

消费者价格指数手册

理论与实践



国际劳工组织
International Labour office



国际货币基金组织
International Monetary Fund



经济合作与发展组织
Organisation for Economic Co-operation and Development



欧盟统计局
Statistical Office of the European Communities(Eurostat)



联合国
United Nations



世界银行
The World Bank



中国财政经济出版社

消费者价格指数手册

理论与实践



国际劳工组织
International Labour office



国际货币基金组织
International Monetary Fund



经济合作与发展组织
Organisation for Economic Co-operation and Development



欧盟统计局
Statistical Office of the European Communities(Eurostat)



联合国
United Nations



世界银行
The World Bank



中国财政经济出版社

图书在版编目 (CIP) 数据

消费者价格指数手册：理论与实践 / 国际劳动组织等编者；国际货币基金组织译；国家统计局校。
—北京：中国财政经济出版社，2008.10

ISBN 978-7-5095-1014-8

I 消… II. ①国…②国… III. 消费者—价格手册 IV. F714.1—62

中国版本图书馆 CIP 数据核字 (2008) 第 159062 号

中国财政经济出版社出版

URL: <http://www.cfeph.cn>

E-mail: cfeph.cn

(版权所有 翻印必究)

社址：北京市海淀区阜成路甲 28 号 邮政编码：100036

发行处电话：88190406 财经书店电话：64033436

880×1230 毫米 16 开 34.75 印张 1200 000 字

2008 年 10 月第 1 版 2008 年 10 月廊坊第一次印刷

印数：1—2 000 定价：290.00 元

ISBN 978-7-5095-1014-8

(图书出现印装问题，本社负责调换)

版权 © 2004 年

国际劳工组织/国际货币基金组织/经济合作与发展组织/欧洲共同体统计处/联合国/国际复兴开发银行/世界银行

2004 年首次发行

根据《世界版权公约》第二号议定书的规定，国际劳工局、国际货币基金组织、经济合作与发展组织、欧洲共同体统计处（Eurostat）、联合国欧洲经济委员会和世界银行（下称出版机构）的出版物享有版权保护。但在注明出处后，可以未经授权简短摘引其内容。

欲获得本出版物英文原版的复制权或法文和西班牙文以外语文本的复制权，请向国际劳工局递交申请，地址是：Publications Bureau (Rights and Permissions), International Labour Office, CH-1211 Geneva 22, Switzerland。国际劳工局欢迎各方申请。

关于法文本和西班牙文本的复制权，应向国际货币基金组织递交申请，地址是：International Monetary Fund, 700 19th Street, N.W. Washington, DC, 20431, United States。已在英国版权许可代理公司[地址：90 Tottenham Court Road, London W1P 4LP; 传真：(+44) (0) 207 631 5500; 电子邮件：cla@cla.co.uk]或在美国版权许可中心[地址：222 Rosewood Drive, Danvers, MA 01923; 传真：(+1) (978) 750 4470; 电子邮件：info@copyright.com]或在其他国家相关复制权机构注册的图书馆、机构以及其他用户可以按照所获得的专门许可权复印本出版物。

国际劳工组织/国际货币基金组织/经济合作与发展组织/联合国欧洲经济委员会/欧洲共同体统计处/世界银行
《消费者价格指数手册：理论与实践》
日内瓦，国际劳工局，2004 年

指南，消费者价格指数，数据采集，统计方法，计算，方法，发达国家，发展中国家。09.02

ISBN 92-2-113699-X

国际劳工局图书在版编目数据

本出版物中所用名称与出版机构习惯用法保持一致，这些名称以及出版物中材料的编写方式并不意味着出版机构对任何国家、地区、领土或其当局的法律地位，或对其边界的划分，表示任何意见。

署名文章、研究报告以及其他材料中表示的意见之责任由作者自负，予以引用并不表示出版机构赞同其中表示的意见。

提及的商号名称、商品和制造方法并不意味着出版机构认可，同样，未提及的商号、商品或制造方法也不意味着出版机构不认可。

国际劳工局出版物可通过许多国家的主要书商或国际劳工局当地办事处购得，或直接向国际劳工局出版处（International Labour Office, CH-1211 Geneva 22, Switzerland）购取。可按上述地址或通过电子邮件（pubvente@ilo.org，网址：www.ilo.org/publns）索取免费的新出版物目录或书单。

在中国印制。

前言

本书增补和修订了 1989 年出版的《消费者价格指数：国际劳工组织手册》。六个国际组织通过国际价格统计工作组（IWGPS）联合开展了修订工作。这六个国际组织是：国际劳工局（ILO）；国际货币基金组织（IMF）；经济合作与发展组织（OECD）；欧洲共同体统计处（Eurostat）；联合国欧洲经济委员会（UNECE）；及世界银行。本手册由这些组织联合出版。

手册载有关于编制消费者价格指数（CPI）的详细、全面的信息和说明，概述了统计部门在决定如何处理与编制消费者价格指数相关的各项问题时应考虑的概念问题和理论问题。手册既供发达国家使用，又供发展中国家使用。各章论述了许多专题，其中阐述了现行的各种做法，酌情提出了备选办法，并陈述了每项备选办法的利弊。手册内容翔实，应能满足许多用户的需求。

本手册的主要用意是，协助消费者价格指数编制人员、尤其是正在修订或构建消费者价格指数的国家的编制人员开展工作。我们借鉴了大量经验和广泛专长，说明了实用的适当计量方法。本手册还有助于国家编制较易比较的消费者价格指数，以便统计部门和国际组织进行有意义的国际比较。它汇聚了丰富的专业知识，可供自学或用作消费者价格指数的培训教材。

消费者价格指数的其他用户，如雇主、工人、政策制定者和研究人员等，也可从中获益。他们不仅将从中了解各种采集数据和编制消费者价格指数的方法，而且还可了解各项方法的局限性，以便正确解读统计结果。

起草和修订工作耗时5年，其间举行了多次会议，汇集了各国统计部门、国际组织和区域组织、大学、研究所的消费者价格指数专家。新手册在很大程度上即归功于这些专家的意见和智慧。

手册的电子版见互联网网址：www.ilo.org/stat。国际价格统计工作组认为手册是一本“活书”，今后还将进行修订和更新，以更详细地阐述某些内容。我们尤其将根据负责审议消费者价格指数专题的国际团体和会议（如国际劳工统计学家会议（ICLS））、国际价格统计工作组（“渥太华工作组”）会议以及联合国欧洲经济委员会/国际劳工局消费者价格指数联合会议等的讨论情况和建议，开展修订和更新工作。

国际价格统计工作组欢迎各方发表对手册的评论，评论请送交国际劳工局统计司（电邮：stat@ilo.org）。我们在今后开展任何修订工作时将考虑各方的意见。

国际劳工局（ILO）：A. Sylvester Young，统计司司长

国际货币基金组织（IMF）：Horst Koehler，总裁

经济合作与发展组织（OECD）：Enrico Giovanini，统计司司长

欧洲共同体统计处（Eurostat）：Bart Meganck，经济统计与经济货币趋同部主任

联合国欧洲经济委员会（UNECE）：Heinrich Brünger，统计处处长

世界银行：Shaida Badiee，发展数据分部主管

目 录

前言	v
序言	xxiii
鸣谢	xxix
读者指南	xxxiii
第一章 消费者价格指数方法简介	1
消费者价格指数的起源和用途	1
指数的选用	2
基于产品和服务篮子的价格指数	2
Lowe 指数	2
Laspeyres 指数和 Paasche 指数	3
应用 Laspeyres 指数和 Paasche 指数分解现值变化	3
Lowe 和 Laspeyres 指数比率	3
更新的 Lowe 指数	3
不同固定篮子指数之间的关系	4
Young 指数	4
Young、Laspeyres 和 Paasche 几何指数	4
对称指数	5
定基指数与链指数	5
指数的公理检验法和随机检验法	6
第一种公理检验法	6
根据第一种公理检验法为指数排序	7
几项进一步检验	7
随机检验法与第二种公理检验法	8
非加权随机检验法	8
加权随机检验法	8
第二种公理检验法	8
生活费用指数	9
生活费用指数的上限和下限	9
一些特例	9
使用优指数估算生活费用指数	10
代表性偏差	10
数据要求与计算问题	11
允许替代	11
集合问题	11
数据示例	11
季节性产品	12
初级价格指数	12
基本分类的权数	13
不同初级指数公式之间的关系	13
初级指数公理检验法	13
初级指数的经济分析法	14

概念、范围和分类	15
获得和使用	15
无条件的生活费用指数和有条件的生活费用指数	16
某些类别的交易	16
住户生产	17
住户和商户的涵盖范围	18
价格变化	18
分类	18
消费者价格指数与国民账户	19
支出权数	19
住户支出调查与国民账户	19
用于估算支出权数的其他数据源	20
采集价格数据	20
随机抽样与主观选择	20
价格采集方法	21
连续采集价格	21
重新抽样	22
根据质量变化调整价格	22
评估质量变化对价格的影响	22
按质量变化进行隐含调整法	23
显性质量调整	24
项目替代与新产品	25
新产品和服务	25
实际计算消费者价格指数	25
初级价格指数	26
高层级指数	26
组织与管理	27
发表与公布	27
第二章 消费者价格指数的用途	29
可能的消费者价格指数系列	29
指数化	29
工资指数化	29
社会保障福利指数化	29
用于指数化的指数类型	30
对利率、租金和其他合同付款的指数化处理	30
征税	30
实际消费与实际收入	30
价格指数与支出序列的一致性	31
购买力平价	31
在发生通货膨胀情况下将消费者价格指数用于核算目的	31
现行购买力账户	31
现行成本核算	32
消费者价格指数与广义通货膨胀	32
消费者价格指数与通货膨胀目标	32
消费者价格指数与通货膨胀的国际比较	32
消费者价格指数作为经济指标的普及性	32

维护消费者价格指数独立性与信誉的需要	33
第三章 概念与范围	35
导言	35
其他消费总量	35
获取与支出	35
货币性与非货币性支出	36
获取与使用	36
耐用品与非耐用品	36
基于获取与使用的消费者价格指数	37
篮子指数与生活费用指数	37
Lowe 指数	37
生活费用指数	37
消费者价格指数范围以外的支出和其他付款	38
转移	38
保险	39
博彩	39
金融资产交易	39
购买与销售外币	39
付款、融资与信贷	40
金融交易与借款	40
产生金融资产/负债	40
分期付款租购	40
利息支付	41
住户生产	41
商业活动	41
自产自用	41
住户范围与商户	43
住户的定义	43
住户类型	43
地理范围	44
商户范围	45
价格差异	45
价格歧视	45
不同商户的价格差异	45
商户轮换	46
对一些特定住户支出的处理	46
代理人与中介人的收费	46
不受欢迎或非法的货物与服务	46
奢侈货物与服务	47
二手货物	47
推算在货物与服务上的支出	47
价格涵盖范围	48
税收与补贴	48
折扣、回扣、忠诚度回赠制度及“免费”产品	48
分类	49
对消费支出的分类标准	49

根据产品类型进行分类	49
按照目的分类	50
消费者价格指数分类	50
发布水平	50
《按目的划分的个人消费分类》	50
附录 3.1 消费者价格指数与国民核算价格缩减指数	52
第四章 支出权数及其来源	53
导言	53
消费者价格指数的权数结构	53
中类、小类和细类权数	54
地区权数	54
商户或商户类型权数	55
基本分类权数	55
数据来源	55
住户支出调查	55
国民核算	56
零售数据	56
购买点调查	56
扫描数据	56
人口普查	57
权数的实际计算	57
非消费性支出	57
次要支出	57
难以定价的产品	57
不同资源的使用与结合	57
调整从住户支出调查中得到的权数	58
权数参考期	58
修订权数的必要性	58
更新权数的频率	58
分类	59
需要特殊处理的项目	59
加权误差	61
第五章 抽样法	63
导言	63
概率抽样技术	63
概率抽样在消费者价格指数上的运用	64
概率与规模成比例抽样技术	64
美国劳工统计局使用的抽样方法	65
非概率抽样技术	65
使用非概率抽样法的原因	65
排除抽样	66
定额抽样	67
代表性项目法	67
抽样时间	67
抽样方法的选择	67

估算程序	68
消费者价格指数的估算程序	68
方差估算	70
初级指数公式的方差	70
美国模式	70
瑞典模式	70
法国模式	71
卢森堡模式	71
其他方法	72
最佳配置	72
总结	72
第六章 价格采集	75
导言	75
采集频率与时间选择	75
对恶性通货膨胀的处理	77
产品说明（规格）	77
价格采集程序	78
价格采集技巧	80
调查表的设计	81
现场采集程序	83
集中及总部价格采集	83
降价	84
讨价还价	85
不得以的替换、产品替代及质量调整	88
相关问题	88
电子申报	88
购买力平价	89
数据质量与质量保证	89
文档记录	89
附录 6.1 简约价格采集表之摘录	90
第七章 质量变化调整	91
导言	91
为什么可比型号法可能会失败	91
丢失项目	91
抽样问题	92
新产品	93
质量变化的特征	93
基于效用的方法	94
条件指数	95
关于可比项目退市时质量调整方法的概述	95
加法调整与乘法调整	96
基期与当期调整	97
长期与短期比较	97
隐性质量调整方法	97
重叠法	97

总体均值或目标均值虚拟	99
组均值虚拟法	102
可比替换法	102
保持价格不变的连接法	103
结转法	103
显性质量调整方法	103
专家判断	103
数量调整	104
生产成本或选项成本的差异	105
特征法	106
特征法的局限性	111
选择质量调整方法	112
型号更新率高的高科技部门和其他部门	115
一些例子	115
特征价格指数	116
特征指数与可比指数的差异	119
链接法	119
长期与短期比较	120
短期比较的质量调整方法	121
采用虚拟的隐性短期比较	122
单阶段指数与两阶段指数	123
附录 7.1 个人电脑数据，来自于美国康柏电脑与戴尔电脑网页，2000 年 7 月数据，举例说明特征回归法	124
第八章 项目替代、样本空间和新产品	127
导言	127
可比的样本	127
样本空间和样本替换或替代	128
样本轮换、链可比和特征指数	129
质量调整策略所需要的信息	130
统计数据诠释系统	130
新产品及其与发生质量变化的产品的不同之处	131
纳入新产品	132
样本的重置基期和轮换	133
定向替换和定向样本扩大	133
保留价格	135
总结	136
附录 8.1 产品或商户的出现或消失	137
附录 8.2 新产品与替代	140
第九章 实践中消费者价格指数的计算	143
导言	143
基本分类价格指数的计算	143
基本分类的构成	143
初级价格指数的构成	145
编制初级价格指数的公理法	147
编制初级价格指数的经济分析法	148
基本分类的链指数与直接指数	149

汇总的一致性	149
缺失价格观察值	150
其他初级价格指数公式	154
单位价值指数	155
适用于扫描数据的公式	155
较高层级指数的计算	155
作为初级指数加权平均数的消费者价格指数	156
数例	156
Young 指数与 Lowe 指数	157
分解 Young 指数	158
从权数参考期到价格参考期的价格更新	158
新权数的引入与链接	160
指数变化的分解	163
固定加权指数以外的其他指数	164
数据编辑	164
发现可能的错误和界外值	165
核实和修正数据	167
第十章 一些特例	169
导言	169
房主自住房	169
使用法	169
支付法	170
购置法	173
服装	175
服装市场	175
非季节性服装指数的确定方法	175
服装项目的替换与质量变化	176
将季节性服装纳入消费者价格指数的方法	177
小结	181
电信服务	181
代表性项目-可比样本	182
代表性项目-单位价值	183
顾客档案	183
账单样本	184
金融服务	185
货币兑换	185
股票经纪服务	186
存贷业务	187
房地产代理服务	188
财产保险服务	189
支付法	189
使用法	190
购置法	190
确定总保险费的价格	190
用总保险费代表净保险服务收费	190
附录 10.1 存款产品价格指数的计算实例	192

第十一章 误差与偏差	197
导言.....	197
误差类型.....	197
抽样误差.....	197
非抽样误差.....	197
误差和偏差的计量.....	198
方差估算.....	198
关于非抽样误差的定性描述.....	198
误差最小化方法.....	199
偏差类型.....	200
偏差要素.....	201
上层替代偏差.....	201
基本分类偏差.....	202
质量变化偏差和新产品偏差.....	202
新调查对象偏差.....	203
偏差估算值的汇总.....	203
结论.....	204
第十二章 组织与管理	205
导言.....	205
实地采集.....	205
外包.....	205
集中采集.....	207
实地采集工作的质量.....	207
描述.....	207
连续性.....	207
对数据记录的质询.....	207
反馈.....	208
实地采集过程中的质量检查：审计人员的作用.....	208
监督.....	208
事后检查.....	208
审计人员的其他职能.....	209
总部的质量检查.....	209
报告.....	210
算法.....	210
编制和公布指数.....	210
月度编制.....	211
电子表格.....	211
引入变化.....	211
灾难恢复.....	211
质量管理和质量管理体系.....	212
质量管理体系.....	212
进一步运用质量管理技术.....	213
业绩管理、发展和培训.....	213
培训要求.....	213
为编制人员和采集人员提供的特定培训.....	214
文件.....	214

检查.....	214
第十三章 公布、散发和用户关系	215
导言.....	215
以时间序列表示水平和变化.....	215
指数的季节调整与修匀.....	216
分析引起变化的原因.....	216
对指数的经济评注和解释.....	216
列示相关或其他指标.....	216
核心通货膨胀.....	216
其他指数.....	217
分类指数.....	217
新闻发布稿、公告和方法说明.....	217
公布消费者价格指数的国际标准.....	219
消费者价格指数的公布时间.....	219
公布及时性与数据准确性.....	219
数据可得性.....	220
保密性.....	220
电子公布.....	220
与用户的磋商.....	220
消费者价格指数的不同用途.....	220
方法说明.....	220
咨询委员会的作用.....	221
对指数质量的解释.....	221
第十四章 价格统计体系	223
导言.....	223
国民核算作为价格统计体系的框架.....	224
产品和服务的供应与使用总量.....	224
制度单位和基本单位.....	225
制度单位核算.....	227
主要价格指数中的消费者价格指数.....	241
消费者价格指数支出总量的范围.....	241
衡量市场交易通货膨胀的消费者价格指数.....	244
消费者价格指数中跨境购物的处理.....	244
国民核算中的其他价格指标.....	244
总供给的价格指数.....	244
中间消耗的价格指数.....	245
最终使用的价格指数.....	245
国内生产总值的价格指数.....	245
劳动服务的价格指数.....	246
产品和服务价格统计体系的框架.....	246
产品和服务支出的国际比较.....	250
第十五章 基本指数理论	251
导言.....	251
将总量值分解为价格和数量两部分.....	252
总量值的分解和乘积检验.....	252

Laspeyres 和 Paasche 指数	252
固定篮子价格指数的对称平均数	254
作为 Paasche 和 Laspeyres 指数平均值的 Fisher 指数	254
Walsh 指数和纯价格指数理论	255
年度权数和月度价格指数	257
采用月度价格和基年年度数量的 Lowe 指数	257
Lowe 指数和中间年份指数	261
Young 指数	262
Divisia 指数及对指数的离散近似	265
Divisia 价格和物量指数	265
对连续时间 Divisia 指数的离散近似	266
定基与链指数	267
附录 15.1 Paasche 和 Laspeyres 指数关系	271
附录 15.2 Lowe 和 Laspeyres 指数间的关系	271
附录 15.3 Young 指数与其时间对偶之间的关系	272
附录 15.4 Divisia 法和经济分析法间的关系	273
第十六章 指数理论的公理法和随机法	275
导言	275
指数理论的水平法	276
单边价格指数的公理法	276
单边价格指数的第二种公理法	277
双边价格指数的第一公理法	278
双边指数和一些早期检验	278
齐次检验	279
不变性和对称性检验	279
平均值检验	280
单调性检验	281
Fisher 理想指数和检验法	281
其他指数的检验表现	282
可加性检验	282
价格指数的随机法	284
早期未加权随机法	284
加权随机法	285
双边价格指数的第二随机法	288
基本框架和一些初步检验	288
齐次检验	288
不变性和对称性检验	289
平均值检验	290
单调性检验	290
加权检验	290
Törnqvist–Theil 价格指数和双边指数的第二检验法	291
Lowe 和 Young 指数的检验特性	293
附录 16.1 Törnqvist–Theil 价格指数在第二个双边检验法中的最优性证明	294
第十七章 指数理论的经济分析法：单一住户情况	295
导言	295

Konüs 生活费用指数和可观测的界线	295
同位偏好时的真实生活费用指数	298
最优指数: Fisher 理想指数	300
r 阶二次平均最优指数	302
最优指数: Törnqvist 指数	303
最优指数的近似属性	305
最优指数和两阶段汇总	306
Lloyd-Moulton 指数公式	308
年度偏好和月度价格	309
Lowe 指数作为真实生活费用指数的近似值	310
Lowe 指数偏差的一阶近似	311
Lowe 指数替代偏差的二阶近似	311
季节性产品的问题	314
零价格提高到正价格的问题	315
第十八章 指数理论的经济分析法: 多住户情况	317
引言	317
金权生活费用指数和可观测的界值	317
Fisher 金权价格指数	319
民主生活费用指数与金权生活费用指数	321
第十九章 使用人工数据集测定的价格指数	325
引言	325
人工数据集	325
早期的价格指数: Carli、Jevons、Laspeyres 和 Paasche 指数	326
不对称加权价格指数	327
对称加权指数: 最优指数和其他指数	328
按两个汇总阶段构建的最优指数	329
Lloyd-Moulton 价格指数	329
Fisher 理想指数加性百分比变动分解	331
Lowe 指数和 Young 指数	332
基于 Lowe 公式的中间年份指数	333
Young 型指数	333
第二十章 初级指数	335
引言	335
理想的初级指数	335
基本分类的汇总和分类问题	337
实践中采用的初级指数	340
常用初级指数之间的数值关系	341
编制初级指数的公理法	342
编制初级指数的经济分析法	344
编制初级指数的抽样法	346
构建基本分类过程中扫描数据的使用	346
编制初级指数的简单随机法	348
结论	349

第二十一章 质量变化和特征	351
导言	351
新的和正在消失的项目.....	351
特征价格和隐性市场.....	352
作为一揽子特征的项目.....	352
消费者或需求方.....	352
生产者或供应方.....	354
均衡.....	355
特征价格的含义.....	355
另一种基于消费者的特征理论公式.....	356
特征指数	358
理论特征价格指数.....	358
特征回归与时间虚拟变量.....	359
特征虚拟指数.....	359
最优的精确特征指数.....	360
未加权特征指数和未加权可比指数公式.....	362
新产品与服务	362
附录 21.1 一些计量经济学问题	365
第二十二章 季节性产品的处理	371
导言	371
季节性商品数据集.....	372
同比月度指数.....	374
同比年度指数.....	378
滚动年份年度指数.....	380
使用当期同比月度指数来预测滚动年指数.....	384
最大重叠月环比价格指数.....	385
对不可得价格采用结转价格的年度篮子指数.....	389
对不可得价格进行虚拟的年度篮子指数.....	391
Bean 和 Stine C 型或 Rothwell 指数	392
使用月环比年度篮子指数来预测滚动年指数.....	393
结论	394
第二十三章 耐用品和用户成本	397
导言	397
获取法	398
租金等价法	399
用户成本法	399
用户成本和获取成本间的关系.....	401
其他折旧方式	402
(非变化)耐用消费品的普通折旧方式.....	402
几何或余额递减折旧.....	404
直线折旧.....	404
“单驾马车”或灯泡折旧.....	405
独特耐用品和用户成本法	406
房主自住房的用户成本.....	407
与房主自住房有关的成本的处理.....	409

抵押贷款利息成本的处理	409
房产税的处理	409
房屋保险的处理	410
维修和翻新支出的处理	410
房屋购买交易成本的处理	412
房东与所有人的用户成本	412
损坏成本	412
租金拖欠和空置成本	412
账款收取和维护成本	413
资本的机会成本	413
出租房屋额外服务的提供	413
支付法	414
房主自住房定价的其他方法	414
获取法	414
租金等价法	414
用户成本法	415
主要词汇表	417
词汇表附录 一些基本的指数公式和术语	428
附件一 调和消费者价格指数 (欧盟)	431
附件二 按目的划分的个人消费分类 (COICOP) —— 摘录	443
附件三 2003 年第十七届国际劳工统计学家会议通过的关于消费者价格指数的决议	461
附件四 消费者价格的空间比较、购买力平价和国际比较项目	471
参考文献	483
索引	497

表

表 4.1 关于细类“新鲜水果”按地区或商户类型划分的权数例子	55
表 5.1 根据概率与规模成比例抽样法从 10 家商户中抽出 3 家商户的系统性样本	64
表 5.2 根据概率与规模成比例抽样法从 10 家商户中抽出 3 家商户的 Pareto 样本	65
表 6.1 例子：显示各商店或货摊报价数目的调查表	86
表 6.2 举例说明在存在议价的情况下决定购买者实际支付价格的方法	87
表 7.1 隐性质量调整方法举例	97
表 7.2 当假定经质量调整后新项目的 (平均) 价格变化相对于它所替代项目的价格而言不发生变化时，经隐性质量调整后产生偏差的例子 ($r_2=1.00$)	101
表 7.3 面粉袋包装大小、价格和单价	105
表 7.4 戴尔和康柏个人电脑的特征回归结果	109
表 7.5 长期与短期比较的例子	121
表 8.1 扩大样本举例	135
表 9.1 基本分类价格指数的计算	146
表 9.2 对暂时缺失价格的虚拟	151
表 9.3 正在消失的项目及其替代项目 (没有重叠价格)	152
表 9.4 正在消失的项目及其替代项目 (有重叠价格)	153
表 9.5 初级价格指数的加总	157
表 9.6 权数参考期和价格参考期之间权数的价格更新	159
表 9.7 链指数的计算	161
表 9.8 指数变化的分解	163

表 10.1	抵押贷款债务序列的计算	172
表 10.2	计算抵押贷款利息费用序列的实例	173
表 10.3	说明服装价格指数编制方法的综合价格数据	178
表 10.4	季节性夏装的不同价格指数	179
表 10.5	季节性冬装的不同价格指数	179
表 10.6	所有服装的不同价格指数	180
表 10.7	电信服务指数结构说明（代表性项目法）	182
表 10.8	电信服务规格示例	183
表 10.9	移动电话服务用户档案示例	184
表 10.10	税收对保险服务计量指标的影响（美元）	191
表 11.1	消费者价格指数中的误差分类	197
表 14.1	基本单位、制度单位或机构部门的生产核算	228
表 14.2	基本单位或地方活动类型单位的生产核算（包括产品细目）	229
表 14.3	制度单位和部门的收入使用核算	231
表 14.4	制度单位和部门的收入使用核算（包括产品细目）	233
表 14.5	经济总体的收入使用核算（包括产品细目）	234
表 14.6	资本核算	236
表 14.7	包括产品细目的资本核算	237
表 14.8	对外产品和服务核算	238
表 14.9	包括产品细目的对外产品和服务核算	239
表 14.10	供应与使用表（SUT）	240
表 14.11	主要价格指数的位置和范围：供应和使用表中的各列内容	242
表 14.12	主要价格指数的范围、价格比、范围和权数的定义	243
表 14.13	基本单位、制度单位或机构部门的收入形成核算	246
表 14.14	基本单位和行业的收入形成核算——包括劳动服务（职业）细目	247
表 14.15	价格统计框架	248
表 19.1	六类商品的价格	325
表 19.2	六类商品的数量	325
表 19.3	六类商品的支出和支出份额	325
表 19.4	Laspeyres、Paasche、Carli 和 Jevons 定基指数	326
表 19.5	Laspeyres、Paasche、Carli 和 Jevons 环比指数	326
表 19.6	各种不对称加权定基指数	327
表 19.7	应用环比原理的各种不对称加权指数	327
表 19.8	第 3 至 6 类商品的各种不对称加权定基指数	328
表 19.9	第 3 至 6 类商品的各种不对称加权环比指数	328
表 19.10	各种对称加权定基指数	328
表 19.11	运用环比原理的各种对称加权指数	328
表 19.12	单一阶段和两阶段定基最优指数	329
表 19.13	单一阶段和两阶段优环比指数	329
表 19.14	环比 Fisher 指数和定基 Lloyd-Moulton 指数	330
表 19.15	环比 Fisher 指数和环比 Lloyd-Moulton 指数	330
表 19.16	Diewert 的 Fisher 指数加性百分比变动分解方式	332
表 19.17	Van Ijzeren 的 Fisher 价格指数分解	332
表 19.18	Lowe 和 Young 指数、定基 Laspeyres 指数、Paasche 和 Fisher 指数，以及环比 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 指数	332
表 19.19	五个 Lowe 指数、中间年份指数以及 Törnqvist 和环比 Fisher 指数	333
表 19.20	五个 Young 型指数以及环比 Törnqvist 指数和环比 Fisher 指数	334

表 20.1	可以与 1998 年可比的 2000 年交易的比例	339
表 20.2	根据分类类型计算的 Laspeyres 价格指数, 1998 年 9 月至 2000 年 9 月	340
表 20.3	根据分类类型计算的 Fisher 价格指数, 1998 年 9 月至 2000 年 9 月	340
表 22.1	虚拟季节性数据集: 价格	373
表 22.2	虚拟季节性数据集: 数量	373
表 22.3	Laspeyres 同比月度定基指数	376
表 22.4	Paasche 同比月度定基指数	376
表 22.5	Fisher 同比月度定基指数	376
表 22.6	Paasche 同比月度定基近似指数	377
表 22.7	Fisher 同比月度定基近似指数	377
表 22.8	Laspeyres 同比月度链式指数	377
表 22.9	Paasche 同比月度链式指数	377
表 22.10	Fisher 同比月度链式指数	378
表 22.11	Laspeyres 同比月度链式近似指数	378
表 22.12	Paasche 同比月度链式近似指数	378
表 22.13	Fisher 同比月度链式近似指数	378
表 22.14	Laspeyres、Paasche 和 Fisher 年度定基价格指数	379
表 22.15	Laspeyres、Paasche、Fisher 和几何 Laspeyres 年度定基近似指数	380
表 22.16	Laspeyres、Paasche 和 Fisher 年度链式价格指数	380
表 22.17	Laspeyres、Paasche 和 Fisher 年度链式近似价格指数	380
表 22.18	Laspeyres、Paasche 和 Fisher 滚动年价格指数	382
表 22.19	Laspeyres、Paasche 和 Fisher 滚动年近似价格指数	383
表 22.20	Laspeyres 滚动年定基指数和经过季节调整的滚动年近似价格指数	385
表 22.21	Laspeyres、Paasche 和 Fisher 月环比最大重叠链式价格指数	388
表 22.22	Laspeyres、Paasche 和 Fisher 月环比链式价格指数	388
表 22.23	Lowe、Young、几何 Laspeyres 和带有结转价格的取中滚动年指数	390
表 22.24	使用虚拟价格计算的 Lowe、Young、几何 Laspeyres 和取中滚动年 Laspeyres 指数	391
表 22.25	使用结转价格的 Lowe 指数、Rothwell 和正常化的 Rothwell 指数	392
表 22.26	经过季节调整的带有结转价格的 Lowe、Young 和几何 Laspeyres 指数和取中滚动年指数	393
表 22.27	经过季节调整、使用虚拟价格的 Lowe、Young 和几何 Laspeyres 指数, 经过季节调整的 Rothwell 和取中滚动年指数	395

图

图 4.1	消费者价格指数的典型汇总结构	54
图 6.1	价格收集的程序	79
图 7.1	对不同大小项目的质量调整	104
图 7.2	显示个人电脑价格与处理速度的离散图	107
图 7.3	关于质量变化决策的流程表	114
图 9.1	消费者价格指数 (CPI) 典型的汇总结构	144
图 12.1	价格采集步骤	206
图 17.1	真实生活费用指数的 Laspeyres 和 Paasche 边界	297
图 21.1	有关不同特征组合的消费和生产决策	353
图 22.1	Laspeyres、Paasche 和 Fisher 滚动年定基和链式指数	384
图 22.2	Laspeyres、Paasche 和 Fisher 滚动年定基和链式近似指数	384
图 22.3	Laspeyres 定基指数, 经过季节调整的年近似指数和滚动年近似指数	385
图 22.4	Lowe、Young、几何 Laspeyres 指数和取中滚动年份 Laspeyres 指数	390
图 22.5	使用插补价格的 Lowe、Young 和几何 Laspeyres 指数和取中滚动年指数	392

图 22.6	Lowe 和 Rothwell 价格指数	393
图 22.7	经过季节调整的带有推后价格的 Lowe、Young 和几何 Laspeyres 指数以及取中滚动年指数	394
图 22.8	使用虚拟价格、经过季节调整的 Lowe、Young 和几何 Laspeyres 指数，经过季节调整的 Rothwell 和取中滚动年指数	395
图 A4.1	最小生成树：欧洲	477
图 A4.2	用于消费者价格指数和国际比较项目工作的价格数据	479
图 A4.3	价格比较的顺序	480

专栏

专栏 13.1	消费者价格指数的公布示例	218
专栏 13.2	对方法的示例性说明—含在消费者价格指数新闻发布稿中	219
专栏 14.1	《1993 年国民账户体系》中的机构部门	226
专栏 14.2	按产出总价值表示的生产价格指数的行业范围或活动范围	230
专栏 14.3	在国民核算体系和消费者价格指数中住房和耐用消费品的处理	232

序言

自1998年以来，国际劳工局（ILO）、国际货币基金组织（IMF）、经济合作与发展组织（OECD）、欧洲共同体统计处（Eurostat）、联合国欧洲经济委员会（UNECE）和世界银行，与一些国家的统计部门和大学的专家一道，合作编写了本手册。各发起组织同意其中载述的各项原则和建议，认为它们是统计机构在编制消费者价格指数（CPI）时可资借鉴的良好做法。但由于实际限制和资源限制，并非所有统计部门都能立即落实其中的一些建议。统计机构应将这些建议作为在修订消费者价格指数和改进消费者价格指数规划时需遵循的指导方针或努力目标。手册并未总能提出明确的解决办法来处理一些具体的概念和实际问题，如样本设计、指数公式选择、根据质量变化对价格的调整以及新产品的处理等问题。所以，统计部门必须根据手册中的经济和统计基本原则，寻求实际的解决办法。

消费者价格指数

消费者价格指数衡量的是消费品和服务价格的月度（或季度）变化率。价格从商店或其他零售商户处采集。常用计算方法是，将住户花在各种产品上的平均支出作为权数，计算各种产品各期价格变化的平均值。消费者价格指数是官方统计，通常由国家统计部门、劳动部或央行编制，并予尽快发表，一般在最近的月度或季度结束大约10天后发表。

手册供消费者价格指数的用户以及编制指数的统计机构使用。按照设计，手册载有以下两项内容。一是相当详细地解释了消费者价格指数的实际计算方法，二是阐述了这些计算方法所依据的基本经济理论和统计理论。

消费者价格指数衡量住户消费者体验和感受到的价格上涨率。由于编制频率和及时性以及其他因素，它还被广泛用作整个经济的通货膨胀总指数。它已成为经济决策尤其是货币政策中考虑的一项关键统计指标。法规以及大量私人合约往往将消费者价格指数作为适用的通货膨胀指标，对各种付款（如工资、租金、利息和社会保障福利金等）进行调整，以抵消通货膨胀的影响。所以，消费者价格指数可以对政府、企业以及住户产生巨大和广泛的金融影响。

考虑到统计部门或负责编制消费者价格指数的其他机构可调用的资源有限，手册为其提供了一些指导方针。就计算消费者价格指数而言，不顾一切地照搬一套简单规则或一套标准程序是不行的。虽然有些一般原则可能普遍适用，但实际采用的价格采集或处理或集合程序必须顾及具体情况，其中必须考虑到指数的主要用途、国内市场的性质和定价做法、统计部门可获得的资源等。统计部门必须做出选择。手册解释了经济和统计的基本概念与原则，以便统计部门能以有效和具有成本效益的方式做出选择，并认识到其选择将产生的一切后果。

手册汇集了世界各地许多统计部门的经验。这些统计部门使用的程序并非一成不变，而是在以下几个因素的影响下不断演变和改进。首先，研究工作不断改进和加强了关于消费者价格指数的经济理论和统计理论。例如，最近的研究进一步澄清了用于处理为编制消费者价格指数而采集的基本价格数据的各种公式和方法的相对优缺点。其次，最近信息技术和通信技术进展也对消费者价格指数方法产生了影响。理论和数据领域的演变可能会影响到消费者价格指数编制工作的各个阶段。新技术可以改进用于采集价格和向中央统计部门传输价格信息的方法，还可改进数据处理和核实工作，其中包括改进针对有关产品和服务质量的变化进行价格调整的办法。最后，使用更好的公式有助于计算更为准确和更为可靠的高层级指数，包括编制总体消费者价格指数。

消费者价格指数领域的国际标准

主要为了促进编制可资国际比较的统计数据，制定了一些国际经济统计标准。国家可从国际标准中

获益。手册载述的消费者价格指数标准汇集了许多国家积累的集体经验和专长。手册为各国借鉴这些经验和专长提供了方便，各国都将获益不浅。

在许多国家中，最初编制消费者价格指数主要是为了能够调整工资，以补偿通货膨胀对购买力的影响。因此，劳动部往往领衔编制消费者价格指数。国际劳工局理事会举行的国际劳工统计学家会议（ICLS）曾一度是讨论消费者价格指数方法和制定指导方针的理所当然的场所。

在1925年第二届国际劳工统计学家会议上，首次制订了消费者价格指数国际标准。不过，首套标准针对的是“生活费用”指数，而不是消费者价格指数。后来将生活费用指数与纯价格指数分为两类不同的指数。纯价格指数的简明定义是，衡量固定的消费品和服务“篮子”购置费用的变化，而生活费用指数衡量的是维持固定的生活标准或效用水平的费用的变化。为此，1962年第十届国际劳工统计学家会议决定采用应被理解为涵盖了这两个概念的较笼统的“消费者价格指数”这一术语。这两个概念不应相互抵触。手册指出，不管是编制消费者价格指数，还是编制生活费用指数，最佳做法其实可能很相似。

国际劳工统计学家会议分别于1947年、1962年和1987年通过有关决议，三次修订了国际标准。在1987年修订了消费者价格指数标准后，撰写了编制方法手册（Turvey，1989年），以指导国家实际应用这些标准。

本次修订背景

在1989年版国际劳工局手册印行了几年后，人们认识到还需进一步研究和分析若干突出的和有争议的方法问题。为此设立了由各国统计部门、国际组织和世界各地大学的价格指数专家组成的一个专家组。专家组于1994年在渥太华举行了首次会议，因此得名“渥太华工作组”。渥太华工作组是联合国统计委员会设立的专门负责处理特定统计方法问题的城市工作组之一。该工作组在1994年至2003年期间，共举行了7次会议，提交和讨论了100多份价格指数理论和实践专题研究文件。这些会议得出的一项结论是，显然可以通过若干途径改进和加强现行的消费者价格指数编制方法。

与此同时，控制通货膨胀成为多数国家的一项高度优先的政策目标。消费者价格指数被广泛用于衡量和监视通货膨胀，许多国家的通货膨胀目标甚至以消费者价格指数的确切变动率表示。20世纪90年代期间，许多国家的通货膨胀率低于20世纪70年代和20世纪80年代的水平，这非但远没有减弱人们对消费者价格指数方法的兴趣，实际上反而刺激了对创设更准确和更可靠的通货膨胀指标的需求。在年度通货膨胀率低至2%或3%时，消费者价格指数微小的误差或偏差就可能造成较大的影响。

为确保消费者价格指数的准确性，有几个国家的政府或研究机构设立了特别专家组研究和评估所使用的方法。消费者价格指数的计算方法受到公众前所未有的注意和审查。得出的一项结论是，现行方法可能会引致某种向上偏差。许多学者和政府经济学家以及消费者价格指数的其他用户都认识到了这一点，认为消费者价格指数没有随着许多产品和服务质量的提高而进行适当调整。不过，事实上此种偏差的程度不明，有时甚至连偏差方向都不清楚。当然，不同种类消费品和服务的偏差不一，不同国家总消费者价格指数受到偏差的总体影响也不同。但偏差可能会很大。为此，手册在这一领域最近研究成果的基础上，相当详细地论述了根据质量变化进行价格调整的问题。可能还存在其他偏差，例如使用过时和无代表性的产品和服务篮子造成的偏差等。所采用的抽样和价格采集办法也可能造成偏差。有几章专门论述了这些问题，其中第十一章概述了可能出现的种种误差和偏差。

消费者价格指数被广泛用于同社会福利（例如养老金、失业救济以及政府其他付款等）挂钩，并被广泛用于自动调整长期合同中的价格。即使微小的偏差，日积月累，都可能会造成相当大的影响，并可能对政府财政预算产生相当严重的后果。所以，政府机构，尤其是财政部，更加重视消费者价格指数，比过去更认真地审查其准确性和可靠性。

由于上述情况，20世纪90年代末期，人们逐渐认识到并同意需要修订、更新和增补1989年版国际劳工局手册。联合国欧洲经济委员会/国际劳工局1997年底在日内瓦举行的会议上正式建议修订手册，并委托对衡量通货膨胀问题感兴趣的主要国际组织负责修订工作。联合国统计委员会于1998年核准了此项战略，并同意将渥太华工作组正式更名为国际价格统计工作组（IWGPS）。1998年第十六届国际劳工统计学家会议还建议修订1987年第十四届国际劳工统计学家会议通过的关于消费者价格指数的决议。在编写

本修订手册的同时，国际劳工局统计司起草了供第十七届国际劳工统计学家会议（2003年11月24日至12月3日）讨论的决议修订草案。尽力确保了这两份文件的连贯性，使其能够相辅相成。¹

现行指数编制方法引起的一些关注

新手册利用过去十年来指数理论和方法领域的大量研究新成果，处理了上述令人关注的各项问题。它建议采用一些新的做法，而不是只整理统计机构的现行做法和据此制定标准。手册针对各项主要关注的问题较详细论述了许多专题。我们现在不妨考察其中几项主要关注。

典型的消费者价格指数的正统编制方法基于 Laspeyres 价格指数概念。Laspeyres 指数衡量首期或基期产品和服务的代表性篮子的购置费用总额在两段时期的变化情况。基期消费者购置产品和服务篮子先按基期价格定价，然后按随后各期的价格一一定价。这一方法至少有以下三项实际优点：易于向公众解释；可以反复使用过去完成的一些住户调查报告或行政部门采集的消费者购置数据，而不需每月采集新数据；如果用户对 Laspeyres 概念感到满意，即不必修订指数。另一项显著优点是，在 Laspeyres 指数中，一直到最低集合层次，集合数据都是连贯一致的。该指数可细分为简单相连的分项总量。

统计机构实际上以另一种方式计算 Laspeyres 消费者价格指数，其具体做法是使用基期支出份额作为权数，对价格变化或价格比率观察值进行加权平均。问题是，尽管 Laspeyres 概念很简单，但实际上难以计算适当的 Laspeyres 指数。为此，统计机构不得不采用近似值：

- 由于通常无法获得基期单项产品的准确支出份额，统计机构采用由100-1 000个产品构成的产品组的基期支出权数。
- 在选定的每一个产品组中，统计机构并不是采集每一个交易价，而是采集商户的代表性价格样本。它们应用平均加权（而不是支出加权）的指数公式，将这些产品的初级价格集合，算出初级集合指数，然后将此指数作为100-1 000个产品组中每一组的价格比率，以算出高层级 Laspeyres 指数。我们认识到，这项分两阶段计算的程序并不完全符合在每一集合阶段都需加权的 Laspeyres 计算方法。但出于若干理论因素和实际考虑，统计机构认为所获得的初级指数价格比率已准确到可在更高集合阶段列入 Laspeyres 计算公式。

这一方法源于八、九十年前 Mitchell（1927年）和 Knibbs（1924年）以及其他先驱的工作成果，至今仍在使用。

多数统计机构通常使用 Laspeyres 指数作为其目标指数，但根据经济理论和指数理论，其他一些种类的指数可能是更适合的目标指数，如 Fisher、Walsh 或 Törnqvist-Theil 指数。众所周知，与这些目标指数相比，Laspeyres 指数存在向上偏差。当然，统计机构可能无法编制这些目标指数，但仍有必要确定某种理论目标指数。需要确定目标指数的另一个理由是，可以据此评估统计机构实际编制的指数，衡量这一指数与理想的理论指数之间的距离。手册中理论性章节阐述了以下四种主要指数理论方法：

- (1) 固定篮子法与固定篮子的对称平均；
- (2) 指数理论随机（统计估算）法；
- (3) 检验（公理）法；以及
- (4) 经济分析法。

许多价格统计人员和专门用户熟稔第三和第四种方法，所以我们不妨在这里简述一下第一和第二种方法。

Laspeyres 指数是一项篮子指数。而从理论角度，就两个比较期而言，使用当期数量篮子编制的 Paasche 指数也同样有效。按照统计理论，如果同一概念产生两项同样有效的估算，应取两者的平均值。但问题是有多重平均法，选用何种平均法是一项需要解决的重要问题。手册提出，Laspeyres 与

¹ 2003年通过的消费物价指数问题决议见附件三。另见国际劳工局统计司网站：<http://www.ilo.org/public/english/bureau/stat>。

Paasche 指数的几何平均值是“最佳”平均值（即 Fisher 理想指数）。而“最佳”篮子是使用两个比较期几何平均值构建的篮子（即 Walsh 指数）。从统计估算的角度，“最佳”指数是使用两个比较期支出份额（算术）平均值作为权数的价格比率几何平均值（即 Törnqvist-Theil 指数）。

在这里应指出的是，指数理论显示，确定指数公式中应使用的各期某一产品的价格和数量确实成问题。这里的难题是同一个产品可能有不同的售价。那么究竟哪个价格才是该产品在该期最有代表性的售价呢？答案是单位售价，因为这一价格乘以该期出售总件数等于销售总值。当然，手册不建议使用异质产品的单位价格，而只建议应计算相同产品的单位价格。

标准的指数方法存在以下六个令人关注的主要问题。所有这些问题都很重要，其先后顺序并不表示重要程度的高低。

1. 在最后集合阶段，通常消费者价格指数并不是真正的 Laspeyres 指数，因为使用的支出权数是参考年的支出权数，而该支出权数的参考年与价格参考月（或季度）并不一致。换言之，支出权数是年度支出权数，价格却是月度价格。而在真正的 Laspeyres 指数中，支出权数期必须与价格参考期一致。事实上，许多统计机构在最后集合阶段实际编制的指数的权数参考期位于价格基期之前。与真正的 Laspeyres 指数相比，这类指数可能有一些向上偏差，尤其在按照价格变动情况对 Laspeyres 基期的支出权数进行更新后，可能会有一些上偏。所以，与 Fisher、Walsh 或 Törnqvist-Theil 理论目标指数相比，这类指数肯定存在上偏。
2. 在最初集合阶段，使用了价格或价格比率的未加权平均值。人们原先一直以为使用未加权指数造成的偏差并不太显著，但随着越来越容易获得电子销售点的扫描数据，最近看法已有变化。最近的证据显示，与上述各个理想目标指数的结果相比，低层级集合可能会造成相当大的上偏。
3. 传统的消费者价格指数方法的第三个令人关注的问题是，虽然统计机构普遍认识到在如何处理质量变化和新产品方面存在问题，但难以找到连贯一致的方法解决在使用一组固定数量编制 Laspeyres 指数时遇到的这些问题。“特征回归法”是对价格指数进行质量调整的最流行的良好方法。根据此项方法，任何时点的产品价格均与该产品相对于替代产品的有形特征和经济特征密切相连。事实上，对于如何将特征回归法纳入消费者价格指数的理论框架尚有很多争议。本手册的理论性章节和实用性章节腾出相当篇幅阐述了这些方法问题。旧产品退市和新产品上市造成的问题比大约 80 年前设计传统的消费者价格指数方法时严重得多。当时，这些问题未获重视。目前，年初市面上销售的很多类产品（如耐用消费品型号），到了年底已不再销售。样本流失造成了极大的方法问题。在进行低层级集合时，有必要（至少在许多产品组中有必要）使用链指数，而不是定基指数。但一些未加权的链指数可能存在相当大的上偏。
4. 第四个令人关注的主要问题是如何处理季节性产品问题，这与以上第一个问题有关。如果了解价格变动的较长期趋势，使用年度数量或年度支出份额有一定的合理性。但央行等一些用户主要关心的是短期的月度变化，在此情况下使用年度权数就可能发出错误信号。由于季节性产品在落令月份的权数很小，使用年度权数可能会严重高估过季落令产品的月度价格变动。如果产品在一年中的某些月份完全脱销，问题尤其严重。虽有办法解决这些季节性产品问题，但由于这需要编制用于短期衡量价格变动的指数和剔除季节性影响的较准确的长期指数，消费者价格指数的许多编制者和用户并不一定会喜欢这些办法。
5. 传统的消费者价格指数方法引起的第五个令人关注的问题是，尽管服务业已变得极为重要，但在消费者价格指数中，与多数的经济统计一样，相对而言，服务仍未获得足够重视。在典型的消费者价格指数中，采集的产品价格数目大大多于服务价格的数目，产品组数目亦大大多于服务组数目。衡量服务的价格变化和数量变化问题虽涉及严肃的理论问题和实际问题，但向来未获重视。较难衡量的服务业有：保险、博彩、金融服务、广告、电信、娱乐以及住房服务等。在许多情况下，统计机构根本没有资源或方法适当处理这些困难的衡量问题。
6. 最后，现行消费者价格指数方法的一个问题是，没有考虑到可能需要为满足用户的需求而编制多个消费者价格指数。例如，一些用户可能需要及时获得价格的逐月变动情况。这就需要事先确

定的、也许不当或过期但却立即可得的权数来编制篮子指数。而其他一些用户则可能希望获得更准确或更有代表性的价格变化情况，所以可能愿为获得更准确的信息而等候一段时间。出于这一考虑，美国劳工统计局追溯发表的优指数对称使用了当期权数信息和基期权数信息。这是完全合理的安排，考虑到了不同用户的不同需求。房主自住房的处理问题是编制多个指数的另一个原因。可用获得法、等价租金法或用户成本法处理这一问题。每种方法都有一定道理，但这三种方法短期内可能会得出相当不同的结果。统计机构必须选用其中一种方法，不过这三种方法各有所长，所以也可采用另外两种方法编制指数，作为序列分析数据，供感兴趣的用户使用。编制多个指数的第三个原因是，受季节性产品影响，逐月指数所涵盖的产品可能有别于同比月度指数所涵盖的产品。

本手册论述了上述问题。坦率探讨这些问题将激发大学、政府部门、中央银行等机构的经济学家和统计师处理这些计量问题并提出供统计机构采用的新的解决办法。公众在了解这些问题后，会进一步认识到需要向统计机构提供更多资源，以便统计机构更好地开展经济计量工作。

消费者价格调和指数

欧盟各成员国通货膨胀率必须逐渐趋同是1999年设立货币联盟的一项重要的先决条件。这需要有准确的通货膨胀目标，并需商定如何确保可以相互比较不同国家的价格指数。在欧洲统计局的合作下，欧盟各成员国的国家统计局在20世纪90年代期间有系统地详细审查了编制消费者价格指数所涉的各方面问题。最后，欧盟制定了对29个成员国或申请加入国适用的一项新标准，进而推出了欧盟消费者价格调和指数（HICPs）。此项指数的编制方法见手册附件一的概述。

欧盟消费者价格调和指数工作与国际价格统计工作组的工作并行展开。国际价格统计工作组的许多专家既参与了欧盟消费者价格调和指数的工作，又参与了手册的修订工作。我们这里阐述的消费者价格指数编制方法与欧盟消费者价格调和指数编制方法确有很多共同点，但也有些不同之处。欧盟消费者价格调和指数有着非常具体的用途，而本手册阐述的方法具有灵活性，用途多种多样，适用于经济状况和发展水平不一的所有国家。另外，与欧盟消费者价格调和指数标准相比，在消费者价格指数编制方法以及相关的经济和统计理论方面，本手册进一步提供了大量细节、信息、解释和论证。

修订安排

本序言篇首提到的关注通货膨胀衡量工作和控制通货膨胀政策的六个国际组织联手修订了手册。这六个组织向包括从计划经济向市场经济转轨国家在内的处于不同发展水平的国家提供了并且仍在继续提供与消费者价格指数相关的技术援助。它们专门设立了国际价格统计工作组，并联合修订了手册。国际价格统计工作组并非作为专家组开展活动，而是负责修订工作的组织和管理事宜。

工作组的职权是：

- 指定价格指数专家参加修订工作，这些专家或作为技术专家组（TEG/CPI）成员就手册的内容提供实质性意见，或撰写修订本；
- 提供所需的资金以及其他资源；
- 安排技术专家组会议，拟订会议议程，并编写会议报告；以及
- 安排手册的出版和发行事宜。

国际价格统计工作组的成员兼任技术专家组的成员。需指出的是，技术专家组中的专家是应邀以个人身份参与的专家，并不代表其任职的国家统计局或其他机构，因此，其意见并不反映其工作单位的意见。

手册修订工作共花了五年时间，其间开展了以下多项活动：

- 拟订手册大纲，聘请专家起草各章草稿；
- 技术专家组和国际价格统计工作组的成员以及其他专家审阅各章草稿；

- 在一专门网站上公布各章草稿，供有关人士和机构发表意见；
- 由来自统计机构和大学的一小组专家讨论各章的定稿；
- 最后编辑整个手册。

与《生产者价格指数手册》的关系

国际价格统计工作组最初就决定，应在编写本手册的同时编制新的国际生产者价格指数（PPIs）手册。消费者价格指数国际标准已有70多年的历史，而联合国直到1979年才编制了第一版国际生产者价格指数手册（联合国，1979年）。尽管生产者价格指数对衡量和分析通货膨胀很重要，但无论在国家一级，还是在国际上，都未获得适当重视。

为此，与本手册并行，编纂了新的《生产者价格指数手册》（欧洲共同体统计处、国际劳工局、经济合作与发展组织、国际货币基金组织、联合国欧洲经济委员会、世界银行，即将出版）。国际价格统计工作组设立了生产者价格指数技术专家组，该专家组的成员由消费者价格指数技术专家组的成员兼任。这两个专家组相互进行了密切协调。生产者价格指数和消费者价格指数的编制方法有很多共同之处。它们都遵循基本同样的经济理论和统计理论，只是消费者价格指数基于消费行为经济理论，而生产者价格指数基于生产经济理论而已。这两种经济理论同形同构，在指数编制方面得出的结论完全一样。这两本手册内容类似，概念完全一致，甚至有些案文也完全一样。

消费者价格指数技术专家组和生产者价格指数技术专家组的多数成员也是渥太华工作组的积极成员。这两本手册参考了渥太华工作组会议上提交的众多研究报告的内容和结论。

鸣谢

国际价格统计工作组的各组成机构感谢参与起草和编制本手册的各位人士，尤其是感谢编辑 Peter Hill、对本手册理论性章节做出广泛贡献的 W. Erwin Diewert 和审阅了所有理论性章节的 Bert Balk。他们的努力极大地提高了本手册的质量。

各章节的作者是：

	序言	Peter Hill、Paul Armknecht 和 W. Erwin Diewert
	读者指南	Peter Hill
一	简述消费者价格指数方法	Peter Hill
二	消费者价格指数的用途	Peter Hill
三	概念与范围	Peter Hill 和 Fenella Maitland-Smith
四	支出权重及其来源	Valentina Stoevska 和 Carsten Boldsen
五	抽样法	Jorgen Dalén、A. Sylvester Young 和 Bert Balk
六	价格采集	David Fenwick
七	质量变化调整	Mick Silver
八	项目替代、样本空间和新产品	Mick Silver
九	实践中消费者价格指数的计算	Carsten Boldsen 和 Peter Hill
十	一些特例	Keith Woolford、David Fenwick 以及来自几个统计机构的工作人员
	误差与偏差	John Greenlees Bert Balk
十二	组织与管理	David Fenwick
十三	公布、散发和用户关系	Tom Griffin
十四	价格统计体系	Kimberly Zieschang
十五	基本指数理论	W. Erwin Diewert
十六	指数理论的公理法和随机法	W. Erwin Diewert
十七	指数理论的经济分析法：单一住户情况	W. Erwin Diewert
十八	指数理论的经济分析法：多住户情况	W. Erwin Diewert
十九	使用人工数据集测定的价格指数	W. Erwin Diewert
二十	初级指数	W. Erwin Diewert
二十一	质量变化和特征	Mick Silver
二十二	季节性产品的处理	W. Erwin Diewert
二十三	耐用品和用户成本	W. Erwin Diewert
	主要词汇表及其附件	Peter Hill 和 Bert Balk
	附件	
一	消费者价格的调和指数	Alexandre Makaronidis 和 Keith Hayes
二	按目的划分的个人消费分类 (COICOP)	联合国统计委员会
三	2003年第十七届国际劳工统计学家大会通过的关于消费者价格指数的决议	国际劳工局

四 消费者价格的空间比较、购买力平价和
国际比较项目

Prasada Rao

各位作者的身份或工作单位是：

Bert Balk	荷兰统计局
Carsten Boldsen	丹麦统计局
Jorgen Dalén	专家
W. Erwin Diewert	加拿大不列颠哥伦比亚大学
David Fenwick	英国国家统计局（ONS）
John Greenlees	美国劳工统计局（BLS）
Tom Griffin	专家
Keith Hayes	欧洲统计局
Peter Hill	专家，手册编辑
Fenella Maitland-Smith	经合组织
Alexandre Makaronidis	欧洲统计局
Prasada Rao	澳大利亚昆士兰大学
Mick Silver	英国卡迪夫大学
Valentina Stoevska	国际劳工局
Keith Woolford	澳大利亚统计局（ABS）
A. Sylvester Young	国际劳工局
Kimberly Zieschang	基金组织

还有许多专家也对手册做出了极为重要的贡献，这些专家有：Martin Boon（荷兰统计局）；Heber Camelo 和 Ernestina Pérez（拉丁美洲和加勒比经济委员会）；Denis Fixler（美国经济分析局）；Leendert Hoven（荷兰统计局）；Michel Mouyelo-Katoula（非洲开发银行）；Carl Obst（经合组织前工作人员）；Bouchaib Thich（摩洛哥经济预测和规划局）；以及 Ralph Turvey（专家）。下列机构或人士也提供了有益的意见和评论：奥地利统计局；新加坡统计局；美国劳工统计局；Michael Anderson 和 Rob Edwards（澳大利亚统计局）；Eivind Hoffmann（国际劳工局）；Roberto Vilarrubi（马里兰州银泉巴里学校）；2001年6月新加坡消费者价格指数国际研讨会的与会者；以及渥太华工作组的成员。

国际价格统计工作组设立了消费者价格技术专家组（TEG-CPI），由其专门负责修订手册。国际价格统计工作组的成员兼任其成员。技术专家组的成员是：

David Fenwick	主席，英国国家统计局
Paul Armknecht	生产者价格指数技术专家组主席，基金组织
John Astin*	欧洲统计局
Bert Balk	荷兰统计局
W. Erwin Diewert	加拿大不列颠哥伦比亚大学
Yoel Finkel	以色列国家统计局
Carsten Boldsen	丹麦统计局
John Greenlees	美国劳工统计局
Paul Haschka	奥地利统计局
Peter Hill	编辑
Jean-Claude Roman*	欧洲统计局
Bohdan Schultz*	加拿大统计局

* 这些成员仅任职一段时期。

Mick Silver 英国卡迪夫大学
Kimberly Zieschang 基金组织

联合国欧洲经济委员会（Jan Karlsson、Lidia Bratanova*、Miodrag Pesut*、Tihomira Dimova*）和国际劳工局（Valentina Stoevska）共同行使消费者价格指数技术专家组秘书处的职能。

技术专家组共召开了7次会议：1999年2月11-12日（日内瓦）、1999年11月2日（日内瓦）、2001年2月5-6日（华盛顿哥伦比亚特区）、2001年6月25-26日（日内瓦）、2001年10月31日（日内瓦）、2002年3月19-21日（伦敦）和2002年10月14-15日（伦敦）。

国际价格统计工作组共召开了5次正式会议：1998年9月24日（巴黎）、1999年2月11日（日内瓦）、1999年11月2日（日内瓦）、2002年3月21-22日（伦敦）和2003年12月5日（日内瓦）。此外，它还举行了若干次非正式会议。

国际劳工局是国际价格统计工作组的秘书处，A. Sylvester Young 为工作组主席。在手册修订期间，消费者价格指数手册编辑（Peter Hill）、消费者价格指数技术专家组主席（David Fenwick）以及生产者价格指数技术专家组主席兼生产者价格指数手册编辑（Paul Armknecht）出席了国际价格统计工作组的会议。

国际劳工局统计司的 Valentina Stoevska 在国际价格统计工作组的各组成机构协作下，负责手册英文本最终出版协调事宜。国际劳工局出版司为手册的编辑和印行提供了大量服务。最后，我们对认真从事最后草稿文字编辑工作的 Angela Haden 和 Barbara Campanini 表示感谢。

读者指南

《经济统计国际手册》通常阐明概念、定义、分类、范围、定值、数据的记录、汇总程序以及计算公式等内容并提供指导，主要用于协助统计人员编制本国有关统计。本手册的主要目标也是如此。

手册也供政府部门和学术机构的经济学家、金融专家以及消费者价格指数的其他有经验用户使用。消费者价格指数是具有政策用途的关键统计。在多数国家中，它广受新闻界、政府以及广大公众的重视。消费者价格指数乍看简单，但其实概念很复杂，蕴含着大量经济理论和统计理论，并需要对数据进行很复杂的处理。所以，手册也有助于增强人们对消费者价格指数特性的认识。

经济统计编制人员和用户通常必须确知统计主要的衡量对象。像其他学科一样，缺乏理论依据的衡量毫无用处。手册为此认真、全面阐述了有关的最新经济理论和统计理论，并全面介绍了消费者价格指数计量理论与实践。

手册内容广泛，且篇幅可观。鉴于不同读者可能有不同的兴趣和重点，我们无法设计能满足每位读者需要的章次安排。实际上，本手册只是参考资料，不必逐章通读。许多读者可能只对某些章感兴趣。所以，我们在这里简述一下手册的内容，以便利兴趣各异且关心重点不一的读者阅读。

章次安排概述

第一章向所有读者扼要介绍了消费者价格指数的编制方法，提供了有助于理解随后各章内容的基本信息。它概述了第十五至第二十三章详细讲解的指数理论，并简述了第三至第九章所列的实际编制消费者价格指数的主要步骤。但它未概述手册的所有内容，也未论及非一般性的一些具体专题和特例。

第二章解释了消费者价格指数随着需求而不断演变的情况以及消费者价格指数的使用对选择编制方法的影响。第三章阐述了一些基本概念、原则和分类以及指数的范围或覆盖面。不同国家消费者价格指数的覆盖面可能显著不同。

第四至第九章相继介绍了消费者价格指数编制过程中从价格数据的采集和处理到最终指数的计算等各个步骤。第四章说明了如何计算与不同产品和服务的价格变化有关的支出权数。支出权数通常根据住户支出调查结果以及通过其他渠道获得的数据确定。

第五章阐述了抽样问题。消费者价格指数实质上是根据价格样本做出的估算。第五章说明了抽样设计，并陈述了随机抽样和主观抽样的利弊得失。第六章介绍了从所选择的零售商户或其他供应商那里采集价格的实际程序，论述了调查表设计、所选本产品说明及扫描数据和手提计算机的使用等专题。

第七章论述了如何随着所选取的产品或服务质量的变化而对价格进行调整的棘手问题。质量变化引致的价值变化被视为数量变化，而非价格变化。确定质量变化的影响是编制人员面临的严峻的理论和现实问题。第八章阐述了与此密切相关的如何处理并非购入的、而且并无以前价格的新产品或服务的问题。

第九章总结了前五章的内容，并逐一概述了消费者价格指数计算程序的各个阶段。它介绍了如何用采集的各小组产品的原始价格计算初级价格指数，以及随后如何计算初级指数的平均值以获得高层级加总指数直至获得总消费者价格指数的过程。

第十章列举了需要特别处理的一些特例，例如在涉及多个产品的复合交易中价格未单列的产品和服务问题。它还考察了房主自住房情况。第十一章论述了消费者价格指数的可能误差与偏差。

第十二章阐述了组织与管理问题。开展价格调查和处理调查结果是既需要认真规划和组织，又需要有效管理的大规模活动。第十三章涉及统计结果的公布和传播事宜。

第十四章有别于其他章，并未叙述如何编制消费者价格指数。与其他章不同，该章的目的是考察消费者价格指数在价格统计总体系中的地位。不应将消费者价格指数视为独立或孤立的统计数据。该指数所涵盖的消费产品和服务流量只是整个经济一整套相互关联流量中的一种数据。分析通货膨胀需要多项指数，为此必须确知消费者价格指数与生产者价格指数以及其他价格指数（如进出口价格指数等）之间的关系。国民账户体系的供给和使用矩阵为考察这些内在关系提供了适当的理论框架。

第十五至第十八章详细、系统地介绍了指数理论和消费者价格指数的经济理论，考察了五种不同的指数理论方法，全面阐述了最新的指数理论，并介绍了专门刊物和会议所通报的近期指数编制方法动态。

第十五章介绍了指数理论，将价值变化重点分解为价格变化和数量变化。第十六章考察了消费者价格指数的公理法和随机法。公理检验法列出了指数应具备的一些良好特性，并对具体指数公式进行了检验，以查明其是否具有这些良好特性。

第十七章解释了基于消费者行为经济理论的经济分析法。根据经济分析法，消费者价格指数被定义为生活费用指数（COLI）。虽然生活费用指数不能直接计算，但某一类指数（优指数）实际上可以提供生活费用指数的近似值。越来越多的经济学家和其他用户认为，原则上，理想的消费者价格指数应为优指数，如 Fisher 指数。公理法检验结果也显示，Fisher 指数是非常优异的指数。

第十八章论述了集合问题。第十九章运用人工数据集说明了使用不同的指数公式对数值产生的影响。它表明，所选择的指数公式事关重大，不同的指数公式可造成相当大差异，但不同的优指数往往相互趋近。

第二十章论述的一个重要问题是，在消费者价格指数编制工作的第一阶段，在既无数量信息又无权数的情况下，理论上最适当的初级价格指数是何种指数。选择何种初级指数公式事关重大，可能对总消费者价格指数产生重大影响，但这一问题过去不太受重视，直到最近才有所改变。初级指数是消费者价格指数的基本组成部分。

第二十一至第二十三章处理了几个难题。第二十一章从理论角度论述了根据质量变化进行调整的问题，其中包括按照特征法进行调整的问题。第二十二章考察了季节性产品的处理问题。最后，第二十三章阐述了如何处理耐用物品的问题。由于房主自有住房被视为资产，而耐用消费品不被视为资产，如何在国民账户和消费者价格指数中处置这些商品仍是颇为棘手的问题。鉴于在理论上不易调和不同的处理方式，第二十三章论述了所涉的各项理论问题。

手册最后附有词汇表、参考文献以及以下四个专题附件：

- 欧盟消费者价格调和指数（HICPs）；
- 《按目的划分的个人消费分类》（COICOP），这是一种住户支出分类；
- 2003年第十七届国际劳工统计学家会议通过的关于消费者价格指数的决议；
- 消费者价格的空间比较、购买力平价和国际比较项目。

供参考的阅读计划

不同的读者有着不同的需要和重点。主要对编制消费者价格指数感兴趣的读者可能不想深入了解基本经济理论和统计理论的所有精细高深的内容。而对使用消费者价格指数进行分析或将其作为政策依据较感兴趣的读者则可能不太想了解关于开展和管理价格调查的技术细节。

并非所有读者都想通读整个手册，但不管其有何偏好，所有读者都不妨阅读前三章。第一章提纲挈领，概述了手册载述的消费者价格指数理论与实践，向读者讲解了供其理解随后各章内容所需的基础知识。第二章说明了编制消费者价格指数的原因和用途。第三章阐述了消费者价格指数的一些基本概念和范围。

供编制人员参考的阅读计划

第四至第十三章主要供编制人员阅读。这些章按逻辑顺序，基本顺着实际编制消费者价格指数的各个阶段依次排列，从推算支出权数和采集价格数据开始，到公布最终指数为止。

第十四章既供编制人员使用，又供用户使用。它阐述了消费者价格指数在价格指数总体体系中的地位。

第十五至第二十三章主要是理论性章节。需要更深入研读一些理论专题的编制人员可以很方便地在那里找到所需的有关材料。编制人员至少应了解第十五章中的基本指数理论和第十九章中的数据示例。第二十章关于初级价格指数的材料也对编制人员特别有用。

供用户参考的阅读计划

所有读者都不妨阅读第一至第三章。随后十章主要供编制人员使用。许多用户对如何处理质量变化和新产品问题很感兴趣，第七和第八章即较详细论述了这两个专题。简述编制消费者价格指数各个阶段的第九章也可能对用户大有裨益。

论述各种误差与偏差的第十一章和阐述价格统计体系的第十四章对用户和编制人员同样有用。

讲述基本经济理论和统计理论的第十五至第二十三章可能对许多用户有用，尤其是对专业经济学家和经济学科的学生有用。

参考文献

《经济统计国际手册》过去通常并不提供相关参考文献。从前，参考文献大多是只收藏于大学或大型图书馆的学术刊物或会议文件等印刷品，所以罗列参考文献并无用处。许多统计部门的编制人员无法很方便地查阅这些文献。但互联网完全改变了这一状况，人们现已可以自由查阅所有这类材料。为此，与以往的做法不同，本手册罗列了关于指数理论和实践的大量参考文献。

第一章 消费者价格指数方法简介

1.1 价格指数用于衡量一组价格在某一时期的相应变化幅度或百分比变化。消费者价格指数（CPI）衡量的是住户消费品和服务价格的变化情况。这些变化影响消费者收入的实际购买力和消费者福利。由于不同产品和服务的价格变化并不同步，价格指数仅反映平均变化情况。某一基期的价格指数通常为 1 或 100，而其他时期的指数值显示为相对于价格基期而言的平均变化幅度或百分比变化。还可使用价格指数衡量某一时点不同城市、地区或国家价格水平的变化。

1.2 本手册以及关于价格指数的经济专著大多针对以下两个基本问题：

- 价格指数究竟应涵盖哪些价格？
- 哪种价格变化平均值计算方法最为适当？

本章前几节专门论述了这两个问题。

1.3 消费者价格指数是衡量住户购买或以其他方式获得的用于直接或间接满足其自身需求的产品和服务价格变化的指数。消费者价格指数可用于衡量住户感受到的价格上涨率或其生活费用变化（即住户为维持其生活标准所需支出金额的变化）。这两项目标并不矛盾。实际上，多数价格指数为某一组或某一“篮子”消费品的价格变化百分比的加权平均数，权数反映的是消费品在某一时期住户消费中的相对重要性。权数的适当性和及时性非常重要。

1.4 本章扼要介绍和阐述了消费者价格指数的编制方法。它简述了指数编制的有关理论与实践，以便读者阅读和理解以下各章的详细内容，尤其是难免有些技术难度的一些章的内容。我们说明了编制消费者价格指数所需采取的步骤，首先阐述了消费者价格指数的基本概念、定义和用途，然后介绍了用于采集和处理价格数据的抽样程序和调查方法，最后概述了指数的实际计算和公布工作。

1.5 为介绍消费者价格指数方法，首先必须阐明消费者价格指数的基本概念和指数基础理论，其中包括用于或可用于编制消费者价格指数的各类指数的特性和行为。原则上，有必要先确定有待计算的指数类别，然后考察在现有资源限度内进行实际估算的最佳方式。

1.6 本章论述的主要专题是：

- 消费者价格指数的起源和用途；
- 基本指数理论，其中包括消费者价格指数的公理法和经济分析法；
- 初级价格指数和消费者价格总指数；

- 消费者价格指数涵盖的交易、活动和住户；
- 价格的采集和处理，其中包括根据质量变化进行调整；
- 消费者价格指数的实际计算；
- 潜在误差和偏差；
- 组织、管理和公布政策。

鉴于本手册中阐述指数理论的章节较为靠后，本章的论述并不依照手册各章节的先后次序。

1.7 本章无意全面概述手册的内容，而是简述读者需要了解的核心方法问题，以便阅读随后各章的详细内容。关于如何处置无法直接观察的某些产品价格等若干专题，因无关消费者价格指数方法的宗旨，本章未予考察。

消费者价格指数的起源和用途

1.8 消费者价格指数必然服务于一定目的。其确切的界定和构建方式在很大程度上取决于指数的预定用途和对象。第十五章指出，消费者价格指数历史悠久，可上溯至 18 世纪。Laspeyres 指数和 Paasche 指数于 19 世纪 70 年代问世，现仍为世人广泛使用。下文将解释这两个指数。而生活费用指数概念源于 20 世纪初。

1.9 传统上，编制消费者价格指数的一个主要原因是，通过指数化程序，即按照消费者价格指数的百分比变化调整职工的工资水平，以抵消通货膨胀对职工的影响。所以，官方消费者价格指数过去往往由劳动部或劳工部负责编制，而现在则大多改由政府统计部门编制。专用于工资调整的消费者价格指数称为补偿指数。

1.10 消费者价格指数具有以下三大特点：频繁公布，通常每月（有时为每季度）公布一次；通常在月度或季度结束后约两周内迅速编制；通常不予修订。消费者价格指数往往受到密切注意，获得广泛报道。

1.11 因为消费者价格指数及时提供了通货膨胀率信息，所以，除用于工资调整外，还用于其他种用途。例如：

- 广泛使用消费者价格指数对养老金和社会保障福利进行相应调整。
- 消费者价格指数还用来与利息或房租等其他付款或债券价格挂钩。
- 消费者价格指数虽然仅衡量消费通货膨胀程度，但也常被用来代替总体通货膨胀率。一些政府或央行使用这一指数确定其货币政策的通货膨胀目标。

- 还可使用为编制消费者价格指数而采集的价格数据编制其他指数，例如编制用于缩减国民账户中住户消费支出的价格指数或确定用于比较不同国家实际消费水平的购买力平价。

1.12 这些不同用途可能会产生矛盾。例如，使用消费者价格指数作为总体通货膨胀指标可能会形成压力，要求扩大指数的范围，列入住户消费品和服务以外的内容，从而改变消费者价格指数的性质和概念。还应指出的是，由于消费者价格指数被广泛用于同工资以及社会保障福利、利息支付、私人合同等多种支付挂钩，其变化影响着巨额资金的流向，对政府财政状况产生重大影响。因此，公式或编制方法略有变化而造成的消费者价格指数的细微差异可能会产生相当大的金融影响。消费者价格指数方法不仅在理论上很重要，在实践中也很重要。

指数的选用

1.13 第一个问题是决定选用何种指数。参考书目中所列的众多参考资料显示，大量文献阐述了指数理论。过去两百年来人们提出了许多数学公式。也许没有任何一个公式是适用于所有情况的理想公式，但多数经济学家和消费者价格指数编制者看来都同意，原则上应采用一组称为优指数的指数公式。优指数可以提供生活费用指数的近似值。优指数的一项特点是对称处理两个比较期的价格和数量。不同的优指数往往具有类似特点，产生类似结果，行为方式也很类似。即使在消费者价格指数并非用作生活费用指数的情况下，由于优指数的对称性，可能仍宜编制某种优指数。

1.14 在首次发表月度或季度消费者价格指数时，肯定没有当期数量和支出的充足数据，因此无法编制对称指数或优指数。可能有必要在实践中选用次优办法，但为了能在不同的可能性之间做出理性选择，必须清楚知道原则上宜采用的目标指数。此目标指数可能在相当程度上影响实际事项，例如应当对指数权重进行更新的频率等。

1.15 本手册第十五至二十三章全面、详细、严格地论述了有关的最新指数理论。以下各节简述了这方面内容。本章所述的各项论点或定理的演算证明见随后各章，如欲进一步了解，读者不妨查阅随后各章的内容。

基于产品和服务篮子的价格指数

1.16 可将指数的用途解释为用于比较两个时期住户消费品和服务支出的价值。如果我们仅知道支出增加了5%，而并不知道其中有多大变化是产品和服务价格变化所致以及多大变化是购买数量变化所致，就毫无意义了。指数的用途是将总量的相应变化或百分比变化分

解成价格变化和数量变化。消费者价格指数用于衡量住户消费支出变化的价格成分，其中一项办法是在保持数量不变的情况下衡量总量的变化。

Lowe 指数

1.17 有一类非常广泛流行的价格指数反映了一组固定数量（通称为“篮子”）的总购置成本在两个比较期的百分比变化。这一指数的含义通俗易懂，易于向用户解释。本手册将这类指数称为 Lowe 指数，此指数以 1823 年首创这一指数者的名字命名（见第十五章）。多数统计部门实际上采用的就是某种形式的 Lowe 指数。

1.18 设定篮子中有 n 产品，价格为 p_i ，数量为 q_i ，对时期 0 和时期 t 进行比较。Lowe 指数， P_{Lo} 的定义是：

$$P_{Lo} \equiv \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i}$$

1.19 原则上，任何一组数量均可作为篮子。篮子不一定限于其中一个比较期或甚至任何时期的购置量，例如，所用数量可以是两个时期数量的算术平均数或几何平均数。出于实际因素考虑，用于编制消费者价格指数的数量篮子通常必须基于两个比较期之前的一个时期开展的住户消费支出调查结果。例如，自 2000 年 1 月起的月度消费者价格指数可能以 2000 年 1 月为基期（即 2000 年 1 月=100），但篮子中的数量可能得自 1997 年或 1998 年的年度或甚至这两年的支出调查结果。由于采集和处理支出数据需要花费很长时间，将这些数据列入消费者价格指数计算往往有相当长一段时滞。指数可以是月度或季度指数，而篮子则可以是一年篮子。

1.20 消费者价格指数实际使用的数量期为权重参照期，以时期 b 表示。时期 0 是价格参照期。如前所述， b 可能在 0 之前，至少在首次发表指数时可能会是这样，这也是本处的假定，但 b 可以是任何时期，其中包括在 0 和 t 之间的任何时期（如果在 t 之后一段时间后再计算指数的话）。使用时期 b 的数量编制的 Lowe 指数可用下式表示：

$$P_{Lo} \equiv \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b} \equiv \sum_{i=1}^n (p_i^t / p_i^0) s_i^{0b} \quad \text{其中 } s_i^{0b} \equiv \frac{p_i^0 q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b} \quad (1.1)$$

该指数可用两种方式表达和计算：一是两个总值的比率，二是那些使用混合支出份额 s_i^{0b} 作为权重的单产品的价格比率算术加权平均数或价格比率 (p_i^t / p_i^0) 。将支出称为混合支出是由于价格和数量分属两个不同时期（即 0 和 b ）。使用时期 b 和时期 0 之间的价格变化更新时期 b 的实际支出份额 $(p_i^b q_i^b / \sum p_i^b q_i^b)$ ，并乘以价格比

率 (p_i^0/p_i^b), 即可得出混合权数。Lowe 指数被广泛用于编制消费者价格指数。

Laspeyres 指数和 Paasche 指数

1.21 Lowe 指数可以使用任何一组数量, 但专业文献介绍了两个极为突出的特例, 从理论角度来看相当重要。在使用价格参照期的数量时, 即在 $b = 0$ 时, 获得 Laspeyres 指数。而在使用另一时期的数量时, 即在 $b = t$ 时, 则获得 Paasche 指数。有必要较详细审视 Laspeyres 指数和 Paasche 指数的特点以及这两个指数之间的关系。

1.22 Laspeyres 指数, P_L 的定义是:

$$P_L = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^0}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \equiv \sum_{i=1}^n (p_i^t / p_i^0) s_i^0 \quad (1.2)$$

其中 s_i^0 是时期 0 产品 i 的实际支出份额, 即 $p_i^0 q_i^0 / \sum p_i^0 q_i^0$ 。

1.23 Paasche 指数, P_P 的定义是:

$$P_P = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^t}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^t} \equiv \left\{ \sum_{i=1}^n (p_i^t / p_i^0)^{-1} s_i^t \right\}^{-1} \quad (1.3)$$

其中 s_i^t 是时期 t 产品 i 的实际支出份额, 即 $p_i^t q_i^t / \sum p_i^t q_i^t$ 。需注意的是, Paasche 指数是使用时期 t 的实际支出份额作为权数的价格比率的加权调和平均数。根据等式 (1.1), Paasche 指数也可用那些使用混合支出权数的价格比率的加权算术平均数表示, 其中时期 t 的数量按时期 0 的价格定值。

应用 Laspeyres 指数和 Paasche 指数分解现值变化

1.24 Laspeyres 和 Paasche 物量指数的定义方式类似于价格指数的定义方式, 仅将等式 (1.2) 和 (1.3) 中的 p 值和 q 值互换即可。这两个物量指数显示所消费的产品和服务量在时间上的变化。Laspeyres 物量指数以之前某一期的固定价格计算数量, 而 Paasche 物量指数则采用之后某一期的价格。两个时期 (V) 支出价值比率反映了价格变化和数量变化的综合影响。在使用 Laspeyres 指数和 Paasche 指数时, 只有在 Laspeyres 价格 (物量) 指数与 Paasche 物量 (价格) 指数相可比的情况下, 才能确切地将数值变化分解为价格指数乘以物量指数。设定 P_{La} 和 Q_{La} 分别为价格指数和物量指数, 并设定 P_{Pa} 和 Q_{Pa} 分别为价格指数和物量指数, 则 $P_{La} Q_{Pa} \equiv V$ 和 $P_{Pa} Q_{La} \equiv V$ 。

1.25 假如用价格指数缩减国民帐户中住户现价消费支出的时间序列, 以显示实际消费变化, 那么, 为了

获得基期不变价消费支出的序列数据 (其变动与 Laspeyres 物量指数的变动完全一致), 必须用 Paasche 价格指数序列缩减现价消费支出。

Lowe 和 Laspeyres 指数比率

1.26 Lowe 指数具有传递性。如果两个 Lowe 指数采用同一组 q^b 数值, 那么这两个指数的比率也是 Lowe 指数。例如, 时期 $t+1$ (价格参照期为 0) 的 Lowe 指数比率除以时期 t (价格参照期仍是 0) 的比率, 结果如下:

$$\frac{\sum_{i=1}^n p_i^{t+1} q_i^b / \sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b / \sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b} = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^{t+1} q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b} = P_{Lo}^{t,t+1} \quad (1.4)$$

这是以 t 为价格参照期的时期 $t+1$ 的 Lowe 指数。实际上我们广泛采用了这类指数衡量短期价格变化, 例如时期 t 与时期 $t+1$ 之间的变化, 即使所用数量可能是很早以前时期 b 的数量。

1.27 Lowe 指数也可用两个 Laspeyres 指数的比率表示。例如, 以 0 为价格参照期的时期 t 的 Lowe 指数等于以 b 为价格参照期的时期 t 的 Laspeyres 指数除以同样用 b 为价格参照期的时期 0 的 Laspeyres 指数, 即

$$P_{Lo} = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b} = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b / \sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b / \sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b} = \frac{P_{La}^t}{P_{La}^0} \quad (1.5)$$

更新的 Lowe 指数

1.28 有必要确定一个公式, 将 Lowe 指数直接作为链指数, 即通过更新时期 t 的指数, 获得时期 $t+1$ 的指数。由于 Lowe 指数的传递性, 以 0 为价格参照期的时期 $t+1$ 的 Lowe 指数, 可用以 0 为价格参照期的时期 t 的 Lowe 指数乘以用 t 为价格参照期的时期 $t+1$ 的 Lowe 指数之乘积来表示。即

$$\frac{\sum_{i=1}^n p_i^{t+1} q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b} = \left[\frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b} \right] \left[\frac{\sum_{i=1}^n p_i^{t+1} q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b} \right] = \left[\frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b} \right] \left[\sum_{i=1}^n \left(\frac{p_i^{t+1}}{p_i^t} \right) s_i^{tb} \right] \quad (1.6)$$

其中支出权数 s_i^{tb} 是混合权数, 其定义为:

$$s_i^{tb} \equiv p_i^t q_i^b / \sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b \quad (1.7)$$

1.29 等式 (1.7) 定义的混合权数常被称为经价格调整的权数。通过用价格比率 p_i^t/p_i^b 对原支出权数 $p_i^b q_i^b / \sum p_i^b q_i^b$ 进行调整, 即可获得经价格调整的权数。以此方式对时期 b 至时期 t 的支出权数进行价格调整, 可用价格比率 p_i^{t+1}/p_i^t 的加权平均数, 直接计算 t 与 $t+1$ 之间的指数, 而不必参照价格参照期 0 的数据。然后, 可将此指数与前期 t 的指数值相连。

不同固定篮子指数之间的关系

1.30 首先让我们看一看 Laspeyres 指数与 Paasche 指数之间的关系。指数理论的一项重要结果是, 如果经加权调整后的价格和数量负相关, Laspeyres 指数大于 Paasche 指数。而如果经加权调整后的价格和数量正相关, 则 Paasche 指数大于 Laspeyres 指数。证明演算见第十五章附录 15.1。

1.31 由于消费者通常是价格接受者, 他们往往会就对价格变化作出反应, 用较为便宜的产品或服务代替较为昂贵的产品或服务。这就是替代效应。本手册以及众多指数专著特别重视这一现象。替代效应的结果往往造成价格比率与数量比率负相关, 致使 Laspeyres 指数大于 Paasche 指数, 而且随着时间的推移, 两者间的差距会越来越大。

1.32 实际上, 统计部门并不编制 Laspeyres 指数或 Paasche 指数, 通常编制的是等式 (1.1) 所定义的 Lowe 指数。随之产生的一个问题是, Lowe 指数与 Laspeyres 和 Paasche 指数有何关系。第十五章的正文和附录 15.2 指出, 如果价格比率的长期趋势维持下去, 并且如果替代效应发挥作用的话, Lowe 指数会大于 Laspeyres 指数, 从而也大于 Fisher 指数和 Paasche 指数。假如时期 b 早于时期 0, 这几个指数的排序是:

$$\text{Lowe} \geq \text{Laspeyres} \geq \text{Fisher} \geq \text{Paasche}$$

另外, 时期 b 距时期 0 越远, Lowe 指数高出其他三个指数的幅度就越大。

1.33 时期 b 的位置很关键。由于假设的长期价格趋势和替代效应, 时期 b 越远, Lowe 指数越高, 时期 b 越近, 该指数就越低。在首次发表指数时, b 可能必须在 0 之前, 而随着时间的推移, 在已能获得后来价格和数量数据的情况下, b 的位置不再受此限制, 可以前移。如果 b 介乎 0 和 t 正中, 假设从时期 0 的相对数量相当平稳地过渡到时期 t 的相对数量, 数量可能同等反映这两期的情况。在这样的情况下, Lowe 指数可能接近 Fisher 指数或其他优指数, 可以说既无上偏, 又无下偏。下文以及第十五章进一步阐述了这些论点。

1.34 统计部门在确定其政策时必须顾及这些关系。多年来不断反复使用同一组数量计算消费者价格指数

显然有实际好处, 并能节约资金。但是, 这些数量所涉及的权数参照期 b 越早, 消费者价格指数高出理论上而言某个较适宜的目标指数 (如生活费用指数) 的幅度也就越大。多数用户可能会将此差异视为上偏。偏差过大有损于指数的可信度和可接受度。

Young 指数

1.35 统计部门可能会在假设时期 b 的收入份额保持不变的情况下, 而不是在假设时期 b 的数量不变的情况下, 以单个价格比率的加权算术平均数, 计算消费者价格指数。本手册将这一指数称作 Young 指数, 此指数因另一位指数创始人而得。Young 指数的定义如下:

$$P_{Yo} \equiv \sum_{i=1}^n s_i^b \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right) \quad \text{其中 } s_i^b \equiv \frac{p_i^b q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b} \quad (1.8)$$

在相应的 Lowe 指数等式 (1.1) 中, 权数是以时期 0 的价格计算时期 b 的数值而获得的混合收入份额。如前所述, 由于采集和处理收入数据需要时间, 价格参照期 0 往往在权数参照期 b 之后。在此种情况下, 统计部门可以选择设定时期 b 的数量保持不变, 或设定时期 b 的支出份额保持不变。如果在 b 和 0 之间发生价格变化, 两者都保持不变是不可能的。如果在 b 和 0 之间支出份额实际上保持不变, 数量肯定已随着价格变化而反向变化, 说明替代弹性为 1。

1.36 Lowe 指数通常大于 Laspeyres 指数, 但总结 Young 指数与 Laspeyres 指数之间的关系则较难。Young 指数可能大于、也可能小于 Laspeyres 指数, 这取决于数量对价格比率变化的敏感度。第十五章指出, 如果替代弹性较高 (即大于 1), Young 指数可能会大于 Laspeyres 指数, 而如果弹性较低, Young 指数则可能会小于 Laspeyres 指数。

1.37 本章下文指出, 由于 Young 指数存在一些缺点而无法通过一些关键的指数检验, Lowe 指数可能优于 Young 指数 (另见第十六章)。

Young、Laspeyres 和 Paasche 几何指数

1.38 在 Young 几何指数中, 以时期 b 的支出份额作为权数, 算出价格比率的加权几何平均数。其定义如下:

$$P_{GYo} \equiv \prod_{i=1}^n \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right)^{s_i^b} \quad (1.9)$$

其中 s_i^b 的定义见上文。Laspeyres 几何指数是 $b=0$ 时的特例, 即所用支出份额是价格参照期 0 的支出份额。与此相类似, Paasche 几何指数使用时期 t 的支出份额。应指出的是, 这些几何指数不能以定量总值的比率表示。

它们不是篮子指数，而且也无相应的 Lowe 指数。

1.39 需要重申的是，就任何一组正数而言，算术平均数大于或等于几何平均数，而几何平均数大于或等于调和平均数，相等的条件是所有数值均相等。如果需求的交叉弹性为 1 且支出份额不变，Laspeyres 几何指数和 Paasche 几何指数重合。在这样的情况下，指数的等级顺序一定是 Laspeyres 普通指数 \geq Laspeyres 和 Paasche 几何指数 \geq Paasche 普通指数，因为这些指数分别是那些使用同一组权数的相同价格比率的算术平均数、几何平均数和调和平均数。

1.40 Young 和 Laspeyres 几何指数对信息的要求与普通的算术指数对信息的要求完全一样。它们可以及时编制。因此，不妨认真、切实地考虑使用这些几何指数编制消费者价格指数。如下文所述，几何指数受下面几节论述的指数偏差影响的程度可能小于算术指数。几何指数可能存在的主要缺陷是，它们并不是固定篮子指数，所以不易向用户解释和说明。

对称指数

1.41 对称指数是在两个比较期同等使用和对称处理价格和数量的指数。有三种对称指数在经济统计中被广为应用。我们将在这里逐一介绍。如前所述，这三个指数均为优指数。

1.42 第一个指数是 Fisher 价格指数， P_F ，其定义是 Laspeyres 指数和 Paasche 指数的几何平均；即

$$P_F \equiv \sqrt{P_L P_P} \quad (1.10)$$

1.43 第二个指数是 Walsh 价格指数， P_W 。这是一个篮子指数，其数量由两个比较期数量的几何平均数构成；即

$$P_W \equiv \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t \sqrt{q_i^t q_i^0}}{\sum_{i=1}^n p_i^0 \sqrt{q_i^t q_i^0}} \quad (1.11)$$

由于采用的是数量的几何平均数，而不是算术平均数，两个比较期的相对数量的权数相等。Walsh 指数中的数量可被视为同等反映两个比较期的情况。

1.44 第三个指数是 Törnqvist 价格指数， P_T ，其定义是经过两个比较期平均支出份额加权调整的价格比率的几何平均数。

$$P_T = \prod_{i=1}^n (p_i^t / p_i^0)^{\sigma_i} \quad (1.12)$$

其中 σ_i 是两个比较期产品 i 的支出份额的算术平均数。

$$\sigma_i = \frac{s_i^t + s_i^0}{2} \quad (1.13)$$

其中 s_i 值的定义见上面的等式 (1.2) 和 (1.3)。

1.45 以下几节解释了指数的公理法和经济分析法，从理论上进一步阐述了这些指数的利弊。

定基指数与链指数

1.46 第十五章论述了这一专题。在使用固定一组数量计算 Lowe 指数或 Laspeyres 指数的时间序列时，随着这些数量逐渐过时，它们对以后的价格比较期越来越不适用。数量基期迟早须更新，将新指数序列与旧指数序列连接起来。长远而言，必须将新、旧序列连接起来。

1.47 在链指数中，每一链由一个指数构成，每一期与前一期比较，每往前移一期，权数参照期和价格参照期也往前移一期。链指数的单个链可以使用任何指数公式。例如，可以编制一个链指数，其中与时期 t 进行比较的时期 $t+1$ 的指数是 Lowe 指数，其定义是 $\sum p^{t+1} q^{t+1} / \sum p^t q^t$ 。这里的数量是比价格参照期 t 早了 j 期的某期的数量。价格参照期往前移一期，数量也往前移一期。如果 $j = 0$ ，Lowe 链指数变为 Laspeyres 链指数，如果 $j = -1$ ，则变为 Paasche 链指数。

1.48 一些国家的消费者价格指数实际上就是这类 Lowe 年度链指数，所用的数量是相隔固定时期的、在价格参照期之前的某年或某些年的数量。例如，以 2000 年 1 月作为价格参照期的 2000 年 1 月至 2001 年 1 月期间的 12 个月度指数可以是建立在经价格更新的 1998 年支出基础上的 Lowe 指数。而 2001 年 1 月至 2002 年 1 月期间的 12 个月度指数则基于经价格更新的 1999 年的支出，以此类推。

1.49 支出比 1 月份价格参照期滞后一个固定时段，每年 1 月份，随着价格参照期往前移一年，支出也往前移一年。由于实际原因，在首次发表指数时，数量与价格之间会有时滞，但此后，可以使用最终获得的当期支出数据重新计算当年月度指数。所以，可以长期编制以当年权数计算的每年月度链指数。第九章较详细解释了这一方法。有一个国家的统计部门采用了此方法。

1.50 链指数必须“依赖路径”，即必须依赖指数序列中首期与末期之间各期的价格和数量。路径依赖有利有弊。如果从首期至末期经济逐渐演变，价格比率和数量比率趋势缓和，那么，环比可能会缩小 Lowe、Laspeyres 和 Paasche 指数之间的差距，从而减少指数变动对所选用指数公式的依赖。

1.51 不过，如果在首期与末期之间价格和数量有所浮动，环比法不仅可能会增大指数差异，而且还会扭曲首期与末期之间的总体变化程度。例如，假设末期的所有价格回到时期 0 的初始水平，这意味着在首期与末期之间价格肯定有过浮动，那么，Laspeyres 链指数就不会回到 100，而很可能会大于 100。如果这一周期循环往

复，所有的价格隔一段时间又回到初始水平，那么，即使并无价格长期上涨趋势，但 Laspeyres 链指数将高于 100 且将日益走高。所以，在价格浮动的情况下，建议不要采用环比法。例如，如果月度价格定期有季节性大幅浮动，即建议不要进行月度环比。第二十二章分析了季节性浮动造成的严重问题。一些国家每年更新支出权重，其每年 12 个月度指数并非链指数，而是使用每年固定数量编制的 Lowe 指数。

1.52 Divisia 指数。如果价格和数量是时间的连续函数，采用 Divisia 法，可将总值在时间上的变化分解成价格成份和数量成份。第十五章指出，可以通过数学方法联系时间因素对总值（即价格乘以数量）进行微分计算，导出 Divisia 指数，并算出经相对值加权的 price 变化和经相对值加权的数量变化。这两个成份分别是价格指数和物量指数。Divisia 指数基本上是一个理论指数。实际上，价格虽然随着时间而不断变化，但价格只能在离散区间记录。链指数可被视为 Divisia 指数的离散近似值。Divisia 指数本身对选用何种指数公式计算链指数的单个环节没有多大实际指导意义。

指数的公理检验法和随机检验法

1.53 第十六章解释了指数的各种公理检验法。这些检验法的用意是，通过列明指数必须符合的若干公理或必须通过的检验，确定指数的最适当函数形式。它们有助于阐明各类指数的特性，其中一些特性并非显而易见。不符合某些基本或根本性公理或检验不过关的指数可能会有不可取的行为，可完全不予考虑。还可采用公理检验法，按照其可取的和不可取的特性，对指数进行排序。

第一种公理检验法

1.54 第一种办法是 Irving Fisher 首创的传统检验法。价格指数和物量指数是两个比较期两个价格向量和两个数量向量的函数。在这里价格和数量为自变量，而在本章下文考察的指数经济分析法中，数量则是价格的函数。

1.55 第十六章首先考察了 20 项公理。这里只列举其中一些公理以资说明。

T1: 正性——价格指数及其价格和数量成份向量应为正数。

T3: 恒等检验——如果两个时期每一产品的价格相同，则不管数量向量为多少，价格指数均应等于 1。

T5: 当期价格的比例性——如果所有的时期 t 价格都被乘以正数 λ ，那么新的价格指数就是 λ 乘以旧的价格指数。换言之，价格指数函数是时期 t 价格向量的分量的一次齐次函数。

T10: 计量单位变化时的不变性（公度性检验）——价格指数在产品的计量单位变化时保持不变。

T11: 可逆性检验——两个时期的所有数据互换，得出的价格指数应为原价格指数的倒数。

T14: 价格平均值检验——格指数位于最高价格比率与最低价格比率之间。

T16: Paasche 和 Laspeyres 界限检验——格指数位于 Laspeyres 指数与 Paasche 指数之间。

T17: 本期价格的单调性——如果任何时期 t 的价格上升，价格指数也必须上升。

1.56 一些公理或检验可以说比其他一些公理或检验重要。事实上，一些公理看来具有极大合理性，实际使用的任何指数照理说均应与其相符。例如，第 10 项检验是同度量性检验，即所测产品的计量单位发生变化，比如从加仑改为公升，指数必须保持不变。而 Dutot 指数不符合这项检验标准。此指数的定义是两期价格的算术平均数的比率。如下文所述，这是在早期计算消费者价格指数时实际广泛采用的一种初级指数。

1.57 以盐和胡椒的平均价格为例。假如决定将胡椒的计量单位从克改为盎司，而盐的计量单位（例如公斤）保持不变，那么，由于 1 盎司等于 28.35 克，胡椒价格绝对值增加了 28 倍多，Dutot 指数中胡椒的权重实际上也增加了 28 倍多。

1.58 如果指数所涵盖的产品为异质产品，且计量单位不同，不符合可公度性检验标准的任何指数之价值取决于完全随意选用的计量单位。从概念上说，这样的指数是不可取的。而如果价格为一组完全同质且使用相同计量单位的产品价格，则此项检验毫无意义。

1.59 第 11 项检验（可逆性检验）是另一项重要检验。不管两个时期的哪一个时期被选作价格参照期，结果应完全一样。从原则上看，这是一项合理要求。换言之，不管所衡量的变化是从时期 0 前移至时期 t ，还是从时期 t 后移至时期 0，结果保持不变。由于一组价格比率的算术平均数并不等于价格比率倒数的算术平均数的倒数，Young 指数通不过这项检验。许多用户认为，人为地随意决定是衡量 0 至 t 的价格变化还是衡量 t 至 0 的价格变化，而两者的结果并不一样，这实在是一项严重缺陷。统计部门需考虑到 Young 指数不能通过可逆检验这一事实。

1.60 出于同样原因，与 Young 指数一样，Laspeyres 和 Paasche 指数也通不过可逆检验。例如 t 至 0 的可逆 Laspeyres 指数计算公式 P_{BL} 是：

$$P_{BL} = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^t}{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^t} \equiv \frac{1}{P_P} \quad (1.14)$$

这一指数等于（前移式）Paasche 的倒数，而不等于（前移式）Laspeyres 的倒数。如前所述，（前移式）Paasche 指数的增幅往往小于（前移式）Laspeyres 指数的增幅，所以 Laspeyres 指数无法通过可逆检验。Paasche 指数也无法通过可逆检验。

1.61 如果价格参照期从 0 变为 t 时数量 q_i^b 保持不变，Lowe 指数即能通过可逆检验。而 Laspeyres 指数的数量按定义一定是价格参照期的数量，一旦价格参照期发生变化，其数量定会随之变化。由于前移式 Laspeyres 指数的篮子不同于后移式 Laspeyres 指数的篮子，Laspeyres 不能通过可逆检验。

1.62 另外，Lowe 指数是传递的，而 Laspeyres 和 Paasche 指数则不传递。假如 Lowe 指数使用一个固定组数量 q_i^b ，那么，不管使用哪一个价格参照期，结果都是

$$Lo^{0,t} = Lo^{0,t-k} Lo^{t-k,t}$$

其中 $Lo^{0,t}$ 是以时期 0 为价格参照期的时期 t 的 Lowe 指数。将 t 与 0 直接比较的 Lowe 指数等于是以直至时期 $t-k$ 的链指数形式而间接计算的 Lowe 指数。

1.63 另一方面，如果像在前面探讨的指数 $\sum p^{t+1}q^{tj}/\sum p^tq^{tj}$ 中那样，Lowe 指数的数量随着价格参照期而变化，所编制的链指数则是不传递的。Laspeyres 链指数和 Paasche 链指数就是这一指数的特例。

1.64 在实际生活中，数量确有变化，而环比的目的是，考虑到不断变化的产品状况，持续更新数量。通过人为保持数量不变尤其是长期保持数量不变来实现传递性，补偿不了使用未予更新的数量可能引致的偏差。

根据第一种公理检验法为指数排序

1.65 第十六章显示，Fisher 价格指数不仅符合所列的所有 20 项公理，而且更为重要的是，它还是唯一可能符合所有 20 项公理的指数。因此，从这一组公理的角度来看，Fisher 指数显然优于其他指数。

1.66 与 Fisher 指数相比，以不等式 (1.11) 和 (1.12) 所确定的另外两个对称的优指数表现不佳，未能通过所有 20 项检验。第十六章指出，Walsh 价格指数未通过 4 项检验，Törnqvist 指数未通过 9 项检验。不过，如同第十九章指出的那样，在数据呈现较平稳趋势时，Törnqvist 和 Fisher 指数值预计会彼此相当接近。

1.67 公理检验的一个缺陷是，罗列公理总难免有点任意性。一些公理（例如 Törnqvist 指数和 Walsh 指数未能通过的 Paasche 和 Laspeyres 有界检验）可予取消。还可考虑增加一些公理或检验，下文考察了另外两项公理。简单应用公理检验法的另一个问题是，仅知道未通过检验是不够的，还有必要知道指数在检验中表现得究竟多差。如果未通过一项重要检验（如可公度性检验）而且相差甚

远，即可将此指数排除在外，而仅因微弱差距未通过几项并不重要的检验则可能并不是很大的缺陷。

几项进一步检验

1.68 请看一看另一项对称性检验。将价格指数中的价格和数量作用反转，即可获得与价格指数相同的物量指数函数形式。因子反转检验要求这一物量指数与初始价格指数的乘积应等于相关总值的变化量。如前所述，价格指数和物量指数的用途是以经济学上有意义的方式将总值在时间上的变化分解为价格变化和数量变化，所以这项检验十分重要。第十六章得出的另一项值得注意的结论是，Fisher 指数是能通过四项最低限度检验的唯一价格指数，这四项检验是：T1（正性检验）、T11（可逆检验）、T12（数量反转检验）和 T21（因子反转检验）。由于因子反转检验隐含的一项假设是价格和数量为时期 0 或时期 t 的价格和数量，这项检验不适用于涉及三个时期（即 b 、0 和 t ）的 Lowe 指数。

1.69 如前所述，Laspeyres 价格（物量）指数与 Paasche 物量（价格）指数的乘积等于相关总值的变化量。所以，Laspeyres 和 Paasche 指数可通过不那么严格的因子反转检验，换言之，即使价格指数和物量指数的函数形式并不一样，但用变化值除以 Laspeyres（Paasche）价格指数，可得出有意义的物量指数，即 Paasche（Laspeyres）指数。

1.70 第十六章还阐述了可加性检验。这项检验对物量指数较为重要，而对价格指数则不那么重要。用价格指数缩减价值变化，可获得隐含的数量变化。可用所获结果检验分项总量，如住户主要分类消费总量。根据定义，现价支出总量是各单项支出之和，所以，有理由期望物量指数各分项总量的变化相加之和即为总数的变化量，这就是可加性检验。使用了同一组价格计量两期数量的物量指数（如 Laspeyres 和 Paasche 指数）必须通过可加性检验。另外，Lowe 物量指数 $\sum p^j q^j / \sum p^j q^0$ 也是可加性指数。用于对不同国家的实际消费和 GDP 进行国际比较的 Geary-Khamis 物量指数（见附件四）就是这样的 Lowe 物量指数。该指数将不同国家价格算术加权平均数作为共同价格向量 p^j ，对不同国家的数量进行比较。

1.71 另外，可用两期的价格平均数计量跨时指数的数量。只有在平均数对称的情况下，物量指数才能通过可逆检验。根据对当期价格比例变化的不变性检验（相当于第十六章所列的第 7 项检验，但价格和数量作用互换），物量指数只依赖每一期相对价格水平，而不依赖每一期绝对价格水平。Walsh 物量指数能通过这项检验，而且可以相加，并能通过可逆检验。检验结果表明，这是一项具有若干良好特性的物量指数。

1.72 虽然 Fisher 指数本身并不是可加性指数，但可将价格指数或物量指数中的总百分比变化分解为反映每一价格或数量百分比变化的可加性成份。也可用类似

方式将 Törnqvist 价格或物量指数分解成可乘性成份。

随机检验法与第二种公理检验法

1.73 在考虑第二种公理检验法之前，不妨随机检验价格指数。随机检验法将价格变化或相对价格观察值视为取自特定总体的一个随机样本，该样本总体的平均数可被视为总体通货膨胀率。但并无任何统一的通货膨胀率。许多总体的确定可能取决于用户感兴趣的整组支出或交易。样本平均数显然取决于抽样总体的选择。总体的确定类似于消费者价格指数范围的确定。随机检验法处理诸如在总体确定后所应采用的平均数的适当形式以及从相对价格样本进行推导的最有效方式等问题。

1.74 如果样本总体只由单类产品构成，随机检验法特别有用。由于市场不够完善，不同销售点出售的同一产品的价格以及所观察到的价格变化可能有相当大差别。实际上，统计部门必须从价格观察值样本中推算单项产品的平均价格变化。第七章和第二十章较详细地论述了所引起的各项重大方法问题。

非加权随机检验法

1.75 第十六章阐述了指数理论的非加权随机检验法。如果采用简单随机抽样法，可对每一个抽样相对价格给予同等权数。假设每一价格比率可被视为普遍通货膨胀率与平均数为零的随机扰动率之和。使用最小平方或最大概率表明，对普遍通货膨胀率的最佳估算是采用价格比率的非加权算术平均数，指数公式是 Carli 指数公式。此指数是非加权的 Young 指数，下文将联系初级价格指数进一步予以论述。

1.76 如果随机成份是可乘性成份，而不是可加性成份，那么，对共同通货膨胀率的最佳估算是采用价格比率的非加权几何平均数，即 Jevons 指数。Jevons 指数能通过可逆检验，而 Carli 指数则不能，所以，Jevons 指数可能较好。如下所示，在决定选用何种函数形式估算消费者价格指数计算初期编制的初级指数时，这一事实可能至为重要。

加权随机检验法

1.77 第十六章指出，可以对涵盖各组不同产品的总值进行加权随机检验。由于产品的经济重要性各异，不应每一类产品给予同等权数。可以按照产品在某期或某些期的支出或其他交易的总值中所占份额确定产品的权数。在此情况下，指数（或其对数）是价格比率（或其对数）随机样本的预期价值，相对价格的抽选概率与某期或某些期该类产品的支出相称。所获得的不同指数取决于使用哪些支出权数以及使用的是价格比率还是价

格比率的对数。

1.78 假设价格比率样本是随机选择的，且抽选概率与价格参照期 0 该类产品支出相称。那么，预期价格变化是样本总体的 Laspeyres 价格指数。但也可使用加权随机法获得其他指数。假设对称处理两个比较期且抽选概率与时期 0 和时期 t 的算术平均支出份额相称。如果对价格比率对数应用这些权数，这些对数的预期值是 Törnqvist 指数，也称 Törnqvist-Theil 指数。从公理角度看，选用支出份额的对称平均数能确保指数通过可逆检验。选用算术平均数，而不是选用其他一些对称平均数，可能是有道理的，因为那样可以通过当期价格基本对称检验（即 T5）。

1.79 结果表明，侧重价格变化的 Törnqvist 指数是具有一些良好特性的指数。这显示可以对指数采用第二种公理检验法，将重点从传统的公理检验法使用的单项价格和数量转到价格变化和价值份额上。

第二种公理检验法

1.80 第十六章审查了第二种公理检验法，其中价格指数被定义为两组价格或其比率以及两组价值的函数。如果指数不受计量单位的变化影响，即如果能通过可公度性检验，那么，是使用价格，还是使用价格比率，则并无任何差别。第一种公理检验法使用了 20 项公理，第二种公理检验法使用了 17 项公理。

1.81 Fisher 价格指数是通过第一种检验法所有 20 项检验的唯一指数。而附录 16.1 显示，Törnqvist 或 Törnqvist-Theil 是符合第二种检验法所有 17 项公理的唯一指数。但 Törnqvist 指数未能通过因子反转检验，用价格指数缩减价值变化后获得的隐含物量指数并不是 Törnqvist 物量指数。换言之，在对物量指数而不是对价格指数应用 17 项公理时，所隐含的物量指数并非“最佳”。

1.82 零价格可能会对基于价格比率的指数造成问题，尤其是对价格比率几何平均数造成问题。特别是，如果任何价格趋近零，可用价格指数不得趋近零或无穷大这一公理进行检验。但 Törnqvist 指数通不过此项检验。第十六章为此提出，在使用 Törnqvist 指数时，应注意避免价格为零，以免得出毫无意义的指数。

1.83 最后，第十六章审查了 Lowe 指数和 Young 指数的公理特性。Lowe 指数相当顺利地通过了可逆和循环公理检验，而 Young 指数像 Laspeyres 和 Paasche 指数一样却未能通过这两项检验。如前所述，Lowe 指数的优势更多取决于固定数量权数对两个比较期的适用性，即更多取决于权数参照期 b 的位置，而不是取决于该指数的公理特性。

1.84 虽然这两种公理检验的结果显示“最佳”指数（即 Fisher 指数和 Törnqvist 指数）并非同一指数，但这两个指数有很多共同点。如前所述，它们都是对称指数和优指数。尽管公式不一，但预期会有类似的行为和

类似的价格变动。不管采用何种方法检验指数理论，结果一再证明这类指数具有良好特性，第十七章所述的指数经济分析法进一步验证了这一结论。

生活费用指数

1.85 生活费用指数概念源于从经济理论角度处理消费者价格指数。Konus 于 1924 年首创了生活费用指数理论。这一理论建立在理性消费者行为最优化的基础上。理性消费者生活费用指数的简明定义是，在两种不同价格体制下获得某一给定效用或福利水平所需的最低支出的比率。更准确的定义和解释见第十七章。

1.86 Lowe 指数衡量的是固定篮子中产品和服务价格的变化所致的该固定篮子购置费用的变化，而生活费用指数衡量的是所消费的产品和服务价格变化导致的维持某一给定效用或福利水平所需的最低费用的变化。

1.87 由于住户福利取决于同价格无关的各种实际因素和社会因素，生活费用指数容易被误解。自然灾害或人为灾害等事件可能会直接影响福利。如果发生这类事件，住户可能就需要增加产品和服务消费量，以弥补这些事件造成的福利损失。消费者价格指数并不仅仅用于衡量消费品和服务价格的变化，但用户普遍认为它衡量的是价格变化，而且只衡量价格变化，认为价格变化以外的事件引致的消费支出的变化与这一指数无关。为符合消费者价格指数的要求，在编制生活费用指数时，不仅消费者偏好须保持不变，而且影响消费者福利和生活水准的所有非价格因素均须保持不变。必须符合以下条件，消费者价格指数才能成为生活费用指数：

- 特定的效用或福利水平；
- 特定的消费偏好；
- 特定的有形环境和社会环境。

当然，Lowe 指数取决于所选的产品和服务篮子，所以也是有条件的指数。

1.88 Lowe 指数和生活费用指数的一个共同点是，两者都可被定义为两个比较期支出的比率。不过，按照定义，Lowe 指数中的数量为固定数量，而生活费用指数中的数量则随着价格比率而变化。与指数理论中固定篮子学说不同的是，按经济学明确原理，消费量实际不取决于价格。实际生活中，理性消费者会根据相对价格的变化调整其相对消费量。生活费用指数的一项假定是，寻求尽量降低给定效用水平维持费用的消费者将会做出必要调整。所以，作为生活费用指数分子和分母的产品和服务篮子并不完全一样。

1.89 基期的理性消费者支出观察值可被设定为达到该期效用水平所需的最低支出。为计算基于该期的生活费用指数，有必要知道，在其他因素不变的情况下，

如果第二期价格发生变化，达到同样效用水平所需的最低支出是多少。在这些假定条件下的购买量可能是虚拟的，因为如果消费者可用资源等其他因素发生变化，第二期实际消费量也将随之变化。

1.90 实际上可能无法观察用于计算至少一期生活费用指数所需的数量。生活费用指数并不是可以直接计算的实用指数。因此，所面临的挑战是查明能否设法间接估算生活费用指数或至少确定该指数的上限和下限。另外，人们还对确定生活费用指数与可以计算的包括 Laspeyres 和 Paasche 在内的 Lowe 指数之间的关系相当注意。

生活费用指数的上限和下限

1.91 按照 Laspeyres 指数的定义，如果消费者收入变化幅度与 Laspeyres 指数的变化幅度一样，消费者应能购买与基期同样的产品篮子。消费者的生活不会恶化。但如果相对价格发生变化，追求效用最大化的消费者将不会继续购买与以前一样的数量。消费者将能通过购买（至少是少量购买）变得较便宜的产品代替变得较贵的产品，提高效用水平。由于生活费用指数衡量的是维持同样效用水平所需的最低支出的变化，以第一期为基础编制的生活费用指数的增幅将小于 Laspeyres 指数的增幅。

1.92 按照类似的思路，如果相对价格变化，以第二期为基础编制的生活费用指数的增幅必须高于 Paasche 指数的增幅。如第十七章较详细阐述的那样，Laspeyres 指数是以第一期为基础编制的生活费用指数的上限，而 Paasche 指数是以第二期为基础编制的生活费用指数的下限。应指出的是，这里涉及的是两个不同的生活费用指数，一个是以第一期为基础编制的指数，另一个是以第二期为基础编制的指数。但一般而言，这两个生活费用指数可能并无太大差别。

1.93 假设理论目标指数是一项生活费用指数，但出于实际考虑，消费者价格指数实际上是 Lowe 指数，其中的数量是价格参照期 0 之前的某期 b 的数量。初步分析得出的一项重要结论是，由于长期的价格趋势和替代效应，Lowe 指数估计可能会大于 Laspeyres 指数，而 Laspeyres 指数可能会大于生活费用指数，所以，广为应用的 Lowe 指数估算可能有所上偏。这对一些国家对待消费者价格指数的态度产生了深刻影响。造成这一偏差的原因是，按照定义，包括 Laspeyres 在内的固定篮子指数根本不允许根据相对价格的变化进行产品替代。这通常被称为“替代偏差”。而 Paasche 指数估计有向下替代偏差。

一些特例

1.94 下一步是确定在何种特殊条件下可以准确衡

量生活费用指数。第十七章指出，如果消费者的偏好是齐次偏好，即无差异曲线的形状一模一样，统一增加或统一缩减，则生活费用指数独立于作为其基础的效用水平。Laspeyres 和 Paasche 指数是该生活费用指数的上限和下限。

1.95 在偏好可用所谓的“Cobb-Douglas”函数表示时，即在各产品需求的交叉弹性为 1 的情况下，有一个值得注意的特例。消费者消费的相对数量的变化幅度与相对价格的变化幅度成反比，只有这样，支出份额才会保持不变。如果出现 Cobb-Douglas 偏好，Laspeyres 几何指数可准确衡量生活费用指数。由于支出份额并不随着时间变化，所有三个几何指数（即 Young、Laspeyres 和 Paasche 几何指数）相互一致并与生活费用指数一致。当然，在这些情况下，其算术指数并不一致，原因是，随着相对价格变化带来的替代效应，时期 b 、0 和 t 的篮子并不一样。

1.96 指数理论的一项较为著名的结论是，如果偏好可用齐次二阶效用函数表示，Fisher 指数能准确衡量生活费用指数（见第十七章）。即使消费者偏好不太可能与此特定函数形式完全吻合，但一般而言，Fisher 指数可以提供未知生活费用指数的近似值，它肯定比 Laspeyres 或 Paasche 指数准确得多。

使用优指数估算生活费用指数

1.97 Fisher 指数近似于生活费用指数这一推想得到了证实。Diewert（1976 年）指出，齐次二阶函数是灵活的函数形式，可以提供同一点其他两次可微函数的二阶近似值。他接着指出，当某一指数公式正好等于基于某种函数形式的生活费用指数时，并且在这一函数形式具有灵活性（例如二次齐次）时，该指数公式为最优指数公式。第十七章进行了详细推导并作了进一步解释。与基于真实、未知的效用函数的生活费用指数不同的是，优指数是可以计算的指数。这些结果的实际作用是，从理论上证明在广泛情况下，优指数会相当近似于生活费用指数。

1.98 优指数作为对称指数。Fisher 指数远非唯一的优指数。事实上，存在大量优指数。第十七章指出， r 阶任何二次平均值都是在 $r \neq 0$ 情况下的优指数。 r 阶二次平均值指数， P^r 的定义如下：

$$P^r \equiv \frac{\sqrt[r]{\sum_{i=1}^n s_i^0 \left(\frac{P_i^t}{P_i^0}\right)^{r/2}}}{\sqrt[r]{\sum_{i=1}^n s_i^t \left(\frac{P_i^0}{P_i^t}\right)^{r/2}}} \quad (1.15)$$

其中 s_i^0 和 s_i^t 的定义见上文等式 (1.2) 和 (1.3)。

1.99 应指出的是，等式 (1.15) 中的分子和分母具有对称性。等式 (1.15) 的一项显著特点是，不管参数 r 多大，该等式以对称方式对待两期的价格变化和支出份额。以下三个特例值得注意：

- $r = 2$ 时，等式 (1.1) 等于 Fisher 价格指数；
- $r = 1$ 时，相当于 Walsh 价格指数；
- 如果 $r \rightarrow 0$ ，等于 Törnqvist 指数。

前面已介绍了这些指数，指出它们对称处理了两期可得信息。这些指数是远在优指数概念形成之前就已建议采用的。

1.100 优指数的选用。第十七章探讨了实际应选用哪一个优指数公式的问题。由于每一公式可能会近似于同一生活费用指数，据此可以推断，它们也理应相互近似。它们都是对称指数这一事实进一步加强了这一结论。实际运算往往证实了这些推想。只要参数 r 不远离 0 至 2 区间，各优指数趋于相互非常接近。但原则上， r 不受任何限制。最近发现，随着 r 增大，公式中给予极端价格比率的权数也增大，结果，所得出的各项优指数之间的差别可能会越来越大。只有在 r 绝对值很小的情况下，例如在采用三个常用优指数 (Fisher、Walsh 和 Törnqvist) 的情况下，优指数的选择才无关紧要。

1.101 Fisher 指数和 Walsh 指数是将近一个世纪前问世的。Fisher 指数之所以风行，是因为能通过在 Fisher 本人大力推动下设计的公理检验。如前所述，如果采用第一种公理检验法，Fisher 指数优于其他指数，而如果采用上文阐述的第二种公理检验法，则 Törnqvist 指数胜出。Fisher 和 Törnqvist 指数都是符合经济学原理的优指数，这表明，从理论角度看，就编制消费者价格指数而言，这两个指数可能已无改进余地。

代表性偏差

1.102 Walsh 指数是本身也为优指数的 Lowe 指数这一事实表明，其他 Lowe 指数中的偏差取决于其数量偏离 Walsh 篮子的程度。还可从另一角度看待这一问题。

1.103 由于 Walsh 篮子中的数量是两期数量的几何平均，两期相对数量（而不是绝对数量）占有同样分量。因此，可将 Walsh 篮子视为最能代表两期情况的篮子。如果同等重视两期的消费模式，Lowe 指数最优篮子应选取最具代表性的篮子。因此，理论上，Walsh 指数是较适宜的 Lowe 目标指数。

1.104 假设时期 b (Lowe 指数实际使用了该期的数据) 位于 0 和 t 的中点。在此情况下，假设相对数量呈相当平稳的趋势，时期 b 的实际篮子可能接近最有代表性篮子。 b 越是偏离 0 和 t 之间的中点，时期 b 的相对数量与最有代表性篮子的偏差就越大。因此，时期 0 和时期 t 之间的、使用时期 b 数量的 Lowe 指数可能会大于

使用最有代表性数量的 Lowe 指数，而且时期 b 越早，差额就越大。如果后一指数是目标指数，此差额即为“偏差”。出现这一偏差的原因可能是，时期 b 越早，时期 b 的数量就越不能代表 0 和 t 之间比较期的数量。造成这一现象的基本经济因素当然与在目标指数是生活费用指数时产生偏差的基本经济因素完全一样。因此，即使不用生活费用指数概念，也可将某些种类的指数视为有偏指数。不管是否估算生活费用偏差，结果表明较为可取的指数总是同一类指数。

1.105 如果主要关注的是短期价格变动，目标指数应是连续的时期 t 和时期 $t+1$ 之间的一个指数。在此情况下，由于指数往前移了一期，最有代表性的篮子也须往前移一期。选用最有代表性篮子意味着需进行连接。与此相类似，如果目标指数是 t 和 $t+1$ 之间的生活费用指数，也需进行连接。产品调查总体实际上一直在不断变化。随着最有代表性的篮子前移，可以更新所涵盖的产品组，并顾及以前涵盖的产品的相对数量变化。

数据要求与计算问题

1.106 由于优指数需要两期的价格和支出数据，而当期往往尚无支出数据，编制消费者价格优指数不可行，至少在首次发表消费者价格指数时是不可行的。实际上，消费者价格指数往往是定量 Lowe 指数或每年更新的链指数。随着时间推移，可能会获得所需的支出数据，便于以后编制消费者价格优指数。用户可以利用后来编制的消费者价格优指数，评估官方指数的特性和行为。如果所采取的政策是不修订官方指数，可将消费者价格优指数视为原指数的补充，而不是替代原指数。

1.107 第十七章指出，消费者价格指数通常分阶段编制（另见第九章和第二十章），并阐述了以此编制的指数在集合后是否一致的问题，即一次性编制或分两阶段编制指数是否价值相等的问题。经证明，Laspeyres 指数完全一致，而优指数则并非如此。广泛使用的 Fisher 和 Törnqvist 指数大体一致。

允许替代

1.108 第十七章审查了最近提出的一个新指数——Lloyd-Moulton 指数 (P_{LM})，该指数的定义是：

$$P_{LM} \equiv \left\{ \sum_{i=1}^n s_i^0 \left(\frac{P_i^t}{P_i^0} \right)^{1-\sigma} \right\}^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad \sigma \neq 1 \quad (1.16)$$

参数 σ 不得为负数，它是所涵盖产品的替代弹性，反映了各产品据信平均相互替代的程度。此项指数的优点是，可以相当可靠地判定它并无替代偏差，而且所需数据并不多于 Lowe 或 Laspeyres 指数。因此，实际上可

以利用它编制消费者价格指数，甚至是编制近期的消费者价格指数，不过可能难以获得替代弹性（即公式中的参数 σ ）的令人满意或可以接受的估算值。

集合问题

1.109 至此使用的假设是，生活费用指数是基于有代表性的单个消费者的偏好编制而成。第十八章审查了上述各项结论对实际编制的各组住户的消费者价格指数适用的程度。总结论是，在集合后，关系基本保持不变，但由于出现了另一些问题，可能需要做出进一步假设。

1.110 一个问题是如何确定单个住户的权数。按支出额确定住户权数的集合指数为“金权”指数，每一住户权数相等的集合指数为“民主”指数。另一个问题是，在任何时点，是只有一组价格，还是不同的住户面对不同的价格。一般而言，在确定集合指数时，一般不必假设所有住户面对同一组价格，当然，如果只有一组价格，肯定会易于分析。

1.111 金权生活费用指数假设每一住户在面对两组不同价格时会尽量降低获得某一给定效用水平所需的费用，生活费用集合指数是总体最低费用对所有住户的比率。如同单个住户一样，用作消费者价格指数的生活费用集合指数取决于某一组环境变量情况，通常是某一比较期的环境变量情况。这里的环境指的是广义环境，不仅包括有形环境，还包括社会环境和政治环境。

1.112 如同单个代表性消费者的指数一样，生活费用集合指数也无法直接计算，但可以计算用于确定各自生活费用指数上限和下限的 Laspeyres 集合指数和 Paasche 集合指数。如果只有一组全国价格，Laspeyres 金权集合指数为 Laspeyres 普通集合指数。既然原则上可以计算 Laspeyres 和 Paasche 金权集合指数，Fisher 金权集合指数也可以计算。第十八章指出，这通常可以获得金权集合生活费用指数的近似值。

1.113 第十八章的最后结论是，如果能获得两期住户价格比率和支出信息，Laspeyres、Paasche 和 Fisher 民主指数和金权指数原则上可由统计机构编制。如果只能获得首期的支出信息，那就只能编制 Laspeyres 民主指数和金权指数。不过，这需要相当多数据。而实际上不太可能获得单个住户的必要信息，而且即使获得这类信息，误差可能很大。

数据示例

1.114 第十九章使用了一个虚拟数据组进行了示范。示范的目的并不是列示计算方法，而是意在说明不同的指数公式可以得出极为不同的数据结果。该章列出了五个时期六种产品在经济上合理的虚拟价格、数量和

支出。一般而言，随着价格比率差异的增加，不同公式间的差异也会增加。它们还取决于价格平稳变动趋势或波动程度。

1.115 得出的结果令人吃惊。例如，在五个时期 Laspeyres 指数增加了 44%，而 Paasche 指数降低了 20%。Törnqvist 和 Fisher 这两个常用优指数分别增加了 25% 和 19%，变化幅度只相差 6 个百分点，而 Laspeyres 和 Paasche 指数的变化幅度相差竟高达 64 个百分点。如果是链指数，Laspeyres 和 Paasche 链指数分别增加 33% 和 12%，这两个指数的差异从 64 个百分点降至 21 个百分点。Törnqvist 和 Fisher 链指数分别增加 22.26% 和 22.24%，增幅几乎完全一样。这些结果显示，选择何种公式和计算方法确实很重要。

季节性产品

1.116 第二十二章指出，季节性产品对消费者价格指数的编制者和使用者带来了一些棘手的问题和严峻挑战。季节性产品的特点是：

- 在一年中的某几个季节不能上市；或者
- 全年供货，但价格或数量随着季节或时节有规律地同步波动。

气候和习俗是造成季节性波动的两个主要因素。有时，消费者价格指数的月度变动可能会受季节很大影响，使得难以辨识价格的基本趋势。可以采取一些传统的季节调整办法，但这些办法并不总能尽如人意。问题并不只是难以解释消费者价格指数的变动。篮子中的一些产品定期消失和再现，打破了消费者价格指数中价格序列的连续性，为编制消费者价格指数带来了严重问题。目前尚无解决季节性问题的良方。迄今还未形成关于此领域最佳做法的共识。第二十二章审查了可以采取的若干处理办法，并使用虚拟数据组说明不同的方法会产生的结果。

1.117 可以不将季节性产品列入指数，但季节性产品可能占住户总消费的相当大份额，所以剔除这些产品可能会大大缩小指数的范围。如果保留季节性产品，一种解决办法是，将指数的重点不放在月度变化上，而是放在连续数年度同比变化上。在一些国家中，新闻机构和其他用户（如央行）倾向于援用最近一个月与前一年同一个月相比的年通货膨胀率。即使没有季节波动因素，相邻年度的波动也可能相当大，与月度变化相比，解释年度同比数据则容易得多。

1.118 第二十二章进一步运用这一方法，阐述了滚动年比指数概念，将最近 12 个月的价格与价格参照期相应月份的价格进行了比较。以此方式编制的滚动年比指数可被视为经季节调整的价格指数。用虚拟数据组进行检验的结果显示，这一指数表现良好。可将此指数视为

以滚动指数最后一个月前的 6 个月前的那个月度为中心的年通货膨胀指标。从某些方面看，这一时滞可能不利，但第二十二章指出，在某些情况下，使用当月年比月度指数和上一个月的年比月度指数可成功地预测以当月为中心的滚动年度指数。当然，滚动年度指数以及类似的分析性指数并不是要取代月度或季度消费者价格指数，而是要提供可能对用户极为有用的补充信息。可与官方消费者价格指数一道公布这些指数。

1.119 第二十二章考察了季节性产品的消失和再现所引起的价格序列中断问题的各种处理方法。但这一领域仍需进一步研究。

初级价格指数

1.120 如第九章和第二十章所示，消费者价格指数的计算分阶段进行。在第一阶段，估算出消费者价格指数初级支出总量的初级价格指数。在第二阶段，对这些初级指数进行集合或平均处理，用初级支出总量作为权数，算出优指数。基本分类由根据消费者价格指数分类确定的一小组相对同质的消费品的支出构成。第六章指出，统计部门通常选定总量中一组有代表性的产品，然后通过若干不同的销售渠道采集价格样本。基本分类具有样本层的作用。

1.121 第一阶段采集的价格通常并不是不同经济单位之间的实际交易价格观察值，而是各种商户的产品售价。但原则上消费者价格指数衡量的是住户购买价格的变化情况。这些价格实际上可能在一个月期间（一个月通常是消费者价格指数的参照期）发生波动。即使是同一商户售出的同一产品，售价可能也不一样，因此，原则上第一步应计算出在此时期某一产品的平均售价。但实际上往往做不到这一点。如果是电子商户，所有单项产品出售时均被“扫描”，销售点保持交易价值的实际记录，那么就可算出平均价格，而不是单纯记录某一时点的标价。已在一定程度上实际应用扫描数据编制消费者价格指数，随着时间的推移，预计将更多地使用这类数据。

1.122 在采集了样本商户的代表性产品的价格后，接着需处理的问题是何种公式是估算初级价格指数的最适当公式。第二十章考察了这一专题。在 20 世纪 90 年代若干文献相当清晰地阐述初级指数的特性及其相对优、缺点之前，这一专题未获重视。初级指数是构建消费者价格指数的基本要素，消费者价格指数的质量在很大程度上取决于初级指数的质量。

1.123 由于采集的是一系列时期同一商户同一产品的价格，所以通常根据两组可比价格观察值计算初级价格指数。这里的假定是，没有遗漏任何观察，且样本产品的质量没有任何变化，所以两组价格完全可比。如何对待新产品和行将下市产品以及质量变化是需单独处

理的复杂问题。下文将概述这一问题，关于这一问题的详细论述，见第七、第八和第二十一章。

基本分类的权数

1.124 多数情况下，在计算基本分类的价格指数时，不使用明确的支出权数。但应尽量使用权数，以反映样本的相对重要性，即使是粗略的权数也应尽量使用。在许多情况下，基本分类只是载有任何可靠加权信息的最低层级数据，如果是这样，即不用加权计算初级指数。不过，应指出的是，即使如此，如果以与某种相关变量（如销售量）的规模成比例的概率来选择样本，样本选择程序即隐含了权数因素。

1.125 就某些基本分类而言，可将某些产品的销售量、市场份额和地区权数作为基本分类的明确权数。基本分类的权数可以单独更新，也许比基本分类本身的更新更频繁（以作为优指数的权数）。

1.126 例如，假设某一产品（如汽油）的供应商数目有限。可从企业调查数据中得知供应商的市场份额，并可在计算汽油初级集合价格指数时将这些份额作为权数。另一个例子是，可以采集当地若干供水机构的水价，然后可根据当地人口数量，按照各地区人口的相对规模算出相对消费支出，对每一地区的价格进行加权，以获得水的初级集合价格指数。

不同初级指数公式之间的关系

1.127 可以通过审查各种公式之间的数学关系，剖析初级价格指数所使用或考虑使用的各种公式的特性。第二十章详细分析了这类关系。由于人们认为并无明显可得的权数，各有关公式使用非加权平均，即简单平均，对各样本产品平均加权。就初级指数而言，有两种基本备选办法：

- 价格比率或相对价格的某种简单平均；
- 两段时期价格某种简单平均的比率。

如果是几何平均，由于价格比率或相对价格的几何平均等于几何平均价格比率，这两种方法完全一致。

1.128 如果采用上述第一种办法，可以得到以下三个初级价格指数：

- 价格比率的简单算术平均，即 *Carli* 指数或 P_C ，*Carli* 指数是非加权的 *Young* 指数；
- 价格比率的简单几何平均，即 *Jevons* 指数或 P_J ，*Jevons* 指数是非加权的 *Young* 几何指数；
- 价格比率的简单调和平均，以 P_H 表示。

如前所述，对任何一组正数而言，算术平均等于或大于几何平均，而几何平均等于或大于调和平均。只有在数值相等的情况下，这几种平均才完全相等。

即 $P_C \geq P_J \geq P_H$ 。

1.129 第二十章显示，随着价格比率的方差增大，这三个指数的差距将扩大。价格变动的差异越大，公式的选择就越重要。 P_J 可能大约位于 P_C 和 P_H 的中间位置。

1.130 如果采用第二种办法，可以得到以下三种指数：

- 简单算术平均价格的比率，即 *Dutot* 指数或 P_D ；
- 简单算术平均的比率，即 *Jevons* 指数或 P_J ；
- 简单调和平均的比率，以 P_H 表示。

无法预测不同种类平均的比率大小。例如，*Dutot* 指数 (P_D) 可能大于也可能小于 *Jevons* 指数 (P_J)。

1.131 *Dutot* 指数也可用价格比率的加权平均表示，其中时期 0 的价格为权数：

$$P_D \equiv \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t / n}{\sum_{i=1}^n p_i^0 / n} = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^0 \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right)}{\sum_{i=1}^n p_i^0} \quad (1.17)$$

Carli 指数是价格比率的简单平均。与 *Carli* 指数相比，*Dutot* 指数给予时期 0 高价产品价格比率的权数较高。但难以解释这类加权的经济原理。价格并非支出。如果是同质产品，由于能低价购买同样的产品，高价购买量可能会很少。如果是异质产品，由于数量不可公度且不能相加，根本就不应使用 *Dutot* 指数。

1.132 确定各种指数之间的关系虽然有用，但实际上无助于决定选择哪一个指数。价格比率的离差会增大各种公式间的差异，因此在确定基本分类时显然应尽量降低每项总量中价格变动幅度。变动幅度越小，指数公式的选择就越没有那么重要。由于基本分类还发挥样本层的作用，尽量减少样本层价格比率的差异将会减少抽样误差。

初级指数公理检验法

1.133 选取初级指数的一个办法是应用上文述及的公理检验法。第二十章对各种初级指数进行了若干项检验。

1.134 *Jevons* 指数 (P_J) 通过了所选定的各项检验。正如 *Fisher* 集合指数优于其他集合指数一样，*Jevons* 指数也优于其他指数。*Dutot* 指数 (P_D) 仅未通过可公度性检验，但这一点非常关键。如前所述，极为重要的是，如果从经济学角度考量，数量不可相加的话，价格也就不能相加，因此也就不可能计算出有意义的均值。不过，如果样本产品为同质产品， P_D 表现则良好。所以，对 *Dutot* 指数而言，关键是基本分类中各项产品的同质程度如何。如果产品的同质程度不够而无法叠加产品数量，

就不应使用 Dutot 指数。

1.135 虽然 Carli 指数 P_C 被广为使用，但公理法检验结果表明，这一指数仍存在一些缺点。尤其是，作为 Young 指数的非加权形式，该指数未通过可逆检验和传递性检验。初级指数往往是月度链指数，所以，未通过这两项检验是一项严重缺陷。由于 Carli 指数可能存在很大的向上偏差，公认可能不宜采用此指数。第九章使用具体数据论证了这一点。欧盟在编制消费者价格统一指数时即未采用这一指数。另外，价格比率的简单调和平均 (P_H) 可能会有同样大的下偏，不过看来实际上并没有采用这一方法。

1.136 公理法检验表明，Jevons 指数较好，但也许不宜在所有情况下使用。如果一项观察值为零，则几何平均值也为零。Jevons 指数对价格剧跌敏感，所以，在使用此指数时，也许有必要规定单个价格比率的上限和下限。

初级指数的经济分析法

1.137 第二十章阐述了初级指数的经济分析法。这项办法是，将样本产品视为构成追求效用最大化的理性消费者购买的产品和服务篮子，然后估算出涵盖这些产品的有条件的生活费用指数。

1.138 但应指出的是，样本产品价格有差异并不一定意味着产品质量有差异。如果市场完善，相对价格应反映生产的相对成本和相对效用。事实上，有些价格差异可能纯因市场缺陷造成。例如，在不同商户，完全一样的产品买价和卖价可能并不一样，这纯粹是由于消费者缺乏其他商户牌价的信息所致。生产商也可能进行价格歧视，向不同客户出售同样产品的价格却并不一样。许多服务行业普遍存在价格歧视现象。如果价格差异源于市场不完善，就不能指望消费者像消息灵通、且有自由选择权的消费者那样对产品相对价格的变化做出反应。

1.139 不管怎样，如果没有关于初级集合的数量或支出信息，就无法计算任何种类的优指数。所以，只有在符合某些特别条件的情况下，才能估算初级集合层次上的有条件生活费用指数。

1.140 有两个特例值得注意。第一个特例是，基本偏好是所谓的 Leontief 偏好。Leontief 偏好指的是，不管相对价格有何变化，相对数量保持不变，消费者不会转用替代产品。即需求的交叉弹性为零。在此情况下，Laspeyres 指数准确反映了生活费用指数。在此特例中，如果以与总体支出份额相应的概率来选择样本产品，可通过随机样本产品 Carli 指数，估算生活费用指数。如果以与总体数量份额相应的概率选择样本产品，则可通过样本产品 Dutot 指数，估算总体 Laspeyres 指数。不过，

假如指数篮子含有数量不可相加的若干异质产品，就无法确定数量份额以及概率。

1.141 第二个特例是偏好可用 Cobb-Douglas 函数表示，上文已论述过这一特例。如前所述，如存在这样的偏好，可以通过 Laspeyres 几何指数，准确衡量生活费用指数。在这样的情况下，如果以与总体支出份额成比例的概率选择样本产品，可使用随机样本产品 Carli 指数，无偏估算生活费用指数。

1.142 就经济分析法而言，究竟是选用 Jevons 样本指数，还是选用 Carli 样本指数，取决于哪个指数更接近有关的生活费用指数：换言之，取决于需求交叉弹性均值是趋近 1 还是趋近 0。实际上，对样本产品完全同质（即有完全替代品）的基本分类而言，交叉弹性可以是任何数值，直到无穷大。应指出的是，如果样本产品为同质产品，就等于只有一类产品，那么也就不存在任何指数问题：使用两段时期单位价值的比率，即可得出价格指数。可以设想，多数基本分类的平均交叉弹性可能趋近 1，而不是趋近 0，所以，总体而言 Jevons 指数可能比 Carli 指数更接近生活费用指数。在此情况下，Carli 指数须被视为有上偏。

1.143 需指出的是，使用 Jevons 指数并不意味着或设定支出份额保持不变。显然，不管支出份额实际上有无变化，都可估算价格比率的几何平均值。经济分析法表明，如果支出份额保持不变（或基本不变），那么，Jevons 指数可能会较好地估算有关生活费用指数。经济分析法带来的启示是，由于完全没有替代的可能性较小，而大量替代的可能性较大（尤其是，在构建基本分类时，本应有意列入相互替代性较高的类似产品），所以，Jevons 可能比 Carli 更接近生活费用指数。

1.144 如果不采用 Jevons 指数 (P_J)，则可使用 P_C 和 P_H 的几何平均，在第二十章中，此指数以 P_{CSWD} 表示。这样做的理由是，在不用对基本偏好形式做出任何特定假设的情况下，对称处理两个时期的数据。第二十章还显示， P_C 和 P_H 的几何平均可能非常接近 P_J ，所以，鉴于其较简练的概念和较易编制，Jevons 指数较为可取。

1.145 可以得出的结论是，无论采用经济分析法，还是进行公理法检验，结果均表明，总体上较宜采用 Jevons 指数。但在基本分类中没有替代或替代程度不高的情况下，则可能较宜采用 Carli 指数。指数编制者必须根据实际列入基本分类的产品性质做出判断。

1.146 上述讨论还阐述了初级指数的一些抽样特点。如果以与价格参照期的支出相应的概率来选择样本产品：

- 样本（非加权）Carli 指数提供了总体 Laspeyres 指数的无偏估算；
- 样本（非加权）Jevons 指数提供了总体 Laspeyres 几何指数的无偏估算。

不管对于何种生活费用指数，这些结果均成立。

概念、范围和分类

1.147 本手册第三章的目的是界定和澄清消费者价格指数的一些基本概念，并说明该指数的范围，即说明该指数原则上需涵盖的产品和服务以及住户。该章还审查了所采用的消费品和服务分类结构。

1.148 消费者价格指数的首要目标是衡量消费品和服务价格的变化情况。在确定消费者价格指数的工作定义前，需要确定一些概念的准确定义。消费概念并不是一个准确概念，可有几种不同解释，每种解释可能会引致不同的消费者价格指数。还有必要确定指数是涵盖所有消费者，即所有住户，还是只涵盖某一组住户。消费者价格指数的范围肯定会受所计划的或所认为的指数主要用途影响。编制者还需认识到，这一指数可作为一般价格指数，也可用于原计划外的用途。

1.149 在英文中，“consumer”既可指一种经济单位（即消费者），又可指一种产品（即消费品）。为避免混淆，本文在提及消费品或服务时，酌情使用了“consumption good or service”，而不是“consumer good or service”。可将消费品或服务定义为住户成员为满足其个人需要和愿望而直接或间接使用的产品或服务。应就“效用”做出广义解释，该词是经济学家喜用的一般技术词汇，指的是个人或住户从使用消费品或服务中获得的益处或福利。

1.150 消费者价格指数一般是衡量住户获得和使用的消费品和服务价格变化的价格指数。原则上，可以编制超越消费品和服务范围的更广泛的价格指数，列入诸如土地或住宅等实物资产的价格。这类指数可用作衡量住户感受到的通货膨胀的广泛指数，但多数消费者价格指数仅限于消费品和服务。消费者价格指数可以计入住宅等资产的服务流动价格，即使这些资产本身可能被排除在指数之外。但无论如何，住户购买的债券、股票或其他可转让证券通常不在消费者价格指数的范畴之内。

获得和使用

1.151 住户获得和使用消费品或服务的时间通常并不一致。住户通常是在某一时点获得产品，在另一时点使用，或甚至在一段时间内反复使用。获得产品时，该产品的法律或实际经济所有权转至消费者。在市场上，购买者此时承担了付款责任。而生产商提供服务时，所有权并无变化。获得消费品和服务的记录时间及其价格也应与用于计算权数的支出数据中记录这些交易的方式相一致。

1.152 付款时间可能主要取决于机构安排和管理的便利程度。如果不是以现金付款，在通过支票、信用

卡或类似安排付款后，可能要过相当长一段时间，才会从消费者银行账户中取款。就购买和价格的记录而言，最终取款时间毫无关系。另一方面，如果在购买时通过创设一种新的金融资产为购买一件产品或一项服务进行融资，例如购买者获得贷款，则涉及两项不同的经济交易，一是产品或服务的购买/出售，二是资产的创设。不管以何种方式为购买进行融资，应记录的价格均为购买时应付的价格。当然，提供融资可能会影响应付的价格。购买者此后偿还任何债务以及支付相关利息是与必须计价的产品或服务的购买颇为不同的金融交易。贷款的明确或隐含利息付款取决于资本市场、贷款的性质和期限以及购买者的信用等。第三章较详细地阐述了这几点。

1.153 由于上文所述的消费品或服务的购买与使用之间的区别，消费者价格指数有以下两种不同概念：

- 消费者价格指数可以衡量两段时期住户购买的消费品和服务价格的平均变化。
- 消费者价格指数也可衡量两段时期住户为满足其需要和愿望而使用的消费品和服务价格的平均变化。

购买时间与使用时间之间的区别对耐用品和某些种类的服务尤为重要。

1.154 耐用品和非耐用品。不妨将“非耐用”品称作一次性使用产品。例如，食品和饮料是用于充饥或解渴的一次性产品。许多所谓的非耐用消费品事实上极为持久。住户可能会在储存大量非耐用品（如许多种食品和燃料）很长一段时间后使用这些产品。

1.155 耐用消费品的一项突出特点是经久耐用。耐用消费品可以反复或持续使用，能长期（或多年）满足消费者的需要或愿望，例如家具或车辆就是如此。所以，耐用品往往被视为在使用期向消费者提供了连续性服务（另见第十四章专栏 14.3）。耐用消费品的定义与固定资产的定义相近。在国民账户中，固定资产被定义为生产程序中长期反复或不断使用的物品，如建筑或其他结构、机械和设备等。

1.156 第三章列出了《按目的划分的个人消费分类》(COICOP)所载的各种耐用消费品。当然，一些耐用品比另一些耐用品的持续时间长得多，在《按目的划分的个人消费分类》中，持续时间较短的被称为“半耐用品”，例如成衣。应指出的是，住宅属固定资产，而非耐用消费品，因此未被列入《按目的划分的个人消费分类》。但住宅产生的住宅服务由房客或自住房主享用，因此住宅服务被列入《按目的划分的个人消费分类》。

1.157 许多服务具有持久性，在获得时并未被充分消费或使用。一些服务带来持久性改善，消费者从中获得了持久性益处。例如，接受髌关节置换手术或白内障切除术者的生活状况和质量获得持久性大幅改善。同样，教育服务的享受者可从终身受益。教育和卫生支出与

耐用消费品的一项共同特点是，往往费用高昂，必须通过举债或动用其他资产进行融资。

1.158 耐用品和耐用服务的支出可能会有波动，而这些产品和服务的使用过程却可能相当稳定。其使用无法直接观察和估值，只能通过在对受益时间和持续期限做出假设的情况下才能估算。部分由于在概念上和实际上难以对其使用进行计量，统计部门往往在国民账户和消费者价格指数中采用获取法处理耐用消费品。

1.159 基于获取法的消费者价格指数。住户可通过四种主要方式获得产品和服务。他们可以：

- 以货币交易方式购置；
- 自产自自用；
- 在易货交易中获得等值实物或服务，尤其是劳务的实物报酬或服务报酬；
- 从其他经济单位处获得的馈赠或转让品。

1.160 根据获取法，产品和服务的可能最大涵盖范围是所有上述四类产品和服务，而不管由谁负担费用。这包括社会实物性转移支付，即政府或非营利机构向各住户免费或以名义价格提供的教育、卫生、住宅以及其他产品和服务。按照国民账户体系的定义（见第十四章），获得总量相当于单个（非机构性）住户实际消费总量。政府向全社会提供的公共管理和国防等集体服务超出了消费者价格指数的范围，因此未被计入。

1.161 从提供或支付社会转移的政府或非营利机构的角度，社会转移支付按所付的市场价计值或按生产成本计值。而从受益的住户角度，其价格为名义价或零。就消费者价格指数而言，适用的价格是住户支付的价格。政府支付的价格属于政府支出价格指数的范畴。如果住户的支出为零，免费服务在消费者价格指数中就无任何权重。但如第三章所述，如果政府和非营利机构对其原先免费提供的产品或服务进行收费，即可在消费者价格指数中计入价格上涨。

1.162 支出与获取。需要将支出与获取分开。承担费用的经济单位有支出，而作为实物性社会转移支付对象的住户并无支出，所以，住户的支出范围一般小于其获得范围。另外，并非所有的支出都是货币支出。在住户以现金、支票或信用卡支付时方产生货币支出，否则仅产生付款责任。只有货币支出才产生可以观察并计入消费者价格指数的货币价格。

1.163 在住户以现金以外方式支付时，发生非货币支出。货币支出分以下三大类：

- 在易货交易中，各住户相互交换消费品和服务。用于支付的产品和服务的价值为负支出，由支出抵消，所以，在总量中，住户间易货交易的权重为零。这些支出实际上不计入消费者价格指数。
- 在雇员获得实物报酬时，他们等于是用其劳动而不

是用现金购置产品或服务。可以推算住户隐含支出的货币价值。

- 与此相类似，在住户生产自用产品和服务时，承担了费用，其中一些费用可能是为购置投入物而进行的货币支出。可按市场价推算产品隐含支出的货币价值。如果在消费者价格指数中计入这类推算价格，必须剔除投入价格，以免重复计算。

1.164 消费总量排序。如第十四章所述，可以考虑对消费总量进行排序：

- 住户获得的产品和服务总量；
- 减实物性社会转移支付=住户总支出；
- 减非货币支出=住户的货币支出。

选择消费总量是一项政策问题。例如，如果主要是为衡量通货膨胀而编制消费者价格指数，由于通货膨胀基本上是一个货币现象，指数的范围可能局限于住户的货币消费支出。虽然可按相应货币交易中观察到的价格进行估算，但无法采集非货币支出所涉的消费品和服务的价格。专用于衡量欧盟内部通货膨胀的欧盟消费者价格统一指数只计入货币支出。

无条件的生活费用指数和有条件的生活费用指数

1.165 第十五章和第十七章阐述了生活费用指数。如第三章所述，生活费用指数的范围取决于该指数有无条件。住户的福利不仅取决于其消费的产品和服务的效用，而且取决于其所处的社会、政治和有形环境。无条件的生活费用指数衡量的是在影响福利的任何因素发生变化的情况下维持某一给定福利水平所需的最低费用的变化，而有条件的生活费用指数则衡量在环境因素不变、但消费者价格变化的情况下维持某一给定效用或福利水平所需的最低费用的变化。

1.166 无条件的生活费用指数也许比有条件的的生活费用指数更为全面，但它并不是更全面的价格指数。无条件指数所列入的价格信息并不多于有条件指数，而且无助于剖析价格变化对福利的影响。恰恰相反，无条件指数列入的环境变量越多，价格变化的影响就越会被稀释而变得更为模糊。所以，有条件的生活费用指数才能作为价格指数。

某些类别的交易

1.167 理论上，消费者价格指数衡量的是消费品和服务价格的变化，因此非消费品和服务项目支出，例如土地等资产或债券、股票以及其他金融资产上的支出，均不属消费者价格指数的范围。与此相类似，对并不引致产品或服务任何流动的付款，例如所得税付款或社会保障缴款，也不属消费者价格指数的范围。

1.168 转移支付。转移支付指的是，一个经济单位向另一个经济单位提供产品、服务或包括货币在内的资产，而并未获得任何对等的产品、服务或资产回报。在住户进行转移时，此种转移肯定不属消费者价格指数的范围。所以，强制性的现金转移支付，如交纳直接所得税或财富税等，均不属消费者价格指数的范围。但向政府的某些付款算是转移支付还是购置服务，并不总是很清楚。例如，为获得某些种类许可证所支付的资金有时是一种变相税收，而有时政府则可能通过行使某种监管或控制职能提供了一项服务。馈赠或捐款也是不属消费者价格指数范围的转移支付。而向会员提供某种服务的俱乐部和社团的会费则被计入消费者价格指数。小费和赏钱可视情况而定，如果实际上是服务费的预期的、甚至是必不可少的一部分，就不是转移支付，而应被作为所付价格的一部分处理。

1.169 不良或非法产品或服务。应列入住户为满足其自身需要和愿望而在市场上自愿购置的一切产品和服务，即使它们被多数人视为不良产品或服务或甚至遭法律取缔。当然，由于无法获得必要数据，实际上可能不得不将非法产品和服务排除在外。

1.170 金融交易。在用一种金融资产交换另一种金融资产时，即发生金融交易。需指出的是，货币本身也是一种金融资产。例如，购买债券或股票就是一项金融交易。借债也是一项金融交易，因为一方面获得了现金，另一方面创设了金融资产或债务。

1.171 在进行金融交易时，虽然可能是为促进今后的消费而进行交易，但并未发生消费行为。这类金融交易不计入消费者价格指数，因为按照定义，在金融交易中并没有交换任何产品，也未提供任何服务。但有些“金融”交易可能并不是完全金融性交易，它们除了提供资产（如贷款）外，还可能包括明确或隐含的服务费。服务费相当于住户购置服务的费用，所以应被计入消费者价格指数，不过在有些情况下可能难以将服务费分开。例如，外汇交易是用一项金融资产交换另一项金融资产的金融交易。汇率变化导致的相对于本币价格而言外汇价格的变化不属于消费者价格指数的范围，而作为外汇经纪商服务报酬的货币兑换佣金则属于其范围。

1.172 住户借债可能用于耐用品或住宅上的大额支出，也可能用于教育或卫生领域大额支出，或甚至用于昂贵的度假。不管借债用途是什么，与贷款相关的金融交易一律不属消费者价格指数的范围。下文将专门论述如何处理贷款的应付利息问题。

1.173 复合交易。如前所述，一些交易是复合交易，含有两个或两个以上的成分，就消费者价格指数而言，这些成分的处理可能颇为不同。例如，人寿保险的一部分保费是导致产生金融债权的金融交易，因此不属消费

者价格指数的范围，而剩余部分是服务费，所以应计入消费者价格指数。但问题是这两个成分未被分开单列。

1.174 如第三章所述，处理名义利息付款很难，因为此种付款可能含有在概念上相当不同的以下四种成分：

- 纯利息付款；
- 按举债人信用程度确定的风险金；
- 向从事贷款业务的银行、贷款机构或其他金融机构支付的服务费；
- 为补偿债权人在通货膨胀时期贷款本金的实际持有损失而支付的补偿金。

第四种成分是资本流动，因此显然不属消费者价格指数的范围。而第三种成分（即服务费），则显然应计入。对如何处理前两个成分仍有争议。在通货膨胀高涨时或资本市场很不完善时，名义利息付款可能几乎完全采用最后两种形式。这两种付款概念与纯利息概念颇为不同。例如，农村贷款人的“利息”可能主要是高昂的服务费。但实际上可能无法区分名义利息的各个成分。整个名义利息的处理仍是一大难题，尚有一些争议。

住户生产

1.175 在住户为市场进行生产时，相关的业务交易不属消费者价格指数的范围。业务支出虽然用于购买可能为满足住户成员的个人需要和愿望的产品和服务，但并不计入消费者价格指数。

1.176 住户还生产供自己消费的产品和服务，其中主要是提供服务，如做饭，看护幼儿、病人或老人，清洗和维护耐用品和住宅，运送家庭成员等。自住房主产生自用的住宅服务。住户还生产自用的蔬菜、水果、花卉或其他产品。

1.177 住户购置的许多产品或服务并不直接产生效用，而是用于生产确有效用的其他产品和服务，例如粮食、化肥、清洁材料、染料、电力、煤、油、汽油等。

1.178 原则上，消费者价格指数应记录这些生产活动的产出价格，因为实际消费和产生效用的是产出，而不是投入。但这些产出本身并不出售，因此无法观察其价格。可以按这些产出在市场上应能获得的价格进行推算，但这会使消费者价格指数严重依赖推算出的价格，而不是采集到的价格。第三章建议采用的务实办法是，将市场上购买的专用于生产直接由住户消费的其他产品和服务的一切产品和服务视为消费品和服务。按照这项原则，杀虫剂和电力等产品被视为间接提供了效用而被计入消费者价格指数。这当然不仅是在编制消费者价格指数时实际常用的办法，它也是在编制国民账户时实际常用的办法。在国民账户中，用于住户生产投入的多数支出被划入最终消费支出。

1.179 在一些国家中，住户越来越倾向于购买现成

的外卖菜肴，而不是购买其中的各项配料。这类菜肴的价格高于住户以前购买的各项配料的合计价格，致使食物消费权数增加。这部分反映出，以前忽视了住户做饭的劳动力投入成本。如果住户选择由其他人有偿提供以前不属消费者价格指数范围的各项家庭服务活动，可将这些活动计入消费者价格指数。

1.180 农业自足和房主自住。关于住户自产自用的两大类生产，即供自己消费的农业生产和房主自住产生的住宅服务，事实上国民账户已在尝试记录产出和消费的价值，而不是投入的价值。与此相类似，消费者价格指数也可计入这两类生产的产出价格，而不是投入价格。

1.181 原则上，自产自用的农业生产的产出价格虽是推算价格，仍可被列入消费者价格指数。另一方面，就依靠自产自用农业的住户而言，在市场上购买的用作农业生产投入的农用品的价格可能是其受到通货膨胀影响的主要因素。需指出以下两点：首先，所推算的产出市场价值至少应涵盖住户投入的劳动成本，所以通常应高于投入的购价。因此，推算投入的购价而不是计入产出价格可能意味着，在消费者价格指数中，自产自用的农业生产的权数偏低。其次，应避免重复计算。如果计入推算的产出价，就不应计入已消费投入的实际价格。

1.182 关于房主自住房，更为复杂的是，这类生产需要使用住宅这一大规模固定资产提供的资本服务。即使在消费者价格指数中计入用于提供住宅服务的投入价格，仍有必要推算住宅提供的资本服务（主要是折旧加利息）的价格。因此，一些国家倾向于按照市场上同类住宅的租金推算实际享用的住宅服务的产出价格。房主自住房的处理很复杂，尚有一定争议。第三、第九、第十和第二十三章等论述了这一问题。

住户和商户的涵盖范围

1.183 第三章指出，住户可以是个人，也可以是多人集体居住，共同准备需要的食物或其他生活必需品。消费者价格指数可能需要涵盖：

- 或者是居住在某地（通常是国家或地区）的住户的消费支出，而不管这些支出是发生在该地还是发生在外地——此即所谓的“国民”支出概念；
- 或者是在某地发生的消费支出，而不管这些支出是来自该地住户还是外地住户——此即所谓的“国内”概念。

如果采用国内概念，可能会较难在住户调查中采集有关分类支出数据。消费者价格指数的定义还可涵盖一组国家，如欧盟。

1.184 并非必须列入所有类别的住户。如第三章所述，一些国家选择不列入非常富裕的住户或从事农业活动的住户等特定类别的住户。一些国家还编制旨在涵盖

不同组别住户（如不同地区的住户）的不同指数。另一种办法是，除了编制涵盖所有或多数住户的消费者价格总指数外，还编制针对某些社会群体（如户主已退休的住户）的一个或多个专门指数。住户的确切覆盖范围是一个选择取向问题，不可避免地会受到指数的设定主要用途的影响。消费者价格指数实际涵盖的所有住户称为“参照总体”。

价格变化

1.185 不同商户可能以不同价格出售完全一样的产品或服务，有时还可能对不同类型的客户实行不同的价格。在指数涵盖的同一个月中，价格也可能发生变化。从概念上，有必要将纯价格变化与所提供的产品或服务质量差异引致的价格差异分开，但实际上并非总能轻易区别这两种价格。纯价格差异的存在反映出市场某种形式的不完善状况，如消费者缺乏信息或存在价格歧视现象等。

1.186 在有纯价格差异时，随着市场环境的改变，例如，如果有标价较低的新商户开张，可能会使一些住户从购买较高价格的产品转为购买较低价格的产品。住户为此所付的平均价格降低后，即使每个商户的标价可能并无变化，但就消费者价格指数而言，价格实际下降了。如果不观察从商户处采集的价格以及住户购买习惯的变化，消费者价格指数就会出现商户替代偏差。第十一章就此做出了较详细的解释。另一方面，如果价格差异反映了不同商户出售的产品和服务质量的差异，从较高价格的商户转到较低价格的商户仅反映出，住户选择购买较低质量的产品或服务。这本身并不意味着价格有任何变化。

分类

1.187 第三章指出，消费者价格指数使用的住户支出分类为消费者价格指数各阶段编制工作提供了必要的框架。它提供了加权和集合结构，并提供了产品抽样的分层基础。可用几种方式对消费者价格指数涵盖的产品和服务进行分类：可按其有形特征分类，也可按其目的及其价格行为的类似程度分类。基于产品的分类和基于目的的分类有所不同，但通常可以很好地结合在一起。实际上，多数国家实行混合型分类体制，即在最高级上按目的分类，在较低层级上按产品类型分类。最近修订并获国际公认的《按目的划分的个人消费分类》（COICOP）即采用了这一办法，为编制消费者价格指数提供了适当的分类法。

1.188 《按目的划分的个人消费分类》第一层分类由涵盖消费总支出的12个大类构成。如前所述，各大类主要是按目的分类。在第二层，12个大类分为47个产品中类。

在第三层，分为 117 个产品小类。第三章列举了《按目的划分的个人消费分类》所列的 10 小类耐用品，还列举了 7 小类半耐用品（如服装、鞋类和家用纺织品等）。

1.189 就编制消费者价格指数而言，《按目的划分的个人消费分类》中最低层级的 117 个小类仍不够详细，为此可以采用国际公认的《产品总分类》（CPC）确定的细类。对一些细类仍可进一步划分为用于编制消费者价格指数的基本分类。为便于编制消费者价格指数，必须获得各细类或基本分类的支出权数。从抽样角度，基本分类中单项产品的价格变动最好应尽量为同向一致变动。还可按产品销售商户的地点或类型对基本分类进行抽样分层。

消费者价格指数与国民账户

1.190 第三章附录 3.1 解释了消费者价格总指数与国民账户中住户消费总支出的缩减指数的差异。实际上，消费者价格指数可被设定为只涵盖国民账户所涵盖的部分住户和部分支出。此外，消费者价格指数和国民账户缩减指数所需的指数公式可能不同。这些差异可能意味着，消费者价格总指数一般不同于国民账户中住户消费总支出的缩减指数。另一方面，为编制消费者价格指数所采集的基本价格和支出数据也被广泛用于构建在国民账户中缩减住户单项消费所需的价格指数。

支出权数

1.191 如前所述，计算消费者价格指数主要分两个阶段。第一阶段是采集价格数据和计算初级价格指数。第二阶段是将初级价格指数进行平均，得出高级价格指数，最后算出消费者价格总指数。为计算基本分类，需要获得支出数据。基本分类可被用作第二阶段的权数。不管集合时使用何种指数公式，均需要有这些权数。第四章论述了支出权数的演算和来源。

住户支出调查与国民账户

1.192 多数国家住户消费支出数据主要源于住户支出调查（HES）。住户支出调查是对数以千计住户进行的抽样调查，要求所调查的住户记录某一时段（如一周或一周以上）在各种消费品和服务上的支出。样本规模显然取决于可调用的资源，并取决于希望按地区或住户类型细分调查结果的程度。开展住户支出调查费用昂贵。本手册无意论述如何开展住户支出调查，也不赘述一般的抽样调查技术或程序。读者不妨参阅几份专论调查方法的标准文献。住户支出调查可以每隔一段时间（如每五年）进行，也可连续性地每年开展。

1.193 住户支出调查可能会给调查对象造成沉重负担，因为这要求调查对象保留其通常并不保留的详细支出记录，不过，如果超市或其他零售商户提供详细的收据，可能就会容易记录。住户支出调查往往有些系统性偏差。例如，许多住户有意无意地低报诸如赌博、酒精饮料、烟草或毒品等某些“不良”产品支出额。这类偏差是可以矫正的。此外，住户支出调查中采集的数据可能需予调整，以符合消费者价格指数所需支出的概念。例如，在住户支出调查中，调查人员不采集自住房主生产和消费的住宅服务的推算支出。

1.194 第十四章指出，可采用国民账户供应和使用表中的商品流量法，对照各主要来源的数据，进行相互调整和平衡。可采用商品流量法更好地估算源自住户支出调查的住户消费支出，即考虑到消费品和服务的销售、生产、进口和出口统计数据中的更多信息，对这些支出进行调整。国民账户中的住户支出数据源于各种渠道，因此可能是住户支出总量的最佳估算数据，但其所用的分类对消费者价格指数而言可能仍不够详细。另外，由于住户支出调查可能每隔几年才开展一次，而国民账户能够纳入其他种较新的数据（如消费品和服务的零售、生产和出口数据），所以国民账户的支出数据可能较新。但需指出的是，不应将国民账户视为住户支出调查的另一个独立的数据源。恰恰相反，住户支出调查是编制国民账户的住户消费支出数据的一个主要来源。

1.195 许多国家虽然愿为编制消费者价格指数或国民账户的目的频繁开展住户支出调查，但实际上做不到。如前所述，全国住户支出调查可能十分昂贵，而且对住户造成很多麻烦。可能每隔五年或十年或甚至更长时间才能开展这样的调查。而且，开展和处理住户支出调查很费时，可能在调查完成一两年后才能将调查结果列入消费者价格指数。出于这些实际考虑，许多国家的消费者价格指数为 Lowe 指数，Lowe 指数使用的是可能比参照期 0 早几年和比时期 t 早许多年的某一基期 b 的数量。

1.196 一些国家为更新消费者价格指数和改进国民账户，持续开展住户支出调查。当然，不必一直维持同样的住户面板数据。可以逐渐轮换面板数据，换掉一些住户，用其他住户取代。持续开展支出调查的国家能够每年修正和更新支出权数，其消费者价格指数成为年环比指数。不过，即使持续开展支出调查，从采集数据到处理完并准备使用调查结果之间仍有时滞，绝对无法获得与价格变动同期的调查结果。所以，即使每年修正权数，这些权数仍是参照期之前某一时期的权数。例如，如果价格参照期是 2000 年 1 月，支出权数则可能是 1997 年或 1998 年的权数，或是此两年的平均权数。如果价格参照期移至 2001 年 1 月，权数即移至 1998 年或 1999 年，

依此类推。这一指数为Lowe链指数。

1.197 一些国家倾向于以两年或三年支出的平均值作为支出权数，以减少估算误差（支出调查仅是抽样调查）造成的“干扰”，或减少因繁荣或衰退、股市波动、石油冲击、自然灾害或其他灾害等事件引致的消费者短期异常行为所造成的“干扰”。

用于估算支出权数的其他数据源

1.198 如果出于抽样或分析目的需要按地区分解支出数据，可以使用人口普查数据来补充通过住户支出调查可能获得的任何信息。食品调查可以是另一个数据来源。一些国家开展专项调查，集中调查住户在食品上的支出。这些调查可以比住户支出调查提供更详细的食品支出信息。

1.199 一些国家开展的购买点（POP）调查是另一个可资利用的信息来源。这项调查的目的是提供关于住户购买特定种类产品和服务的零售商户信息。调查者询问住户在每一商户购买每个项目所花的资金以及商户的名称和地址。此项调查主要用于选取商户样本以采集价格数据。

采集价格数据

1.200 第九章指出，消费者价格指数涉及两级的计算。在低层级，采集和处理价格样本，从中获得低层级价格指数。这些低层级的指数为初级指数。第二十章论述了初级指数的特性和行为。在高级，以支出作为权数，对初级指数进行平均，即获得优指数。在高级，第十五章至第十八章阐述的所有指数理论均适用。

1.201 计算低层级指数是针对基本分类。视国家可用的资源以及所用的程序情况，可按上文阐述的支出分类法，基本分类可为小类或细类。如果计算不同地区的消费者价格指数，须将细类或微类再细分为不同地区分层。另外，为了提高价格采集抽样程序的效率，如果可行的话，通常应在分层定义中纳入其他标准，如商户类型等。如果为采集数据而将小类或细类分层，各分层成为基本分类。由于需要有每项基本分类的权数才能计算高层级指数，必须估算出每项基本分类中的支出。但在基本分类中通常并无支出或物量数据，因此必须仅根据价格数据来估算初级指数。随着电子销售点扫描数据的普及，这一做法可能会变化。

1.202 第五章阐述了价格抽样战略。第六章介绍了实际采集价格的方法和操作程序。原则上，用于编制消费者价格指数的相关价格应为住户实际支付的买价，但总体而言，尽管在住户支出调查中直接采集住户的支出数据，但每月或每季度直接采集住户的价格既不现实，

又无成本效益。实际上，所采集的价格并非实际交易价格，而是零售点、超市或服务商等商户的产品和服务的标价。但随着越来越多的产品和服务通过能记录价格和支出的电子销售点销售，采集实际交易价格数据可能会越来越可行。

随机抽样与主观选样

1.203 由于价格取自商户，产生了两个不同的抽样问题。第一个问题是如何选取基本分类涵盖的单个样本产品。第二个问题是如何选取出售这些产品的商户样本。一些产品可能实行全国统一价格，所以可能不必亲自去零售商户处采集价格数据，只要在中央定价机构那里即可采集此类价格信息。以下各段阐述的是从大量商户处采集价格数据的较为常见的情况。

1.204 第五章指出，样本产品的总体涉及若干内容。产品可不仅根据特性和功能（产品的特性和功能确定了其在《按目的划分的个人消费分类》中的位置）进行分类，而且还可根据出售地点和商户以及出售时间进行分类。产品总体不断随着时间变化这一事实无论对消费者价格指数，还是对多数其他经济统计，都是一大问题。一些产品退市，被其他种产品代替。有些商户关闭，同时，有新商户开张。衡量一段时期内的价格变化需要标价产品有些连续性，而产品总体随着时间变化这一事实，在概念上和实际上均造成了问题。原则上，所记录的价格变化应为两段时期同样产品的价格变化。下文将较详细考察非同产品造成的问题。

1.205 在设计价格样本时，应适当注意遵循常用统计标准，以确保随后进行的样本估算不仅做到在统计上无偏差和有效率，而且还具成本效益。指数专题文献提到两类偏差，一是这里提及的抽样偏差，二是第十章提及的非抽样偏差，即替代偏差或代表性偏差。通常可根据具体情况清楚地判断是哪种偏差。

1.206 有大量抽样调查技术文献可供参考，因此，在这里就不必赘述了。原则上，宜采用已知概率随机抽样法选取商户和产品，以保障产品样本不受主观因素扭曲，并可计算抽样误差。但随机抽样可能太难和过于昂贵，所以许多国家仍继续大力采用主观的商户和产品抽样法。主观选样被认为成本效益较高，在现有抽样框架不够全面且不太符合消费者价格指数需要的情况下尤其如此。另外，从同一商户处采集各项产品的一系列价格，而不是从大量商户处分散采集价格，成本效益可能较高。

1.207 为了有效开展随机抽样或主观选样，需要有全面的最新抽样框架。编制消费者价格指数需要有两类框架：一是商户总体框架，一是产品总体框架。可使用的商户抽样框架有：企业登记册、中央政府或地方政府的行政记录或电话号码簿等。如果抽样框架载有所需信

息，可以按照与某项相关经济特点（如销售总值）的规模相应的概率选取商户样本，以提高效率。但实际上并不总能轻易获得产品抽样框架。大型生产商、批发商或行业协会编制的目录或其他产品清单或大型超市等单个商户专用产品清单也可作为抽样框架。

1.208 根据抽样框架中已有的信息情况，可以按地点和销售规模或雇员规模进行商户分层。如果知道商户规模，可以按与其规模相应的概率采取随机抽样法，以提高效率。但实际上，主观选样法仍很普遍。

1.209 在多数国家中，负责编制消费者价格指数的中央机构往往在所选商户中主观地选取多数样本产品。该机构编制其认为可以代表基本分类中各种产品的清单。可以同批发商或大型零售企业的经理或拥有实际经验和知识的专家一道编写产品清单。第六章较详细地阐述了实际程序。

1.210 有一种论点是，主观选取产品造成的抽样偏差很小，但在此方面并无很多有说服力的证据。原则上，随机抽样较为可取，且相当可行。例如，美国劳工统计局广泛采用随机抽样程序选取商户及其产品。如果放权让价格数据采集人员选取产品，必须确保这些人员训练有素，获得适当信息，并应对其严密监督。

价格采集方法

1.211 上节专门论述了在从许多商户处采集大量产品价格时产生的抽样问题。本节更多地是在操作层面论述价格采集工作所涉的一些问题。

1.212 集中采集价格。负责编制消费者价格指数的中央机构可从负责确定价格的政府机构的总部那里直接采集许多重要价格。如果全国实行统一价格，就不必从各商户处采集价格：

- 有些价目表或服务费由政府确定，在全国通用。水、煤气、电等公用事业、邮政服务、电话费或公共交通等可能就是如此。所以，从相关机构的总部即可获得价格或费率信息。
- 一些全国性的连锁店或超市可能在各店实行统一价格，所以只要从其总部采集价格即可。即使全国性的连锁店不实行统一价格，但各地区之间可能只存在很少、且幅度不大的价格差异，因此仍可集中采集一切有关信息。
- 许多集中确定的价格可能只是偶有变化，也许一年才变动一、两次，所以不必每月采集这些价格数据。另外，其中许多价格可通过电话、电传或电邮方式采集，而不需亲赴有关总部。

1.213 扫描数据。新出现的一个重大趋势是，在许多国家中，可以越来越多地获得电子销售点的大量且十分详细的“扫描”数据。这类数据存于商业数据库。扫

描数据很全面，而且是最新数据。越来越多的产品经电子销售点扫描后出售。

1.214 使用扫描数据显然大有好处，最终可能会对消费者价格指数编制工作所需的价格数据的采集方式产生重大影响。但由于尚无充分经验，还无法就扫描数据的使用提供总体指导。统计部门显然应密切注意这方面的动态，探索利用这一新数据源的可能性。第七章指出，扫描数据还拓宽了采用良好的质量调整办法（如特征调整办法）的余地。

1.215 采集当地价格。如果采集当地商户的价格，可采用以下两种办法选取价格样本产品。一种办法是，负责编制消费者价格指数的中央机构事先确定单项产品清单。另一种办法是，可以授权价格采集人员从特定产品范围中酌情选择样本产品。价格采集人员可以使用某种随机选择程序，或选取销售量最大的产品或店主或经理所建议的产品。在单个商户中选取的单个抽样产品可称为样本产品，它可以是产品，也可以是服务。

1.216 中央机构事先确定产品清单，通常是为了使其选择的产品能代表基本分类中较大的产品组。中央机构还必须确定对选作价格抽样的代表性产品的描述或说明的严格程度。理论上，确定抽取哪些产品的价格有一定随意性，取决于被视为相关的或重要的若干经济特点。例如，“牛肉”是一组类似的、但彼此有别的产品通称。牛肉有多种分法，如肉末、炖牛肉或后腿牛排等，每种肉均可被视为不同的产品，售价可有很大悬殊。另外，牛肉还可分为鲜肉、冷却肉或速冻肉，亦可加注是国产肉还是进口肉，并标示牛的年龄或品种。

1.217 如果产品描述从严，中央统计部门对商户中样本产品的实际价格有较大控制权，但也会增加一些商户实际上也许并不出售一些产品的可能性。而如果放宽产品描述，可采集到较多产品的价格，但价格采集人员对实际样本产品享有较大斟酌决定权，这可能会大大降低样本的代表性。

连续采集价格

1.218 消费者价格指数的目的是衡量纯价格变化。连续多期被用于价格采集和比较的产品最好应完全可比，即有形特点或经济特性应完全一样。在产品完全可比时，所观察到的价格变化是纯价格变化。因此，在选择有代表性的产品时，需要确保其中足够多的产品预计将在相当长时间内能以首次选取时的同样形式或状况留在市场上。没有连续性，就没有足够的价格变化供计量。

1.219 在确定了样本产品后，通常的战略是尽可能长时间地采集同样产品的价格。为此必须为价格采集人员非常准确地或严格地设定样本产品。另一种办法是，价格采集人员必须保留所选样本产品的详细记录。

1.220 就编制价格指数而言，最好是所有价格样本本

品在其有形特点和经济特性没有任何改变（当然销售时间除外）的情况下，一直留在市场上。需指出的是，指数理论的许多结果基于两个对照期可获得同样的产品和服务这一假设。但多数产品的经济寿命有限，它们最终会在市场上消失，被其他产品取代。随着产品总体不断演变，最初选取的代表性产品占总购买量和总销售量的份额逐渐减少，总代表性可能会越来越小。考虑到消费者价格指数需涵盖所有产品，必须设法适应产品总体的不断变化。例如，随着耐用消费品的功能和设计不断更新，一些型号的寿命可能极短，上市一年后或不到一年，就被更新的型号取代。

1.221 在某一时刻，价格观察序列的连续性可能不得不中断。可能有必要将一些产品的价格与很相似、但并非完全一样的其他新产品的价格进行比较。统计部门为此必须努力在所观察的价格变化中消除所对照产品的特性变化可能造成的影响。换言之，它们必须根据样本产品质量的任何变化，努力调整所采集的价格。下文将较详细地论述这一问题。最极端的情况是，可能出现与先前的产品截然不同的全新产品，因此无法进行质量调整，也无法将新产品的价格与任何先前产品的价格直接比较。另外，某一产品可能变得毫无代表性或极为过时，而不值得再将其价格与任何替代产品的价格进行比较，所以必须在指数中剔除这一产品。

重新抽样

1.222 解决产品总体变化问题的一项办法是，定期每隔一段时间重新抽样，即重新选择整个样本组产品。例如，如果编制月度指数，可于每年1月选择新的样本组产品，然后，采集每一组产品的价格，直到第2年1月为止。每年1月份，必须采集两组产品的价格，以便将两组产品12个月度的变化连接起来。每年重新抽样符合每年更新支出权数的战略。

1.223 虽然重新抽样可能优于维持同样的样本或选择，但实践中这一做法并不普遍。每年难以有系统地重选整个样本产品组，且实施成本昂贵。此外，这捕捉不到在新产品或新特性刚出现时发生的价格变化，因此并不能完全解决产品总体不断变化的问题。有许多生产商特意利用产品最初上市的时机大幅调整价格。

1.224 一种较为现实的更新样本的办法是，进行逐渐调整，剔除某些产品，同时引入新的产品。剔除产品可能有以下两个原因：

- 某产品被价格采集人员或中央统计机构认为不再具有代表性。此产品看来在所属产品类别总支出中所占份额持续下降。
- 产品可能完全退市。例如，产品可能因技术变革而变得过时，或可能因品味变化而不再时行，或可能因其他因素而退市。

1.225 同时，市场上出现新产品，或现有产品有了新特性。在某个时候，有必要将这些产品纳入样本清单。随之产生的一个一般性问题是，如何处理质量变化和新产品。

根据质量变化调整价格

1.226 处理质量变化也许是消费者价格指数编制人员面临的巨大挑战。这是本手册反复论述的专题。它对消费者价格指数编制人员造成了概念性问题和实际问题。第七章通篇论述了如何处理质量变化问题，第八章论述了与此密切相关的新产品以及产品替代专题。

1.227 如果要从某个商户的样本产品清单中剔除一个样本产品，通常的做法是找到一个新产品作为替代，以确保产品样本或其选择仍足够全面和有足够的代表性。如果引入新产品来取代旧产品，有必要将旧产品的过去价格观察值序列与新产品观察值序列连接起来。这两个观察值序列可以在一个时期或多个时期重叠，也可以不重叠。在很多情况下无法重叠，因为只是在旧产品退市后，才出现新质量产品或新型号。不管是否重叠，要想连接两个价格序列，就需对旧产品与选取的新产品之间的质量变化做出某种估算。

1.228 不管多难估算质量变化对价格观察值变化的贡献程度，需清楚地认识到，必须明确做出某种估算，如果不能明确估算，则可通过隐含方式进行估算。这一问题不容回避或绕过。各统计部门均资源有限，许多统计部门可能没有能力像第七章所述的那样，根据质量变化进行较复杂的明确调整。不过，即使因缺乏数据或资源而无法做出明确调整，也不能不做某种隐含调整。如下文所述，表面上“什么都不做”也意味着某种隐含调整。不管可以调用多少资源，统计部门都须认识到其采用的程序产生的影响。

1.229 第七章引言强调了以下三点：

- 创新速度很高，而且可能仍在加速，致使产品特性不断变化。
- 各国处理质量变化的方法不太一致。
- 若干实证研究显示，选用何种方法确实重要，不同的方法可能会引致非常不同的结果。

评估质量变化对价格的影响

1.230 有必要说明为何需要根据两个类似、但非一样的产品的质量差异，调整这两个产品价格变化观察值。某个产品或服务的一些特性发生变化时，此产品或服务的质量即产生变化。为编制消费者价格指数，必须从消费者角度评估质量变化。第七章指出，评估质量变化主要是估算消费者愿为新质量产品带来的新特性多付多少资金。多付额反映了从新质量产品中获得更大满意度或效用的货

币价值，因此这并不是价格上涨。当然，如果消费者仍喜欢旧质量产品，而不是新质量产品，那么，只有新质量产品的价格降低，消费者才会购买新质量产品。

1.231 我们下面举例说明。例如，在旧质量产品仍未退市的情况下出现了新质量产品。假设这两个产品可以相互替代，并假设消费者熟悉新、旧质量产品的特性。小写字母 p 指旧质量产品的价格，大写字母 P 指新质量产品的价格。假设以同样的价格向消费者提供这两种质量产品， P_t 指在时期 t 新质量产品的实际售价。然后要求消费者在两者之间选择，结果消费者更喜欢新质量产品。

1.232 然后假设旧质量产品的价格逐渐降至 p_t^* ，此时，消费者以 p_t^* 购买旧质量产品或以 P_t 购买新质量产品没有差别。如果价格进一步跌至 p_t^* 以下，消费者将重新购买旧质量产品。 P_t 与 p_t^* 之间的差额为消费者认为相对于旧质量产品而言新质量产品提供的额外价值，反映出相对于旧质量产品而言消费者为购买新质量产品最多愿意多付的金额。

1.233 p_{t-1} 指的是在时期 $t-1$ 旧质量产品的实际售价。就消费者价格指数而言，两种质量产品之间的价格增幅并不是 $P_t - p_{t-1}$ 之间差幅观察值，而是 $p_t^* - p_{t-1}$ 之间差幅观察值。需指出的是，时期 t 旧质量产品的假定价 p_t^* 可与时期 $t-1$ 旧质量产品的实际价格直接比较，因为它们均是同一个产品的价格。两者之间的差额为纯价格变化。 P_t 与 p_t^* 之间的差额则不是价格变化，而是时期 t 两种质量产品的差异估算值。时期 t 新质量产品的实际价格需要乘以 p_t^* / P_t ，使时期 $t-1$ 与时期 t 之间的价格比较成为从消费者角度对同等质量的两个产品之间的比较。 p_t^* / P_t 比率就是所需的质量调整。

1.234 当然，实际上难以估算质量调整，但首先必须在概念上澄清原则上需要做出的调整的性质。实际上，生产商往往利用引入新质量产品或新型号的机会大幅提高价格。他们可能故意让消费者难以分清旧质量产品与新质量产品之间价格差异观察值究竟有多少是价格变化。

1.235 第七章阐述了统计部门可采用的两种办法。一种办法是根据新、旧质量产品的不同特点对价格变化观察值做出明确调整。另一种办法是，就纯价格变化做出假设，随后进行隐含调整，例如根据其他产品价格变动观察值做出调整。为方便起见，我们先论述隐含调整方法。

按质量变化进行隐含调整法

1.236 质量重叠。假设两种质量产品有重叠，在时期 t 可于市场上获得这两种质量产品。如果消费者信息灵通，有自由选择权，同时又愿购买这两种质量产品，按照经济理论，新质量产品价格对旧质量产品价格的比率应反映其各自对消费者的效用。这意味着新、旧质量产品价格的差异并不表示价格的任何改变。可用旧质量

产品价格衡量时期 t 之前的价格变化，用新质量产品价格衡量自时期 t 之后的价格变化。这两组价格变化数据序列的交汇点位于时期 t ，在此时期，两种质量价格的差异不对连接后的序列产生任何影响。

1.237 如有重叠，进行这种简单连接也许就可勉强解决质量变化的处理问题。但实际上，由于经常无法获得所需数据，这一方法的使用并不普遍。另外，具体情况可能与理论假设不吻合。即使有重叠，尤其在质量发生大幅变化的情况下，消费者也许尚未对产品特性了解到能适当评估产品相对质量的地步。并非所有消费者都可获得这两种质量产品。消费者需要一段时间才能调整其消费模式，所以，在新质量产品首次出现时，市场可能在一段时期内处于不平衡状态。

1.238 两种质量产品可能会在连续重叠一些时期后，旧质量产品才最终退市。如果市场暂时失衡，两种质量产品的各自价格可能会随着时间发生大幅变化。市场对这两种质量产品的评估因所选时期而异。在大有改进的新质量产品首次在市场出现时，与旧质量产品相比，新质量产品价格往往下跌，最终旧质量产品完全退市。在这样的情况下，如果只在某一期将旧质量产品与新质量产品的价格序列连接起来，时期的选择可能会对连接后序列的总体变化产生重大影响。

1.239 统计人员然后必须仔细判断究竟哪个时期的相对价格看来最充分体现了相对质量。在此情况下，不妨采用较复杂的连接程序，使用几个重叠期新、旧质量产品的价格。如果指示价格采集人员只在旧质量产品退市时才开始采集新质量产品的数据，将永远无法获得这一较复杂程序所需的信息。在此情况下，从旧质量产品转至新质量产品的时间选择可能会对连接系列的长期变化产生重大影响。必须明确认识和考虑这一因素。

1.240 如果新、旧质量产品没有重叠，由于不必选择何时连接，就不会产生上述问题。但会出现其他更为棘手的问题。

1.241 未重叠的质量产品。在以下几节中，假设新、旧质量产品的价格观察值序列中断而无法采用重叠法。与上文一样，小写字母 p 代表旧质量产品的价格，大写字母 P 代表新质量产品的价格。假设指数编制人员可以获得以下形式的价格数据：

$$\dots p_{t-3}, p_{t-2}, p_{t-1}, P_t, P_{t+1}, P_{t+2}, \dots$$

这里的问题是估算 $t-1$ 与 t 之间的纯价格变化，以便获得价格观察值的连续序列，并将其纳入指数。沿用上文的表达法：

- 用旧质量产品的价格序列衡量 $t-1$ 之前的价格变化；
- 用 p_t^* / p_{t-1} 的比率衡量 $t-1$ 与 t 之间的变化，在对质量变化做出调整之后， p_t^* 等于 P_t ；

— 用新质量产品的价格序列衡量自时期 t 之后的价格变化。

1.242 问题是如何估算 p_t^* 。可用下文所列的一项方法直接估算。也可采用隐含估算法。隐含法可分以下三类办法：

- 第一种办法是，假设 $p_t^*/p_{t-1} = P_t/p_{t-1}$ 或 $p_t^* = P_t$ 。即假设质量没有任何变化，将价格上涨的整个观察值作为纯价格上涨处理；这实际上等于否定质量变化假设。
- 第二种办法是，假设 $p_t^*/p_{t-1} = 1$ 或 $p_t^* = p_{t-1}$ 。即假设价格没有任何变化， p_{t-1} 与 P_t 之间差额观察值全部源于质量差异。
- 第三种办法是，假设 $p_t^*/p_{t-1} = I$ ，其中 I 是类似产品组价格变化指数或较宽泛的价格指数。

1.243 不宜在没有任何足够信息时自动采用前两种办法。只有在有证据显示质量变化虽无法较准确量化、但小到可以忽略不计的程度时，才可使用第一种办法。“什么都不做”，即完全忽略质量变化，就等于是采用第一种办法。至于第二种办法，只有在有证据显示两段时期的任何价格变化小到可忽略不计的程度时，才可使用。第三种办法可能远比其他两种办法容易接受。在开展经济统计时，如果数据缺失，往往就采用这种方法。

1.244 初级指数通常基于不同样本产品的若干序列。所以，新、旧质量产品的连接价格序列通常只是若干平行价格序列之一。实际上可能采用的做法是，使用 $t-1$ 以及 $t-1$ 之前旧质量产品的价格观察值，而对新质量产品，则使用自 t 以后的价格观察值， $t-1$ 与 t 之间的价格变化不计在内。这实际上等于采用第三种办法：即假设缺失的价格变化相当于基本分类中其他样本产品的平均变化，以此估算缺失的价格变化。

1.245 可以通过认真选择其他样本产品来提高此项估算的质量，所选择的其他样本产品的平均价格变化需要比整个样本产品组的平均价格变化更接近此产品的价格变化。第七章较详细阐述了这一程序，其中提供了一个数据示例，说明了此种“有针对性的”插补或估算。

1.246 根据产品组中其他产品的平均变化值估算价格的笼统办法十分普遍，有时此项办法被称为产品组“总体”平均法。“有针对性”平均法更为准确。一般而言，无论采用其中哪项办法，看来都优于上述前两项办法。需要逐一考察这两个平均法的优劣。

1.247 产品组平均法看来合理且切实可行，但第七章指出，它可能会引致偏差。新质量产品出现时，生产商可能会乘机大幅提价。所以，如果将产品变化视为相当于质量并无改变的各产品的平均价格变化，实际上可能会漏掉一些最重大的价格变化。

1.248 所以，有必要努力就质量变化做出明确调整，至少在认为已发生重大质量变化时进行这样的调整。可以采用以下几种调整方法。

显性质量调整

1.249 数量调整。质量变化可以是产品有形特征的变化，这一变化可以很容易量化，例如产品重量、尺寸、纯度或化学构成的变化。一般而言，认为产品某种有形特征的程度变化将引致产品质量的相应变化实在过于简单化。例如，多数消费者很可能不会认为比小冰箱容量大两倍的大冰箱的价格应比小冰箱的价格高两倍。但显然可对不同尺寸的新质量产品的价格做出某种调整，使其较易与旧质量产品的价格比较。基于理智或常识进行这类较为直截了当的质量调整大有余地。第七章详述了按产品“尺寸”进行质量调整的问题。

1.250 生产成本或备选部件成本的差异。另一项办法是，可以尝试用两种质量产品生产成本的变化估算值来衡量质量变化。可以酌情咨询产品或服务商，以做出估算。只有在产品的有形特征发生较简单变化的情况下，例如汽车增添一个新部件或备选部件，此项办法才能像第一种办法一样，产生令人满意的结果。如果新发现或技术革新导致产品性质产生较根本性的变化，这一调整办法就不宜采用。例如，如果一个药品被生产成本较低、但更为有效的同一类药物取代，显然就无法采用这项调整办法。

1.251 为处理较复杂或较微妙的质量变化问题，还可征询技术专家的意见。在一般消费者可能缺乏有关知识或技能来估测或评估可能产生的一切变化的重要性时，至少是在首次发生变化时，这一办法尤为适用。

1.252 特征法。最后，可以有系统地在估算生产成本或备选部件成本的基础上，使用计量经济方法估算产品特征的变化估算值对产品价格的影响。此项方法是用一套不同质量产品或型号的市场价格对不同型号的据认为最重要的有形特征或经济特征进行回归。这一评估质量变化方法称为特征分析法。如果产品特征无法量化，可用虚拟变量代替。回归系数估算的是各种特征对产品价格产生的边际效应，因此可用于评估一段时期内这些特征的变化（即质量变化）产生的影响。

1.253 按特征进行质量调整可以有力、客观和科学地估算某些种类产品的质量变化。此项调整法对计算机尤为适用。第二十一章较详细阐述了特征调整法的经济原理。第七章较详细说明了这一方法的具体应用。可将产品视为由多项非单独定价的特征构成的集合体，消费者购买的是整个集合体。通过“分拆”各项特征，可估算每个特征对总价的贡献。例如，计算机的三项基本特征是处理速度、随机存取存储规模和硬盘容量。第七章

对这些特征进行了回归计算。

1.254 对计算机价格实行特征调整法的结果大大影响了在消费者价格指数中处理质量变化的态度。这些结果表明,就技术急速变化和质量迅速提高的产品而言,为抵消质量变化而对产品市价进行的调整规模可在很大程度上影响初级价格指数的变动。为此,本手册详细阐述了特征调整法的使用。第七章做了进一步分析,其中的一项比较显示,在产品更换率很高时,使用特征调整法和产品可比法的结果可能很不一样。

1.255 可得出的结论是,统计部门必须特别重视处理质量变化问题,并应尽可能进行显性质量调整。这一专题极为重要。价格采集人员必须确认质量变化并做出相应调整。如果不能适当重视质量变化,消费者价格指数就可能会出现重大偏差。

项目替代与新产品

1.256 如前所述,理想情况是,价格指数衡量两个比较期里相同可比产品的纯价格变化。但正如第八章指出的那样,消费者价格指数必须涵盖的产品总体是随着时间逐渐演变的活跃总体。如果仅采集可比产品的价格,就只能在两个比较期内两组产品相交的静止产品总体中选取产品。顾名思义,这一静止的产品总体排除了可能有别于可比产品价格行为的新产品和退市产品。价格指数必须尽量顾及新产品和退市产品的价格行为。

1.257 第八章附录 8.1 认真考察和分析了这些问题。替代总体被定义为始于基期总体、但允许在一些产品退市的情况下纳入新产品以作为替代的产品总体。当然,在比较替代产品和被替代产品的价格时,需要做出上面提及的质量调整。

1.258 应对产品总体不断变化这一基本问题的一个办法是实行样本轮换。这需要用全新的产品样本代替现有的产品样本。两组样本必须有一个重叠期,以作为连接期。可将此程序视为有系统地采用重叠法进行质量调整的程序。由于不同的产品和服务的价格比率在某一时刻不一定能很好地体现所有这些产品和服务的相对质量,此程序可能无法很好地处理一切质量变化。尽管如此,经常轮换样本可能有助于及时更新样本,并可降低需作明确质量调整的程度。但样本轮换十分昂贵。

新产品和服务

1.259 原产品与替代产品的质量如果迥然不同,最好需将新质量产品作为新产品。区分新质量产品与新产品必然带有一定的任意性。第八章指出,经济文献还将新产品分为演变性新产品和革命性新产品。演变性新产品和服务指以远为更有效的方式或新方式满足现有需求

的产品和服务,而革命性新产品和服务则指提供完全新式服务或益处的产品和服务。在实践中,演变性新产品可归入产品或支出细类,至于革命性新产品,则需为此在某种程度上相应调整分类。

1.260 在新产品或服务方面,有两项值得注意的主要问题。一是在指数中纳入新产品的选择。二是新产品上市后,不管最初售价如何,可能会增加消费者福利。第一种抗生素药物盘尼西林的问世就是如此。这一药物可有效治疗从前可能致命的疾病,对一些人来说,这一药物的益处几乎是无价的。对新产品上市带来的好处进行估算的一项办法是,计算需有多高的价格才能将产品需求降至零。这一价格被称作“需求保留价格”。如果是能够挽救生命的新药,此价格会极高。如果可以估算出需求保留价格,可将其作为新产品上市前一期的价格。可在消费者价格指数中记入需求保留价格与产品首次上市时的最初实际价格之间的差额。

1.261 当然,在实践中,不应期望统计部门能相当可靠地估算出供纳入消费者价格指数的需求保留价格。但需求保留价格仍是一个有用的概念,强调了新产品面世可能会大幅提高福利这一事实,此种福利收益可以反映在消费者价格指数中,尤其是反映在用作生活费用指数的消费者价格指数中。一般而言,在其他条件不变的情况下,可供消费者选择的消费机会的任何扩大均可能会提高消费者福利。

1.262 新上市产品的价格往往较高,长期内无法维持,所以,随着时间推移,其价格通常会走低。最初购买量可能很低,以后会大幅增加。这些复杂因素使得处理新产品、尤其是革命性新产品特别困难。由于新产品上市带来的福利收益和新产品上市后价格走低的趋势,新产品造成的技术困难可能会使消费者价格指数漏计价格大幅下跌数据。第八章最后就消费者价格指数能否以令人满意的方式处理活跃的现代市场运作问题表示关注。无论如何,统计部门必须认识到这些问题,然后利用其现有数据和资源,在尽量考虑到这些问题的基础上采用有关程序。

实际计算消费者价格指数

1.263 第九章概述了消费者价格指数的实际计算方式。各国使用的方法并不完全一样,但有很多共同点。用户和编制人员显然想了解多数统计部门是如何计算消费者价格指数的。第八章通过数据示例介绍了计算程序的各个阶段。该章重在描述,虽然也评估了现有各项方法的利弊,但无意提供规范。第八章指出,由于近些年加深了对各项指数的特性和行为的了解,人们现已认识到现有各项做法不一定就是最佳做法。

1.264 鉴于本章前几节实际上已概述了计算程序的各个阶段，本节无意复述同样的内容。但不妨在这里简述第九章内容的性质。

初级价格指数

1.265 第九章首先介绍了如何在《按目的划分的个人消费分类》所列的中类、小类和细类或某种相等的支出分类的基础上计算基本分类。该章阐述了基本分类的划分基本原则。无论在所涵盖产品的有形特性和经济特性方面，还是在其价格变动方面，基本分类都需尽量同质。

1.266 第九章然后考察了应用各种初级指数公式计算初级指数的结果。它列举了一系列数据示例，使用了一项基本分类中四个不同产品的模拟价格数据。前面已解释了各种初级指数及其特性。初级价格指数可以作为链指数或直接指数；也就是将每月或每季度的价格与前一期的价格进行比较，或与固定的价格参照期的价格相比。第九章表 9.1 采用了这两种方法计算了三类初级指数，即 Carli 指数、Dutot 指数和 Jevons 指数，以说明其若干特性。例如，它连续两个月记录了同样四个价格，其中互换了四个产品的价格，以显示“价格互换”的影响。Dutot 指数和 Jevons 指数未记录价格上涨，而 Carli 指数则记录了价格上涨。表 9.1 还显示了直接指数与链指数的差异。六个月后，与最初水平相比，这四个产品的价格各上涨了 10%。三个直接指数均记录了 10% 的价格上涨。Dutot 和 Jevons 链指数因是传递性指数，也记录了这一价格上涨。但 Carli 链指数记录的价格涨幅为 29%，这显示 Carli 指数公式因未通过可逆检验而存在系统性上偏。

1.267 第九章指出，在价格观察值缺失、质量变化和产品替换时，是选择链指数还是选择直接指数，造成的影响并不一样。从中得出的结论是，从计算角度，使用链指数可能会较易估算缺失价格和引入替代产品。

1.268 第九章还审查了价格观察值缺失造成的影响。它在暂时缺失价格与永久缺失价格之间进行了区分。表 9.2 用具体数据示范了如何处理价格暂时缺失问题。一种简单办法是，如果缺失一项产品某个月的价格，可在将该月与前几个月和后几个月以及基期进行比较的指数中不计入该产品。另一个办法是，采用三种平均计算法中的一种计算法，按其他产品的平均价格推算出价格变化。这一示例比第七章就同一问题所举的例子简单些。

1.269 表 9.3 和 9.4 显示了一个产品永久退市和被另一产品替代的情况。在表 9.3 中，两个产品没有重叠，所考虑的备选办法是不计入这两个产品或按照其他产品

的平均数推算其价格变化。表 9.4 显示了产品在其中一个月重叠的情况。

1.270 第九章还考察了在基本分类中可能有一些支出权数的情况，在此情况下可以计算 Laspeyres 指数或 Laspeyres 几何指数，这两个指数是 Carli 和 Jevons 指数的加权指数。

高层级指数

1.271 第九章最后几节使用初级价格指数和初级支出总量中的权数计算了高层级指数。本章概述的以及第十五章至第十九章详述的传统指数理论在此阶段发挥了作用。

1.272 在首次计算月度消费者价格指数时，只有以前某一期或几期的支出权数。由于这一原因，如上文所述，消费者价格指数往往是某种形式的 Lowe 指数或 Young 指数，其中数量或支出为价格参照期 0 之前的权数参照期 b 的数量或支出。这些指数经常被随意通称为 Laspeyres 指数，但这一称呼不当。过些时候，可能会有价格参照期 0 和本期 t 的支出估算，从而大大增加了备选办法。所以，可以计算 Laspeyres 和 Paasche 指数以及 Fisher 或 Törnqvist 等优指数。晚些时候计算这些指数确有一些益处，至少能将原指数与优指数进行比较。出于这一原因，一些国家可能愿意编制回溯性优指数。由于首先正式公布的指数一定是某种 Lowe 指数，第九章的多数论述即围绕这一指数展开，但不得据此认为长期内以往只能编制这一指数。

1.273 编制和维护高层级指数。实际上，包括消费者价格总指数在内的各个高层级指数通常都是 Young 指数，编制办法是使用以前某一权数参照期的支出权数，对初级价格指数进行加权平均。这是一种比较直截了当的办法。第九章表 9.5 提供了数据示例，其中，为方便起见，假设权数参照期与价格参照期相同。表 9.6 则显示了权数参照期与价格参照期不同的情况，在权数参照期 b 与价格参照期 0 之间，按价格更新了权数。该表显示，在使用新的价格参照期时，统计部门或者可以保留权数参照期的相对数量，或者可以保留相对支出，但不能两者都保留。价格更新法保留了数量。

1.274 引入新的权数是长期编制消费者价格指数工作必不可少的组成部分。权数迟早须更新。一些国家倾向于每年更新。更改权数时，按新权数编制的指数必须与按旧权数编制的指数相连接。所以，长期而言，消费者价格指数定会成为链指数。表 9.7 示范了如何连接指数。连接程序的技术问题暂且不论。采用新权数时，尤其是如果每隔五年左右才调整一次权数的话，可对整个方法进行重大审查。可在指数中纳入新产品，修改和更新分类，甚至还可修改指数公式。

每年连接有助于较经常性地纳入新产品和做出其他调整，但无论如何，不管是否每年连接，都需以某种方式不断维持指数。

1.275 第九章最后一节阐述了与实际计算初级价格指数密切相关的数据编辑程序。数据编辑分两个步骤：一是删除可能的误差和离群值，二是核实和修正数据。需要进行有效监督和质量控制，以保障用于计算初级价格指数的基本价格数据的可靠性，进而保障总指数的质量。

组织与管理

1.276 采集价格数据是项复杂的活动，需要许多采集人员实地开展大量工作。整个程序需要认真规划和管理，以保障所采集的数据符合负责编制消费者价格指数总体工作的中央统计部门的要求。本手册第十二章阐述了适当的管理程序。

1.277 价格采集人员应训练有素，了解选取适当的价格样本产品的重要性。价格采集人员肯定需在相当程度上自行判断。如前所述，对消费者价格指数的质量和可靠性而言极端重要的一个问题是，价格采集人员如何应付产品逐渐演变的问题。有些产品可能会退市而须用其他产品替代，还可能需剔除虽未完全退市、但已变得无代表性的一些产品。价格采集人员需要获得适当培训以及关于如何开展工作的极为明确的指示和文件。还需明确指示价格采集人员在产品减价、特销或其他特殊情况下采集正确的价格。

1.278 正如刚刚指出的那样，还需认真检查和编辑所采集的价格数据。可以采用标准的统计控制手段，通过计算机进行大量检查。还不妨派出审计人员陪同价格采集人员一道活动并监督其工作。第十二章详述了各种可以采用的检查和控制办法。

1.279 显然应最大限度地利用信息技术进展。例如，价格采集人员可以使用手提计算机，向中央统计部门传输电子数据。

发表与公布

1.280 本章和第二章指出，消费者价格指数是极为重要的统计，其变动可能会影响央行的货币政策、股票市场、工资以及社会保障金付款等。消费者价格指数的可靠性以及编制人员的能力和公正性必须赢得公众信任。为此，编制方法必须言之有据，具有透明度，并接受公众监督。许多国家设置了由专家和用户构成的官方消费者价格指数咨询机构，负责向统计部门提供技术指导和增强公众对此指数的信任。

1.281 消费者价格指数的用户还极端重视有关部门在每个月度或季度后尽快（最好在两三周内）发表指数。许多用户还希望在指数发表后不再修改指数。所以，可能需要在指数的及时性与质量之间进行某种权衡。

1.282 发表指的是以任何形式公布结果。除了以印刷或纸件方式发表外，还应以电子方式公布并在统计部门的互联网网站上提供结果。

1.283 第十三章指出，良好的发表政策不仅是及时、可靠、透明地发表统计结果。应按事先宣布的发表时间表，向公共和私营部门的所有用户同时公布结果。不应在公布结果的时间安排上对用户进行歧视。统计结果不应受到政治或其他压力的影响，不应在政府事先审查后才予公布。

1.284 需就所发表数据的详细程度以及不同的展示方式做出许多决定。需要征询用户对这些问题的意见。第十三章专门论述了这些问题。由于这些问题与指数的实际计算无关，在这里就不必进一步阐述了。

第二章 消费者价格指数的用途

2.1 消费者价格指数（CPI）在大多数国家被视为经济绩效的一项关键指标。本章旨在解释编制消费者价格指数的目的和用途。

可能的消费者价格指数系列

2.2 如第一章所指出，编制者在确定消费者价格指数涵盖的住户组别以及消费货物和服务范围时，必须考虑用户的需要。不同货物与服务的价格不是都按照同一比率变动，甚至不是都朝相同方向变化，改变指数的涵盖范围将使指数数值发生变化。因此，不只存在单一的消费者价格指数，而是有可能定义一系列的消费者价格指数。

2.3 尽管人们可能有兴趣编制一个尽可能广泛的消费者价格指数，以涵盖所有住户消费的全部货物与服务，但是还存在很多其他方法可用以界定涵盖特定货物与服务集合的消费者价格指数，对于特定分析或政策目标而言，这些方法的作用可能更大一些。没有必要只拥有一个单一的消费者价格指数。当只编制和发布单一的消费者价格指数时，就可能存在着消费者价格指数不适用的问题。可发布多种消费者价格指数，以满足不同的分析或政策需要。然而，必须认识到，对于那些认为消费价格上涨是一种普遍现象、并同等影响所有住户的指数用户而言，发布多种消费者价格指数可能使他们感到困惑。并且，多种衡量方法并存将有损消费者价格指数对很多用户的信誉。

2.4 本章不仅是要描述消费者价格指数最重要的用途，而且还要表明消费者价格指数的涵盖范围如何受到预期用途的影响。在考虑采用哪种方法最有效之前，必须解决什么是消费者价格指数最合理的涵盖范围问题。无论是否想把消费者价格指数设计成为一种生活费用指数，都必须严格确定它需要包括哪些货物、服务以及哪些住户类型。这只能根据指数的主要用途来确定。

指数化

2.5 指数化是根据某项价格指数数值的变动，按比例地增加或减少某些付款或存量的货币数量。指数化通常用于工资、租金、利息或税收之类的货币流量，但也可能用于某些货币资产及负债的资本价值。在发生高通货膨胀的情况下，采用指数化的做法可能在整个经济体

中变得很普遍。

2.6 货币收入指数化的目的或者是为了维持这些收入相对于某些货物与服务的购买力，或者是为了保持获得这些收入人员的生活水准或福利。这两种目的不完全相同，特别是从长期角度看。维持购买力可能被理解为根据该收入购买的固定篮子货物与服务货币价值的变化，按比例调整货币收入。正如以下部分以及第三章将详细解释的那样，维持收入相对于一套固定货物与服务的购买力，并不意味着获得该收入人员的生活水准一定不会发生变化。

2.7 当货币资产或负债指数化时，可能是为了维护该资产或负债相对于其他资产的实际价值，或是相对于特定货物与服务流量价值的实际价值。

工资指数化

2.8 正如第一章和第十五章所指出，虽然人们总有衡量通货膨胀的普遍兴趣，但工资指数化似乎是两个世纪以前人们开始编制消费者价格指数的主要目的。如果工资指数化是编制消费者价格指数的主要原因，那么它对指数的涵盖范围就有直接影响。首先，它表明该指数应限于以工资为其主要收入来源的住户支出。其次，可能还表明应排除某些被认为是奢侈品或是无关紧要的货物与服务类支出。如果情况是这样的话，那么价值判断或政治判断可能会影响所涵盖货物与服务的选择。这一点下面将进一步详细解释。

社会保障福利指数化

2.9 在很多国家里，将社会保障福利的应付款比率进行指数化处理已经是一种普遍做法。存在很多种类的福利，如退休金、失业救济、疾病救济、儿童津贴等。就工资而言，当将这类福利进行指数化处理是编制消费者价格指数的主要原因时，它可能表明应将指数的涵盖范围限定于某些类型的住户、货物及服务。很多货物与服务可能因政治因素而被排除在外，理由是它们不必要或者不合适。这类想法可能导致被迫剔除用于假期、赌博、烟草或酒精类饮料等项目的支出。

2.10 另一种方式是对不同的住户类别分别编制不同的消费者价格指数。例如，某类消费者价格指数可能涵盖了主要收入来源为社会保障养老金的住户所购买的货物与服务篮子。当这样做的时候，决定将某类奢侈或

不适当支出剔除在外就可能是多余的，因为这些项目的实际支出反正可以忽略不计。

2.11 如前所述，如果认为通货膨胀以同样的方式影响每个人，那么公布多种消费者价格指数可能会引起困惑。通过适当宣传，可以避免出现这种困惑；要解释不同支出类别的价格变动不同并不困难。实际上，一些国家确实公布多个价格指数。

2.12 不公布多种价格指数的主要原因是，不同指数的变动实际上可能相同，特别是在短期内。在这种情况下，可能不值得付出编制和公布各种指数的成本。实际中，不同住户组别之间的消费类型差异不足以导致显著不同的消费者价格指数。

2.13 最后应指出的是，在政治上有意剔除某些货物与服务类别时，如果理由是指数化的目标住户应该不会购买这类货物，或者不应因这类货物价格上涨获得补偿，那么这种做法不值得推荐，因为它使价格指数受到政治操控，如从消费者价格指数中剔除烟草或含酒精饮料之类的产品。还有一种可能是，当需要提高产品税收时，因为知道这些产品相应的价格上涨不会增加消费者价格指数，而有意选择该类产品。这类做法并不少见。

用于指数化的指数类型

2.14 当对工资或社会保障福利等收入流量进行指数化处理时，有必要考虑在生活费用指数与衡量购买固定篮子货物与服务成本变化的价格指数之间做出选择时，所产生的影响，后者被称为 Lowe 指数。被广泛使用的 Laspeyres 指数与 Paasche 指数即是 Lowe 指数的事例。Laspeyres 指数采用两个比较期中较早一期的典型购买篮子，而 Paasche 指数则采用较晚一期的典型购买篮子。正如第十五章所指出，采用这类“固定篮子”的做法具有很长的历史。相反，生活费用指数比较两个可能不完全相同的篮子成本，但这两个篮子却给消费者带来同样的满足或效用。

2.15 采用 Laspeyres 价格指数进行指数化处理可能容易对收入者的生活成本变化做出过多补偿。根据过去期间购买篮子成本的变化，按比例增加收入，确保取得收入的人员可以继续购买同样的消费篮子（如果他们愿意的话）。消费者至少可以得到与以前一样的福利。然而，通过调整其支出类型，以考虑到其购买的货物与服务相对价格的变化，他们将能够改善其生活标准或福利，因为他们可能用那些价格变得相对便宜的货物替代那些价格变得相对较贵的货物。此外，他们可能开始购买能够为其提供新效用的全新货物，这些货物在前期市场上还没有出现。尽管没有观察到任何实际价格下降，但这些新货物在初期出现时，一般会降低生活费用指数，因为不存在这些商品的前期价格。

对利率、租金和其他合同付款的指数化处理

2.16 对租金和利率付款进行指数化处理是很普遍的做法。政府可能发行利率与消费者价格指数按一定方式挂钩的债券。任何特定期间的应付利息可能等于固定的实际利率加上消费者价格指数的增长比率。房屋租金付款也可能与消费者价格指数或是其他类指数挂钩，例如住房价格指数。

2.17 当然，收到利息的债权人不只限于住户。无论如何，利率指数化的目的不是要维持债权人的生活水准，而是对债权人的贷款因一般通货膨胀而遭受的实际持有（或资本）损失给予补偿，以维持其实际财富不变。消费者价格指数可能不是达到该目的的理想指数，但在缺少其他便利价格指数时，可用消费者价格指数来替代，这一点下面将进一步讨论。

2.18 其他很多种类的合同付款可能与消费者价格指数挂钩。例如，支付赡养费或儿童抚养费等法律义务可能与消费者价格指数挂钩。支付保险费可能要么与整体指数挂钩，要么与特定支出类型，如修理成本有关的分类指数挂钩。

征税

2.19 消费者价格指数的变动可能通过几种途径影响应纳税额。例如，所得税责任可能受到与个人所得免征额挂钩的影响，该免征额根据消费者价格指数变动从应税收入中予以扣除。在累进税制下，适用于高一级个人所得税率的各门槛收入值可能会根据消费者价格指数的变化按比例变动。为征税目的，从资产价值增长率中扣除同期消费者价格指数变动百分比，从而依据实际的而不是名义的资本利得征税，可能会降低资本利得税责。一般上，在制定税法时，可能有多种方法引入某种形式的指数化。

实际消费与实际收入

2.20 价格指数可用来缩减按现价计算的支出或货币收入，以衡量实际消费和实际收入情况。实际指标涉及不同时间（或空间）的数量对比。有两种不同的比较方法，类似于 Lowe 指数（或篮子指数）与生活费用指数间的差别。

2.21 第一种方法将实际消费变化定义为按照特定期固定价格衡量的货物与服务实际消费总值的变化。这相当于通过一个适当加权的 Lowe 价格指数，对消费的货物与服务现值变化进行缩减。可以通过相同的价格指数，对总货币收入的变化进行缩减，可衡量实际收入的变化。

2.22 另一种方法将实际消费变化定义为从实际消

费的货物与服务中获得的福利变化。这可以通过用生活费用指数对消费的现值变化进行缩减来估计。采用相同的生活费用指数对货币收入进行缩减，也可以类似地得出实际收入。

2.23 如果纯价格指数与生活费用指数之间产生背离，那么这两种方法就可能产生不同结果。这里不进一步探讨选择实际消费和实际收入的衡量方法，因为其涵盖的问题基本上类似于以上在讨论 Lowe（或篮子）价格指数和生活费用指数之间的选择时，所涉及的问题。

价格指数与支出序列的一致性

2.24 在衡量实际消费时，收集到的价格数据与收集到的住户支出数据必须保持一致性。这要求这两套数据必须涵盖同样集合的货物与服务，并使用相同的概念与分类。在实际中可能出现一些问题，因为价格指数与支出序列通常是由一个统计机构的不同部门甚至是不同的机构分别编制的。

2.25 消费者价格指数的涵盖范围不一定要与国民账户中住户消费总支出的涵盖范围相同。基于前面提到的原因，消费者价格指数可能以特定的住户和支出为对象。然而，必须准确界定消费者价格指数与国民账户支出涵盖范围的差异，以便有可能解释这两者之间的差异。用于缩减支出的价格指数必须包括消费者价格指数中没有涵盖到的额外货物与服务。这在实践中可能不容易做到，因为如果价格数据的收集程序是以消费者价格指数为着眼点，可能不能轻易地获得相关价格数据。而且，即使拥有全部的基本价格数据，但用于缩减目的的价格指数可能与消费者价格指数有着不同的类型或公式。

2.26 原则上，对国民账户估计值的缩减一般要求编制合理定义的价格指数，该价格指数不同于消费者价格指数，但可能来源于相同的价格数据库。该指数与消费者价格指数的差异不仅体现在涵盖的价格与支出数据范围上以及所用的加权和指数公式上，而且体现在编制频率以及涵盖的期间长度上。相应指数的变化情况将稍微不同于消费者价格指数，这完全是因为它们衡量的对象不同。尽管本意是用来缩减支出数据，但它们还提供了关于消费价格变动的更多信息。该信息补充和增加了消费者价格指数的信息。消费者价格指数的设计本身不是为了用作缩减指数。其涵盖范围与方法应满足本章其他小节所描述的消费者价格指数要求。

2.27 如果除了消费者价格指数以外，还需要其他类型的指数时，在收集数据阶段就必须认识到，采用能够满足编制多种价格指数要求的办法可能更有效率和节

省成本。这可能意味着，如果在某种形式上有意限制消费者价格指数的涵盖范围，就要收集比消费者价格指数更多的价格数据。

购买力平价

2.28 世界上很多国家，包括欧盟所有成员国，都参加了例行的国际项目，计算住户消费支出的购买力平价。计算购买力平价要求对不同国家各自消费的货物与服务价格进行直接比较。实际上，购买力平价项目需要对国际消费者价格指数的编制。可以采用大体上类似于比较同一国家不同时期实际支出和实际收入的方法，来对不同国家的实际支出和收入进行比较。

2.29 这里不想探讨购买力平价方法，只是要指出，计算购买力平价也需要基本价格数据。因此，在收集这类数据时，必须认识到它们既能用于编制消费者价格指数，也能用于编制购买力平价。购买力平价本质上是一种国际缩减指数，类似于一个国家国民账户的跨期缩减指数。因此，尽管在处理和汇总用于消费者价格指数的基本数据时应根据消费者价格指数本身的需要，但在数据收集阶段，应考虑到其他类价格指数的这些需要。通过一个收集过程来满足不同类型价格指数的需要，可能会实现重要的规模经济。

2.30 因此，在操作及概念上，必须将消费者价格指数放在互相联系的广泛价格指数群当中。在一些国家，编制消费者价格指数的时间比编制国民账户早很多年，所以，消费者价格指数可能源自一种独立指数。然而，不能再将消费者价格指数视为一种编制与方法能够相当独立于其他相关统计的孤立指数。

在发生通货膨胀情况下将消费者价格指数用于核算目的

2.31 当发生通货膨胀时，必须对企业账户与国民账户做出调整，而在价格平稳期间则不需要。这一问题很复杂，这里不做深入讨论。通常是采取两种核算方法，接下去做了总结。每一种方法在执行过程中都需要采用价格指数。

现行购买力账户

2.32 现行购买力账户是指，根据前期与当期之间某类广义通货膨胀指数的上升情况，按比例提高前期流量货币价值的账户。原则上，所采用的指数应该是一种广义的价格指数，涵盖了除住户消费支出以外的其他流量，但在实际中，在缺乏更加适合的广义指数时，通常以消费者价格指数来代替。

现行成本核算

2.33 现行成本核算是用于资产使用的一种核算方法，其中，生产中使用资产的成本是根据这些资产的当前价格计算，而不是根据以往购买或以往以其他方式获取资产的价格（历史成本）计算。使用一种资产的现行成本不仅考虑了一般价格水平变化，还考虑了这类资产自取得以来相对价格的变化情况。原则上，用于调整资产初始购买价格的价格指数应该是与该类资产有关的具体价格指数，在一些国家已经计算和采用了这类指数。但是，当不具备该类指数时，仍存在以消费者价格指数或者分类消费者价格指数来替代的可能性，并且，消费者价格指数已经用于以上目的。

消费者价格指数与广义通货膨胀

2.34 如前所述，衡量整体经济中广义通货膨胀率具有以下目的：

- 控制通货膨胀通常是政府经济政策的一个主要目标，当然控制通货膨胀的主要责任可能被授予中央银行。需要衡量广义通货膨胀水平的指标，以确定目标，并判断政府或中央银行在反通货膨胀目标方面的成功情况。
- 如前所述，企业和国民核算也需要广义通货膨胀指标，特别是用于现行购买力核算。
- 在经济学中，相对价格变动的概念很重要。因此，如果能够衡量单个货物与服务相对于某些一般性通货膨胀指标的实际变化情况，将能带来方便。还需要能够衡量资产（包括货币资产与负债）实际持有（或资本）利得或损失。

2.35 第十四章将讨论广义通货膨胀的合理指标，该章指出存在一个分等级的价格指数系列，其中包括消费者价格指数。消费者价格指数显然不是衡量广义通货膨胀率的指标，因为它只衡量住户购买的消费货物与服务价格的变化。消费者价格指数不涵盖资本货物（例如房屋）或者企业与政府消费的货物与服务。如果想要分析经济中的通货膨胀压力，还必须考虑到其他价格的变化，如进出口价格、工业投入与产出价格以及资产价格。

消费者价格指数与通货膨胀目标

2.36 尽管消费者价格指数作为广义通货膨胀的指标具有明显局限性，但它通常被政府和中央银行用来制定通货膨胀目标。同样，它也被媒体和公众解读为通货膨胀的根本指标。尽管政府与中央银行显然意识到消费者价格指数不是衡量广义通货膨胀的指标，但有一系列

因素可用于解释消费者价格指数为什么流行，这一点后面将要讨论。

2.37 然而，可以指出，尽管消费者价格指数并不衡量一般通货膨胀，但只要消费支出在最终总支出中所占的比例很大，人们就可能会认为消费价格指数走势可能与那些更广义的指标高度相关。尤其是，消费者价格指数应能提供通货膨胀是否加速或减速及通货膨胀率是否具有任何拐点的可靠指标。即使消费者价格指数可能对广义通货膨胀率做出系统性低估或高估，这一信息也非常有价值。

消费者价格指数与通货膨胀的国际比较

2.38 消费者价格指数还常常被用来进行通货膨胀率的国际比较。欧盟提供了它被用于该目的的一个重要事例。为判断 20 世纪 90 年代中期欧洲货币联盟形成之前各成员国通货膨胀率的趋同程度，欧盟决定在《马斯特里赫特条约》中采用消费者价格指数。尽管消费者价格指数衡量消费价格上涨的情况，而不衡量广义的通货膨胀，但是，基于前面提到的类似理由，可以用它来评估通货膨胀的趋同情况。消费者价格指数的趋同情况可能与广义通货膨胀的趋同情况高度相关，因此，使用特定而非广义的通货膨胀指标，可能会得出关于趋同程度以及哪些国家最偏离平均值的相同结论。

消费者价格指数作为经济指标的普及性

2.39 消费者价格指数在大多数国家经济统计中取得了独特的地位，其中有几个原因：

- 首先，所有的住户都对消费者价格指数衡量的现象有自身的感受。一般民众对消费货物与服务价格的变化以及这些变化给他们生活带来的直接影响十分敏感。并不是只有新闻界和政治家才关心消费者价格指数。
- 消费者价格指数走势受到广泛的宣传。发布消费者价格指数可能成为标题新闻。消费者价格指数是一种重要的统计指标。
- 消费者价格指数的发布很频繁，通常是每月一次，以密切监测消费价格通胀率。消费者价格指数还是一种非常及时的统计指标，通常在其参考期间结束后很快发布。
- 正如第一章与第十五章所指出，消费者价格指数的统计具有悠久的历史。人们早就熟悉了消费者价格指数。
- 尽管因为发生质量变化，很难衡量某些消费货物价格的变动，但其他类货物与服务，如资本货物与政府服务（尤其是公共服务）价格的变动一般更衡量。与其他流量的价格指数相比，消费者价格指数

可能是相对可靠的价格指数。

- 消费者价格指数受到广泛的重视。很少对其准确性和可靠性提出严重的质疑。
- 大多数国家一旦发布消费者价格指数后，采取有意不对该指数做出修订的政策。这使消费者价格指数在很多方面更加具有吸引力，特别是对那些指数化的财务结果而言。不修订可能会产生某种确定性的错误印象，但似乎会增强该指数的信誉与可接受性。

2.40 可以通过以上列出的各种因素来解释为什么将消费者价格指数广泛用于原先以外的更多目的，另一个原因是，大多数国家无法每月提供一个令人满意的替代指标或更加综合性的通货膨胀指标。例如，在企业核算中，消费者价格指数可能被用作一个更广义通货膨胀指标的代理指标，尽管在概念上，消费者价格指数明显不是用作这种目的的理想指数。同样，不对消费者价格指数进行修订这一事实，加上其发布频率与及时性，或许能够解释它广泛用于企业或法律合同指数化意图的原因，尽管从概念上可能不是很合适。采取这些做法的理由还可能是，如果采用消费者价格指数以外的价格指数，可能不会对通货膨胀进行任何调整。尽管消费者价格指数可能不是一个很理想的指标，但是，比不进行任何调整要好得多。

2.41 尽管消费者价格指数通常被用作广义通货膨胀指标的代理指标，但这不能作为将其涵盖范围扩大到住户消费之外因素的理由。如果需要更加广义的通货膨胀指数，应当在消费者价格指数以外进行开发，而不应改变消费者价格指数本身。实际上，一些国家正在后面第十四章所列的概念框架内，另外开发更加综合性的通货膨胀指标。

维护消费者价格指数独立性与信誉的需要

2.42 鉴于消费者价格指数被广泛用于各种指数化目的，消费者价格指数的变化可能对整个经济的金融状况具有很大的影响。消费者价格指数能够影响利息支付、税收收入以及政府工资和社会保障支出，因此光是对政府的影响就可能很大。

2.43 当涉及财务利益时，总是存在政治与非政治压力集团可能试图对消费者价格指数编制方法施加影响的风险。与其他官方统计指标一样，应避免并确保消费者价格指数不受到这类压力的影响。部分出于这种原因，很多国家成立了咨询委员会，以确保消费者价格指数免受外部干扰。咨询委员会可能包括利害关系方的广泛代表，以及能够提供专业意见的独立专家。有关计算消费者价格指数方面的信息应对外公布。

第三章 概念与范围

导言

3.1 本章的目的是对用于消费者价格指数中的基本价格和消费概念进行定义与澄清，并解释该指数的范围。尽管消费者价格指数的基本目的是衡量消费货物与服务价格的变化情况，但“消费”一词是一个不准确的概念，可以做出几种不同的解释，每种方法都可能得出不同的消费者价格指数。政府机构或负责统计编制消费者价格指数的统计办公室也必须决定该指数是应涵盖所有的消费者（即住户），还是局限于特定的住户组别。人们对消费者价格指数预期的或料想的主要用途定然会对该指数的准确范围产生影响。然而统计办公室应该了解，消费者价格指数被广泛用作广义通货膨胀的指标，尽管设计这项指标的原意并非如此。

3.2 消费是一项活动，其中人们单独或集体行动，使用货物或服务来满足其需要或愿望。经济学中，并不试图直接观察和记录这类活动。而是要么通过一段时期完全或部分消耗的货物与服务价值量，要么是通过购买的或以其他方式购置的、用于消费目的的货物与服务的价值量来衡量消费。

3.3 消费者价格指数可以有两种不同的涵义，因为“消费者”可能指一种经济单位（主要是个人或住户），或者指某种类型的货物或服务。为避免引起混淆，这里所指的“消费者”一词应尽量指个人或住户，而所谓的“消费者”货物则指“消费”货物。一种消费货物或服务被定义为住户成员直接或间接用来满足其自身需要或愿望的物品。根据定义，消费货物与服务能够带来效用。效用是一个通用的专业术语，常被经济学家用来指人们从消费货物或服务中获得的满足感、利益或福利。

3.4 消费者价格指数一般用以衡量住户购置或使用的货物与服务价格变化。正如第十四章所解释，更广义的价格指数超出了消费货物与服务的范围，但消费者价格指数有意关注住户消费情况。然而，可以定义一种涵盖实物资产（如住户购买的土地或住房）的消费者价格指数。关于业主自住房情况的一个关键问题是，在消费者价格指数里是否涵盖住房服务流量的推算租金，或者指数中是否包括住房本身价格（尽管在国民核算体系中，它们被视为固定资产，而不是消费货物）。在这一问题上存在不同的看法。无论如何，购买金融资产（如债券或股票）都被剔除在消费者价格指数以外，因为金融

资产不是任何种类的货物或服务，不能用来满足个人或住户成员的需要。金融交易并不改变财富总量，只是用一种金融资产来交易另一种金融资产。例如，当购买证券时，货币被用来交易债券或股票；或者当发生债务时，收到了货币，同时产生了负债。

3.5 尽管根据定义，消费者价格指数局限于住户消费的货物与服务价格，但并不一定表明消费者价格指数必须涵盖所有住户或其消费的所有货物与服务。例如，可能决定剔除住户不必付款而由公共提供的货物。尽管可能确定了消费者价格指数的基本目的，但关于消费者价格指数的准确范围，还必须做出很多决定。这些问题将在本章及下章予以探讨。

其他消费总量

3.6 如前所述，消费不是一个很准确的概念，可能有不同的解读方式。本节将审查各种不同层次的消费概念与总量。

3.7 住户可能通过四种主要途径获取用于消费目的的货物与服务：

- 住户可能以货币交易购买这些货物与服务；
- 住户可能生产用于自身消费的货物与服务；
- 住户可能在易货交易中，接受这些货物与服务作为实物付款，特别是作为已完成工作的实物报酬；
- 住户可能以免费礼品和从其他经济单位转移的方式，接受这些货物与服务。

3.8 用于消费者价格指数目的的最广义消费概念将是包含以上所列的所有四类消费货物与服务。这套消费货物与服务可能被称为获取总额。获取总额相当于国民核算体系中定义的住户实际个体消费总额（见第十四章）。应指出的是，相对于消费支出总额，获取总额构成了更加广泛的消费概念。

获取与支出

3.9 经济单位在支付货物与服务时产生了支出，换句话说，这些单位承担了成本。但是，住户消费的很多货物与服务是由政府部门或非营利机构提供融资或支付的。其中大部分是像教育、医疗、住房、交通这样的服务。政府或非营利机构免费或以极低价格向单个住户提供的货物与服务称为社会实物转移。这对接受该转移的单个住户的福利或生活标准起了很大作用（社会实物转移不包括

向整个社会提供的集体服务，如公共管理和国防)。

3.10 社会实物转移的支出由提供付款的政府或非营利机构，而不是由消费这些福利的住户承担。可以确定的是，消费者价格指数应限于住户承担的消费支出，指数范围应排除免费的社会实物转移。即使包括社会实物转移，但如果是免费提供，则在实际中会忽略不计，因为住户不用为这些消费付款。当然，从为社会转移提供融资单位的角度看，其价格不等于零，但与消费者价格指数有关的价格是指住户的应付价格。

3.11 然而，当政府与非营利机构决定对转移收费时，就不能忽视这些转移，这种做法在很多国家越来越流行。例如，如果消费者价格指数要衡量包括社会转移在内的消费货物与服务篮子总价值的变化，那么实物转移从原来免费提供到收取一定的费用，就会增加篮子成本，从而应反映在消费者价格指数中。

货币性与非货币性支出

3.12 依据用于支付货物与服务的资源性质不同，还可能划分货币性支出与非货币性支出。当住户以现金、支票或信用卡，或者金融负债的方式，来获取货物或服务，就产生了货币性支出。非货币性支出是指当住户不发生金融负债，但以其他方式承担获取货物或服务的成本。

3.13 非货币性支出。可能以实物方式而不是现金进行付款，如易货交易。易货交易中提供的货物与服务相当于负支出，其价格变化原则上在消费者价格指数中具有负权重。如果售出的货物价格上涨，住户福利就相应增加。然而，由于原则上易货交易双方的价值应该相等，参与交易的两个住户净支出应为零。因此，就消费者价格指数而言，住户间易货交易可以忽略不计。

3.14 当住户成员从其雇主那里接受作为实物报酬的货物与服务时，就发生了非货币性支出。雇员使用自身的劳务、而非现金来支付货物与服务。原则上，作为实物报酬的货物与服务可以按在市场上应付的估算价格纳入消费者价格指数。

3.15 第三种重要的非货币性支出发生在住户消费自身生产的货物与服务时。当消费货物与服务时，就认为发生了支出，住户承担了成本。这类自身账户支出包括自住业主为其自身消费提供的住房服务支出。如何处理生产用于自身消费目的的货物与服务，提出了重要的概念问题，将在下面更详细讨论。

3.16 货币性支出。用于最狭义消费者价格指数的消费概念只依据货币支出。这种总量将排除住户为消费目的实际获取的很多货物与服务。只有货币性支出才产生消费者价格指数所需的货币价格。非货币性支出的货物与服务价格只能根据货币性交易中可以观察到的价格为基础来推算。推算价格不会带来更多的价格信息，它

们只是为那些用来估算非货币支出的货币价格增加权重，以此来影响货币价格的权重。

3.17 如果编制消费者价格指数的主要原因是为了衡量通货膨胀水平，就可能决定将指数范围限于货币支出，特别是由于非货币性支出不会产生对货币的任何需求。用于衡量欧盟内部通货膨胀的协调消费者价格指数限于货币性支出（见附件一）。

获取与使用

3.18 消费者价格指数有关文献中通常的做法是，区分住户获取消费货物与服务相对于随后使用这些货物与服务来满足需要的情况。消费货物通常是在某一时点获取，然后在其他时点，常常是很久以后才使用，或者被重复使用，甚至长期内连续使用。然而，对很多服务来说，获取与使用为同一时间，当然有一些服务能够提供持续效益，而不是在提供时使用完。

3.19 获取货物的时间是指货物所有权向消费者转移的时间。在市场环境中，则是消费者产生以现金或实物方式付款责任的时间。不容易确定获取服务的时间，因为服务的提供不涉及所有权的交易，而是一般地会改善消费者的状况。消费者获取一项服务时，即是生产者提供服务的时间，同时也是消费者接受付款责任的时间。

3.20 因此，在市场环境中，货物与服务的获取时间即是产生付款责任的时间。当未立即用现金付款，而是在消费者银行账户里就使用支票、信用卡或类似安排进行结账时，距离最终付款可能还有较长一段时间。最终发生借记的时间取决于管理便利以及已有的特定金融和制度性安排。它们与交易或价格的记录时间没有任何关系。

3.21 对于耐用品以及某些类服务而言，获取时间与使用时间的差异尤其重要。

耐用品与非耐用品

3.22 货物。“非耐用品”可以更好地解释为一次性使用货物。例如，食品与饮料只能一次性用来解决饥饿或口渴问题。取暖用油、煤或者木材可以一次被烧尽，但是，它们在物理形态上非常耐用，可以无限期贮存下去。住户可能大量持有这类所谓的非耐用品，例如很多种食品与燃料，特别是在政治或经济不稳定时期。

3.23 相反，耐用消费品，如家具、家庭设备或车辆，其显著特征是使用的耐用性。它们可以在长期内（可能数年）被反复或持续使用，以满足消费者的需要。为此，耐用消费品通常被描述为在一段时期内向消费者提供“服务”流量（见第十四章专栏 14.3）。耐用消费品的定义与固定资产的定义很接近。固定资产是长期生产过

程中反复或持续使用的货物，如建筑物或其他结构、机器与设备等。在以下《按目的划分的个人消费分类》中，列出了不同种类的耐用消费品。一些耐用消费品的使用持续时间大大长于其他耐用消费品，在《按目的划分的个人消费分类》中，耐用性较低的消费品被称为“准耐用品”，如服装，同时没有将住宅归为耐用消费品。住宅被视为固定资产，而不是消费品，因此不属于《按目的划分的个人消费分类》范围内。然而，自住业主生产和消费的住房服务包括在《按目的划分的个人消费分类》中，并与住房承租人消费的住房服务一样分类。

3.24 服务。在一些服务被提供很长时间后，消费者还可能继续受益并得到效用，因为这些服务对消费者的状况带来了长期的、甚至是永久性的改善。病人在接受医疗服务，如髋关节置换手术或白内障手术后，其生活质量得到了大幅地永久性改善。同样，接受教育服务能够使人终生受益。

3.25 为了某种分析目的，可能适宜于将某些种类的服务，例如教育与医疗服务，视为耐用消费品在服务方面的等价物。这些服务消费可能被视作增加人力资本存量的投资。教育与医疗服务以及耐用消费品的一项共同特征是，其价格一般比较昂贵，因此，购买这些服务一般需要通过借款获得融资，或者减少其他资产。

基于获取与使用的消费者价格指数

3.26 区分对消费货物与服务获取与使用，导致了建议中两种不同的消费者价格指数概念。

- 消费者价格指数可能是用来衡量住户获取的消费货物与服务在两个时点间的价格平均变化。
- 或者，消费者价格指数可能被用来衡量住户为满足其需要所使用的消费货物与服务在两个时点间的价格平均变化。

3.27 耐用消费品的获取流量与使用流量可能十分不同。获取耐用消费品（如生产者资本货物）时，取决于一般经济状况，价格容易发生波动，而使用住户拥有的耐用消费品通常是一个渐进和平稳的过程。基于使用方法的消费者价格指数要求该指数应衡量耐用消费品提供的服务流量价格在不同期间的变化情况。正如第二十三章所解释的，从耐用消费品中获得的服务流量价值可能采用“用户成本”进行估算，这主要包括资产折旧（按当前价格）加上利息成本。将利息成本与折旧包括进来意味着，从长远来看，给予耐用消费品的权重大于简单地按照获取法所衡量的权重。原则上，从重大教育与医疗支出中获得的服务或好处，也可能在用户成本的基础上进行估算。

3.28 当耐用消费品在市场上出租时，租金不仅包

括服务流量的价值，也应包括如管理、维修与保养以及间接费用等额外成本。例如，在自助洗衣店使用洗衣机时应缴纳的费用，必须包括洗衣机所在的店面成本、用电、维修与保养、监管人员的工资等，以及机器本身提供的服务。同样，汽车租赁中应缴纳的租金可能大大超出汽车本身提供的服务流量成本。这两种情况下，消费者购买的一整套服务不光包括对耐用用品的使用。

3.29 要估算住户自有耐用消费品存量提供的服务流量价格与价值是一件很困难的事，但很容易记录用于耐用消费品的支出以及购买价格。部分是因为实际中存在的这些度量问题，所以到目前为止，消费者价格指数大体上或完全采用获取法。同样，国民核算一般记录耐用消费品的支出或获取情况，而不是耐用消费品所提供的服务流量。如前所述，在国民核算体系中，住宅被视为固定资产，而不是耐用消费品。以下对业主自住房进行单独处理。

篮子指数与生活费用指数

3.30 可以在概念上根本区分篮子指数与生活费用指数。在消费者价格指数中，篮子指数是衡量购买既定消费货物与服务篮子所需的支出总额在两个不同期间的变化情况，本手册中称为“Lowe 指数”。生活费用指数则是衡量维持既定生活标准最低成本的变化情况。因此，这两种指数的目的非常相似，都是要衡量购买同一篮子，或者两个篮子（这两个篮子的构成可能有所不同，但给消费者带来的效用没有差异）的总支出变化情况。

Lowe 指数

3.31 在实践中，消费者价格指数几乎通常计算为 Lowe 指数，其特点与行为将在手册各章节中详细描述。大部分消费者价格指数的运作目标是要衡量一些特定组别住户，在一个特定时期内，购买或获取一些特定消费货物与服务篮子总价值的变化情况。这类指数的含义很明确。当然，必须确保被选取的篮子与用户需求有关，并保持更新。篮子可能定期更新，不一定要保持长期不变。本章以下部分和下一章将详细讨论篮子的确定问题。

生活费用指数

3.32 指数理论中使用的经济方法认为消费数量取决于价格。住户被认为是价格接受者，假定住户通过调整相对消费数量，对相对价格变化做出反应。固定数量的篮子指数忽视了以下事实，即消费者存在用价格变得相对便宜的项目来替代价格变得相对昂贵项目的系统性

倾向。基于经济方法的生活费用指数则考虑了这种替代效应。它衡量效用最大化的消费者根据相对价格变动来调整其购买模式，以维持既定生活标准时所需要的最低支出变化情况。与篮子指数不同的是，由于存在替代效应，生活费用指数在两个时期的篮子不完全相同。

3.33 第十七章详细地解释了生活费用指数(COLI)的特点与行为。第一章已经做了概括性解释。生活费用指数的最大范围将是指定住户消费并从中获取效用的全套货物与服务。它包括从政府或非营利机构那里以实物转移方式免费获得的货物与服务。由于生活费用指数衡量维持一个既定生活标准或效用水平的成本变化，所以采取的是使用方法而不是获取方法，因为不是通过获取一种消费货物或服务就能取得效用，而是需要通过使用来满足个人需要来得到效用。

3.34 福利可能不仅被解释为经济福利（经济福利是指与生产、消费和工作等经济活动有关的效用），而且被解释为与其他因素（如免受外界攻击）相关的广义福利。可能不容易明确区分经济与非经济因素，但很明显的是，整体福利只是部分取决于所消费的货物与服务量。

3.35 有条件和无条件的生活费用指数。原则上，生活费用指数的范围受到是否为有条件或无条件生活费用指数的影响。住户的整体福利取决于一系列非经济因素，如气候、身体状况、社会及政治环境、受罪犯或国外攻击的风险、疾病情况等，再加上所消费的货物与服务数量。无条件的生活费用指数衡量住户维持一定总福利水平的成本变化，它在考虑消费货物与服务的价格变化时，也考虑非经济因素的变化。如果非经济因素的变化降低了福利，就需要以提高消费水平作为补偿，来维持福利总量不变。例如，气候方面的负面变化，需要消费更多的燃料，以维持与从前同样的舒适程度。增加燃料消费数量的成本提高了无条件生活费用指数，但与价格变化无关。还有数不清的其他能够影响无条件生活费用指数的情况，从地震等自然灾害到像切尔诺贝利事故或恐怖活动等人为灾害。

3.36 虽然人们可能有兴趣将无条件生活费用指数用于某类分析与政策意图，但其定义是有意用来衡量价格以外很多其他因素所产生的效果。如果目的只是要衡量价格变化的效应，就必须维持非价格因素不变。鉴于生活费用指数旨在作为一种消费者价格指数，其范围必须予以限定，以排除价格变化以外事件的效应。有条件的生活费用指数定义为维持给定效用或福利水平所需的最低支出对价格变化做出反应的比率——假定其他所有影响福利的因素维持不变。它不但是以特定的生活标准和偏好为条件，还取决于影响福利的非价格因素的特定状况。本手册中的生活费用指数应理解为有条件的生活费用指数。

3.37 有条件的生活费用指数不应视为次优。无条件的生活费用指数是比有条件的生活费用指数更具综合性的生活费用指数，但不是比有条件指数更加综合性的价格指数。无条件指数没有包括比有条件指数更多的价格信息，也没有就价格变化对住户福利的影响提供更透彻的洞察力。相反，因为该指数范围包括了更多影响福利的变量，价格变化的影响被稀释和模糊化了。

3.38 Lowe 指数，包括 Laspeyres 指数和 Paasche 指数，也是有条件的，取决于篮子的选择。根据对篮子的选择，篮子指数价值按照可以预料的方式变化这一事实，已经产生了关于价格指数理论的大量文献。在概念上，Lowe 指数与有条件的生活费用指数有很多共同点。Lowe 指数衡量特定货物与服务篮子成本的变化情况，而有条件的生活费用指数衡量在其他条件不变下，维持与特定货物与服务篮子有关的效用水平时成本的变化。

消费者价格指数范围以外的支出和其他付款

3.39 鉴于在概念上，大部分消费者价格指数用于衡量消费货物与服务价格的变化情况，因此，购买不是货物与服务的项目不属于消费者价格指数的指定范围，如购买债券、股票和其他金融资产。同样，连购买都不是的付款也不在该指数的范围内，因为交易中没有收到任何东西，如支付所得税或社会保障缴款。

3.40 执行这些原则并不总是很直接，因为在实际中，货物与服务的支出与其他付款的差异并不总是很直接。下面将要讨论一些在概念上很难区分的情况，包括一些可能具有争议性的模棱两可情况。

转移

3.41 转移被定义为一种交易，其中一个单位向另一个单位提供一种货物、服务或资产，而没有收到任何货物、服务或资产作为回报，即没有对手方的交易。转移是没有回报的。因为住户在进行转移时，没有获取任何货物或服务，因此，转移应该不属于消费者价格指数的范围。问题是要确定某些交易在实际中到底是不是转移，这是编制消费者价格指数和国民核算中共同遇到的一个问题。

3.42 社会保障缴款和所得与财富税。因为住户不会为社会保障缴款收到任何具体的单个货物或服务作为回报，因此，它们被视同转移，不在消费者价格指数范围内。同样，所有根据收入或财富（资产所有权）缴纳的税款也不在消费者价格指数范围内，因为它们向政府义务缴

纳，并且是没有回报的转移。住宅财产税（通常由地方当局征收或者按地方税率征收）在消费者价格指数范围之外。然而，可能要指出的是，这种没有回报的义务性转移可能包括在无条件的生活费用指数内，或者包括在一个广义的有条件生活费用指数内，后者包括消费货物与服务价格变动以外其他一些因素发生的变化。

3.43 执照。住户必须为取得各种执照付款，它们究竟是以另一种名义出现的税收，还是发放执照的政府机构以提供某种服务（例如，发挥一些监管或管理职能）作为回报，并非总是很清楚。在第二种情况中，它们可能被认为是购买了服务。有些情况是模棱两可的，国际货币基金组织和其他国际机构曾召集税务专家就这些问题进行了多年的讨论，但一直未能达成共识。因此，这些专家同意采取大多数国家的习惯做法。在编制消费者价格指数和国民核算过程中，适宜采用这些惯例。国际货币基金组织的《政府财政统计》（国际货币基金组织，2001年）中列出了这些习惯做法，并且这些做法已被《1993年国民账户体系》所采纳。

3.44 住户为取得或使用某类货物或设施的许可付费，按照惯例应算作消费支出而不是转移，因此包括在消费者价格指数范围内——例如有关无线通讯、电视、驾驶、武器的许可费以及护照费等。另一方面，拥有或使用车辆、船只、飞行器、狩猎、射击、捕鱼的许可费习惯上归为直接税，因此不在消费者价格指数范围内。但是，很多国家却包括了对私人用车的收税，因为它们认为就消费者价格指数目的而言，这是消费税。由于各国发放执照的实际情况以及相应条件可能存在显著差异，统计办公室可能希望在某些情况下偏离建议的习惯做法。然而，在大多数情况下，似乎适宜采用有关专家同意的国际习惯做法。

3.45 礼品与认捐。根据定义，礼品属于转移，因此不在消费者价格指数的范围内。认捐金额的支付或向慈善机构提供赠款，不以收到任何明显的服务作为回报，这也属于转移。另一方面，向俱乐部和团体（包括慈善机构）的捐款，会为其成员提供某种服务（例如定期开会、提供杂志等），可以视为最终消费支出，包括在消费者价格指数内。

3.46 小费与恩惠。非强制性的小费或恩惠属于消费者价格指数范围以外的礼品。然而，可能存在下列情况，即尽管不是强制性的，但如果没有某种形式的额外付款，就很难获得某种货物或服务，这种付款因此应属于该货物或服务的消费与价格。

保险

3.47 有两种主要类型的保险，即寿险与非寿险。

这两种情况的保险费都由两个部分组成。一种是对保险本身的付款，通常被称为净保费，另一种是应向保险企业缴纳的隐性服务费用，即计算风险的费用、确定保费的费用、征收与投资保险费的管理费以及理赔付费等。

3.48 隐性服务收费不能被直接观察到。实际上，它是整个保费中不可分割的组成部分。作为对服务的付款，它属于消费者价格指数范围内，但很难估算。

3.49 关于非寿险，净保费本质上是一种转移，它进入承保所有保单持有人集体风险的资金池内。作为一项转移，它不属于消费者价格指数范围内。就寿险而言，净保费本质上是一种金融投资形式。它构成了对金融资产的购买，不属于消费者价格指数范围内。

3.50 最后，可能需要指出的是，当通过保险公司以外的中介或代理机构进行保险安排时，中介或代理机构收取的服务费包括在消费者价格指数的范围内，并在保险公司的隐性收费之外。

博彩

3.51 为彩券或赌注支付的款项也包括一般不容易区分的两个组成部分——隐性服务收费（作为消费支出的一部分）和经常性转移，后者进入向赢钱方付款的资金池内。只有向赌博组织方支付的隐性或显性服务费才属于消费者价格指数范围内。服务收费通常是根据应付金额（赌注）与应收金额（赢款）间的总体差额计算。

金融资产交易

3.52 金融资产不属于消费货物与服务。通过贷款、借款和偿还产生或终止的金融资产/负债都属于金融交易，这些交易十分不同于对货物与服务的支出，也独立于后者。购买金融资产明显不属于消费支出，而是一种金融投资形式。

3.53 一些金融资产，特别是债券与股票形式的证券，可以交易而且具有市场价格。它们本身具有单独的价格指数，如股价指数。

3.54 住户拥有的很多金融资产是通过养老金项目或寿险中介间接获得的。除去服务收费外，住户缴纳养老金相当于支付寿险保费，本质上属于储蓄的投资，因此不属于消费者价格指数范围内。相反，住户向诸如经纪人、银行、保险公司（寿险与非寿险）、养老金经理、财务顾问、会计师等金融辅助机构支付的显性或隐性服务费用属于消费者价格指数范围内。支付这些费用即等于购买了服务。

购买与销售外币

3.55 外币是一种金融资产。因此，购买和销售外

币不属于消费者价格指数范围内。汇率波动引起的应收和应付外币价格变化不包括在消费者价格指数范围内。相反，当住户为获取个人用途的外币，向外币交易商支付的服务收费包括在消费者价格指数范围内。这些收费不仅包括显性的佣金收费，也包括交易商提供的买卖汇率与平均买卖汇率之间的差价。

付款、融资与信贷

3.56 从概念上讲，发生支出的时间是购买者发生付款责任的时间，即货物所有权发生变化或提供服务的时间。付款时间是指债务结束的时间。当即刻使用现金（即钞票或硬币）付款时，这两者可能是同时发生。但是，使用支票、信用卡和其他信用方式意味着，支付发生一段时间后付款的情况越来越普遍。更加复杂的情况是，可以进行分期付款，其中预先支付押金。由于时滞以及金融工具和制度安排的复杂性，可能很难确定具体的付款时间。该时间甚至对购买方和销售方来说可能是不同的。

3.57 为与消费者价格指数中所用作权重的支出数据保持一致，应在支出实际发生时记录价格情况。这与获取法是一致的。

金融交易与借款

3.58 某些单个支出数额可能非常大，例如购买昂贵的医疗服务、大的耐用品或者一个昂贵的度假。如果住户没有充足的现金，或者不愿意立即以现金全额付款，那他有以下各种选择：

- 购买方可能从银行、货币放款人或其他金融机构借款。
- 购买方可能使用信用卡。
- 销售方可能向购买者提供信贷，或者销售方可能安排由第三方，如某类金融机构，向购买方提供信贷。

产生金融资产/负债

3.59 当消费者通过借款购买货物或服务时，就发生了两种不同的交易：购买货物或服务，以及筹借必要的资金。后者完全是贷款人与借款人之间的金融交易，并产生了新的金融资产/负债。这种金融交易不在消费者价格指数范围内。如前所述，金融交易并不改变财富量，不涉及消费情况。金融交易只是以一种资产代替另一种资产，从而调整个人资产的组合。例如，当提供一笔贷款时，债权人以现金来换取对借款人的金融债权。同样，借款人获取了现金，但同时产生了等量的金融负债。这种交易与消费者价格指数无关。

3.60 一般地，当住户从金融机构（包括货币贷款人）贷款时，借来的资金可能用于一系列用途，包括购买住宅资产或金融资产（例如债券或股票），以及购买贵重货物与服务。同样，向信用卡持有人提供的贷款也可能被用于一系列用途。新借款产生的金融资产和负债对消费者价格指数本身不带来任何影响。这里，没有获取任何货物或服务，也没有发生任何支出或价格。

3.61 应指出的是，利息支付本身不是金融交易。支付利息十分不同于借款、贷款或其他产生利息支付的金融交易。下面将单独分析利息问题。

3.62 分期付款购买和抵押贷款必须与其他贷款同样对待。一些贷款以借款人将资金用于特定目的为条件，这一事实不影响对贷款本身的处理。而且，有条件贷款不限于对耐用消费品的“分期付款购买”。有条件的个人贷款可能用于其他目的，如对教育和医疗的大额支出。在每种情况下，签订贷款合同是不同于货物或服务支出的单独交易，必须区分于后者。这两种交易可能涉及不同的交易方，并可能发生在不同的时段。

3.63 尽管提供金融服务相对于购买所使用的货物或服务来说是单独的交易，但可能会影响支付的价格。需要认真分析每一种情况。例如，假设销售方同意延后一年付款，销售方似乎在提供一年的免费贷款，但这不是实际的经济情况。销售方提供了一项贷款，但不是免息的。贷款数量也不等于“全”价。购买方隐含地向销售方出具将在一年后赎回的一份短期票据，并采用从销售方那里获得的现金来支付该货物。然而，该票据在签发时的现值是将赎回价格根据一年利率折算的。购买方在实际购买货物时应付的金额是票据的贴现值，而不是一年后要付的全部赎回价格。在消费者价格指数中应该记录的是这种贴现价。贴现价格与赎回价格的差异自然是购买方年内支付的票据隐性利息。这种记录方法相当于票据与债券实际上在金融市场上估价的方式，而且也是它们在商业与经济账户中记录的方式。前面提到的延期付款方式相当于减价，应该在消费者价格指数内得到反映。隐含的利息付款不是价格的一部分，反而降低了价格。这个例子表明，在一些情况下，市场利率可以影响应付价格，但是它取决于销售方与购买方达成信贷安排的具体情况。每个案例必须根据情况进行仔细分析。

3.64 这种情况明显不同于下一节要讨论的分期付款租购。在分期付款租购中，购买方实际支付了全部价格，并借了与货物全价相等的资金，同时在签订合同时规定，除归还贷款外，还明确支付借款利息。

分期付款租购

3.65 在分期付款租购耐用消费品过程中，有必要区分对货物的实际或经济所有权与对货物的法定所有

权。获取时间是签订了分期付款租购合同并且购买方占有了耐用消费品的时间。从那时起，购买方开始使用耐用消费品并在使用过程中获得效用。购买的住户在获取货物时成为实际所有人，但只有在完全还清贷款后，货物的法定所有权才转移给住户。

3.66 因此，按照惯例，应将分期付款租购住户视作为占有货物时购买了货物，并且在该时点付清了全额现金。同时，购买方从销售方或由销售方指定的金融机构那里借取一笔足以支付购买价格与随后利息的金额。现金价格与各种付款总额之间的差异相当于应付的利息总额。消费者价格指数所采用的相关价格是发生购买行为时应付的现金价格，而不论购买中是否获得某种形式的借款。处理分期付款租购与处理“金融租赁”的方法相同。在金融租赁中，金融机构购买用于生产目的的固定资产(如飞机等)，在该资产的大部分或全部服务期间，将它出租给生产商。这本质上是一种通过贷款融资获取资产的一种方法，必须区别于经营性租赁，后者如短期内出租汽车等。在下面的商业核算与经济核算中，将接着处理分期付款租购与此处提到的金融租赁问题。

利息支付

3.67 处理住户可能承担的各种债务利息问题存在概念和现实方面的困难。名义利息是一种综合性付款，由四部分组成，其组合的差异可能很大：

- 第一个组成部分是纯利息收费，即在资本市场和信息都完善情况下将收取的利息。
- 另一个组成部分是风险溢价，取决于个体借款人的信誉。可以将它认为是确定情况下的一种内生性保险收费，旨在防止借款人违约的风险。
- 第三个组成部分是经营贷款业务的金融机构向住户提供贷款业务时的服务收费。
- 最后，当发生通货膨胀时，以货币单位固定的实际贷款价值（指对实际货物与服务的购买力）会随着通货膨胀率上升而下降。然而，债权人可以通过适当提高名义利率来抵消实际持有或资产的预计损失。因此，名义利率直接随着一般通货膨胀率的变化而变化，这是在发生通货膨胀情况下很常见的一种做法。因此，在这些情况下，名义利息的主要组成部分是借款人补偿债权人实际持有损失的内生性付款。在发生高通货膨胀情况下，它在所收取的名义利息总额中，几乎占了全部。

3.68 对第一个组成部分（纯利息）的处理，具有一些争议性，但是该组成部分在收取的名义利息中，可能只占了很小一部分。对第二个组成部分（对违约风险的保险）的处理也有一些争议。

3.69 第四个组成部分（对债权人实际持有损失的补偿）显然不在消费者价格指数范围内。它本质上是一种资本交易，在发生通货膨胀情况下，它可能占名义利息的大部分。

3.70 第三个组成部分是指金融机构向借款人提供资金业务的服务收费。它被称为隐性服务收费，显然属于消费者价格指数的范围，并包括在《按目的划分的个人消费分类》内。服务收费不限于“金融中介机构”（借入资金并向其他人提供贷款的机构）提供的贷款。使用自有资金提供贷款的金融机构，与金融中介机构一样向借款人提供了同类服务。当销售方以自有资金提供贷款时，实际上意味着他们在其主要业务之外，设立了自己的金融机构。金融机构利率还包括隐性的服务收费。因为一些资本市场还很不完善，而且大多数住户可能无法进入合适的资本市场，所以很多贷款人实际上是垄断机构，其服务收费很高，例如很多国家的乡村放债人。

3.71 显然，利息支付不应视为纯利息，或纯利息加上风险溢价。很难区分利息的不同组成部分。在实践中，或许不可能对大多数利息支付中的隐性服务收费进行现实和可信的估算。而且，为了消费者价格指数目的，不仅要估算服务收费的价值，还要估算长期服务价格的变化。鉴于利息流量的复杂性，而且需要区别对待不同的流量，似乎缺乏将名义利息付款纳入消费者价格指数的正当理由——特别是在发生通货膨胀的情况下。

住户生产

3.72 住户可能参与各种生产活动，其目的要么是为了向市场提供货物或服务，要么是生产自用的货物或服务。

商业活动

3.73 住户可能参加商业活动，例如种植业、零售、建筑、提供专业或金融服务等。为生产其他可供销售的货物与服务，而消耗的货物与服务为中间消费，不属于住户最终消费的一部分。住户购买的中间货物与服务价格不包括在消费者价格指数内。在实际中，通常难以明确区分中间消费与最终消费，因为同一货物可能被用于不同目的。

自产自用

3.74 实际上，对于为消费之目的而获取的货物和服务而言，住户并非将其全部用于直接消费，而是有可能将它们投入其他货物或服务的生产，以此来满足其自身需要。有很多这方面的例子。例如，借助于其他

投入——如，燃料、耐用消费品（如，冰箱和炊具）以及家庭成员的劳动服务，可以将诸如面粉、烹调油、生肉、蔬菜之类的食品原料加工成面包、蛋糕或膳食。投入的原料、设备及劳务等是用来清洁、保养和维修住宅。投入的种子、化肥、杀虫剂、设备和劳务等是用来生产蔬菜或鲜花等。

3.75 一些生产活动发生在家庭活动范围内，例如园艺或烹调，这些活动本身可能会带来满足感。其他一些活动，如清洁工作，可能被认为是家庭杂务，从而降低住户效用。无论如何，投入这些生产性活动的货物或服务本身不会带来效用。这方面投入的例子也很多：不烹调就不能食用的食品原料；清洁原料；煤、燃气、电或石油等燃料；化肥；电冰箱和冷藏箱提供的服务等。

3.76 住户在消费自产产品的过程中获得了效用。因此，需要确定消费者价格指数是否只衡量产出、而不是投入的价格变化情况。原则上，似乎适于衡量产出价格，但这种方法存在很大的反对意见。

3.77 从概念上讲，住户从事的生产活动中，有很多都是模棱两可的，因而很难从中确定哪些是真正的最终产出。如果要从家庭范围内的重要服务活动（例如照看儿童、病人或老年人）中，准确确定产出究竟是什么，将尤其困难。即使满意地找了出来，但在概念上，还需要对它们进行衡量与定价。没有任何可以观察的价格，因为没有任何销售交易。必须对它们设算价格，这些价格不但是假设的，而且定然有着很大的不确定性。一般而言，将它们用于消费者价格指数不具有现实可能性，如果人们关注的主要是住户支付的市场价格，那么这几乎是肯定不能接受的。

3.78 一种现实的做法是，将住户在市场上获取的用以投入各种家庭生产活动的货物与服务视为最终消费的货物与服务。假定它们专门用来生产住户直接消费的货物与服务，从而间接地提供了效用。这是一种现实的解决方法，通常不仅用于编制消费者价格指数，而且还用于国民核算，其中住户在这些项目上的支出被归为最终消费。尽管对于一个难处理的问题来说，这似乎是一种在概念上可以接受的简单解决方法，但对于一、两类特别重要，且其产出能够很容易识别的家庭生产，可以做出例外的规定。

3.79 生计农业。在国民核算中，一种做法是要记录用于自身消费的农产品价值。在一些国家，生计农业可能占农产品生产和消费的大部分。国民核算要求这类产品按照市场价格估价。对于是否可以将这种做法用来编制消费者价格指数，还存在一些疑问。

3.80 消费者价格指数可能要么记录实际投入的价格，要么记录推算的产出价格，而不会同时记录这两种

价格。如果将生计农业的推算产出价格包括在消费者价格指数内，那么购买的投入品价格应剔除在外。这将从指数中剔除这类住户的大部分市场交易。投入支出可能构成了住户与市场之间的主要联系，住户通过此渠道感受到通货膨胀的影响。因此，在消费者价格指数中似乎适于记录投入品的实际价格，而不是记录产出的推算价格。

3.81 用于自身消费的住宅服务。处理自住业主提供的住房服务不但有困难，而且具有争议性。还没有就所谓最佳做法达成任何共识。本手册几章中将讨论这个问题，特别是在第十章和二十三章。在概念上，自住业主生产自用的住宅服务无异于家庭内其他类型的自有账户生产。用于自身消费的这种家庭服务相对于其他家庭生产的显著特征是，它需要使用住房形式的特大固定资产。在经济学和国民核算核算中，住宅一般被认为是一种固定资产，所以购买住宅归为固定资本形成总额，而不是作为耐用消费品的获取。固定资产是用于生产，而不是消费。住宅不是直接用于消费。住宅提供了资本服务流量，以生产住房服务的投入形式被消费。该生产还需要其他投入，例如维修、保养和保险。住户消费从该生产中获得住宅服务产品。

3.82 必须指出，这里涉及到两种非常不同的服务流量：

- 一种是由住宅提供的资本服务流量，它作为生产住宅服务的投入品被消费。
- 另一种是产出形式的住宅服务流量，被住户成员所消费。

这两种流量是不同的。产出流量的价值将大于投入流量的价值。定义和衡量资本服务的方式与其他类型固定资产提供的资本服务完全相同，例如住宅以外的设备或建筑物。正如第二十三章将详细解释，资本服务价值等于用户成本，主要由两部分组成，即折旧和利息（或资本）成本。不论是否按照抵押借款的方式购买住宅，都产生资本成本。当使用自有资金购买住宅时，利息成本代表住宅占用资本的机会成本，即如果将这笔资金用于其他投资原本可以获得但却因住宅占用而放弃的利息。

3.83 在消费者价格指数里，对用于自身生产和消费的住宅服务，有两种主要的处理方式。一种是对所消费的住宅服务产出定价，另一种是对投入品定价，包括资本服务投入。如果住宅服务与住户用于自身消费的其他生产形式同样对待，就必须采取投入法。但是，可能认为自住业主生产和消费的住宅服务很重要，以至于需要进行特殊处理。

3.84 如果决定对产出进行定价，可采用租赁市场上同类住宅的应付租金来估算，这称为租金等价法。存

在的一个现实问题是，出租市场上可能没有同类的住宅。例如，在发展中国家可能没有乡村住宅出租市场，因为那里的大部分住宅实际上是由住户自身建造的。另一个问题是确保市场租金不包括住宅服务以外的其他服务（如，供暖）。还有一个问题是，市场租金与出租耐用消费品的租金一样，必须包括出租机构的经营费用和住宅服务本身的成本，并为业主带来一定利润。最后，租赁住宅本质上不同于自住业主的住宅，因为它可能给承租方提供更多的灵活性和流动性。对租户来说，搬家的交易成本可能要低得多。

3.85 原则上，如果采用产出法，或租金等价法，那么对于生产自用服务时的投入，其价格不应包括在内——如维修、保养和保险支出。否则，就存在双重计算的问题。

3.86 另一种方法是按照住户用于自身消费的其他生产一样，对生产自身消费的住宅服务时，所进行的投入定价。除维修、保养和保险等中间支出外，还必须估算资本服务的成本，并将其价格包括在消费者价格指数内。第二十三章将处理估算资本流价值的技术问题。与住户用于自身消费目的的其他生产类别一样，不宜包括由自住业主本身提供的劳动成本估算。

3.87 不论是采用投入法还是产出法，都很难估算相关的价格。有时遇到的实际困难可能很大，以致编制数据人员和用户对结果的可靠性表示质疑。有人还是不愿意在消费者价格指数中使用推算价格，不论是投入价格还是产出价格。因此，有人建议应放弃衡量住宅服务流量价格的努力，而在消费者价格指数中包括住宅本身的价格。大多数情况下，住宅都具有可观察到的市场价格。当然，也有很多住宅，特别是发展中国家乡村地区的住宅，是由业主自己建造的，在这种情况下，仍然必须根据其生产成本来估算其价格。

3.88 将住宅价格包括在消费者价格指数内，意味着指数范围发生了重大变化。住宅明显是一种资产，取得住宅是资本形成而不是消费。尽管这同样适用于耐用消费品，但是住户耐用消费品与住宅相比有很大程度的不同，反映在其价格和服务寿命上有很大的不同。因此，原则上，将消费者价格指数的范围扩大到包括住宅在内，意味着将该指数的范围扩大到包括住户固定资本形成总额。

3.89 这种解决方法的优点是不需要估算投入或产出服务流量，但在概念上，它显然不同于传统意义上所理解的消费者价格指数概念。关于耐用消费品和住宅，要么可以在消费者价格指数中以市场价格记录获取资产的情况，要么可以记录服务流量的估算价格，但不能同时使用这两种方法。目前在消费者价格指数中没有包括耐用消费品的服务流量，因为已包括了获取的耐用消费品的价格，同样地，如果将住宅价格包括在消费者价格指数内，就应剔除

住宅服务流的价格。正如第二十三章将解释的那样，从长远来看，获取法给予耐用消费品与住宅的权重可能不够，因为它没有考虑到资产拥有人承担的资本成本。

住户范围与商户

3.90 包括在消费者价格指数内的住户群通常是指“参考住户”或“参考总体”。

住户的定义

3.91 在消费者价格指数中，可能按照人口普查同样的方式定义住户。在人口普查中，建议采用以下的定义（联合国，1998年a）：

住户可分为：（a）一人住户，指单个人准备他或她的食物或其他生活必需品，不与其他人组成多人住户；或（b）多人住户，指两人或更多人生活在一起，共同准备需要的食物或其他生活必需品。这些人可能将其收入汇集在一起，并且在或多或少程度上有一个共同的预算；他们可能是相关的或者不相关的人员；或者兼而有之。

3.92 该定义本质上与住户预算调查和国民核算体系中使用的定义相同。消费者价格指数的范围通常限于私人住户，不包括机构住户，如宗教机构、社区医院、监狱或退休所中无限期生活在一起的人群。然而，疗养院、中小学与大学、军队等不应视为机构住户；其成员属于他们的私人住户。然而，协调消费者价格指数中关于住户的涵盖范围与《1993年国民账户体系》的定义相一致，因此，包括机构住户。

住户类型

3.93 几乎所有国家在设计消费者价格指数的范围时，都尽可能地包括更多的私人住户，而限于那些属于某些特定社会经济组别的住户。根据协调消费者价格指数的规定，住户的涵盖范围应独立于其收入水平。

3.94 然而，一些国家因为各种原因而将极端富裕的住户排除在外。这些住户的支出可能被认为很不具有代表性，同时在住户预算调查中，有关他们支出的数据可能不可靠。在住户预算调查中，富裕住户的回应率通常很低。而且，收集专门由富裕住户购买的消费货物与服务时，成本可能过高。一些国家可能决定不包括其他类型的住户。例如，英国消费者价格指数不仅不包括收入最高的前4%的住户，也不包括主要依赖国家养老金的住户，最终结果中大约有15%的住户和15%的支出被排除在外。日本和韩国不包括主要从事农、林、渔业的住户以及所有一人住户。这些排除影响了支出的权重，影响程度取决于被排除人口的消费类型不同于其余人口的程度。

3.95 除编制一个与全国有关的广泛官方（标题）消费者价格指数外，很多国家还发布一系列与参考总体子群有关的辅助指数。例如，捷克共和国单独编制以下指数：

- 所有住户；
- 所有雇员；
- 有子女的雇员；
- 低收入雇员；
- 雇员，不完整家庭；
- 领取养老金人群；
- 领取养老金的低收入人群；
- 在布拉格的住户；
- 住在人口超过 5 000 人居住区的住户。

3.96 印度编制消费者价格指数最初是出于维持工人收入购买力的需要，所以在全国规模上编制了四种不同的消费者价格指数，分别以以下不同类型的工人作为参考住户：

- 农业劳动力；
- 产业工人；
- 乡村劳动力；
- 城镇非手工雇员。

地理范围

3.97 城镇与乡村。地理范围要么指支出的地理范围，要么指价格收集范围。理想上，这两种情况应该相互一致，不论是要编制全国性还是地区消费者价格指数。大多数国家只收集城镇地区的价格数据，因为认为城镇地区的价格代表了乡村地区的价格走势。在这些情况下，使用全国性权重，所得出的指数可以认为是全国性消费者价格指数。如果对城镇地区和乡村地区的价格走势感觉非常不同，但由于资金有限，而只限于在城镇地区收集价格数据，那么这时应使用城镇地区权重，所产生的指数应认为纯粹代表城镇地区、而不是全国性的消费者价格指数。例如，下列国家只包括城镇地区（支出权重与价格）：澳大利亚、墨西哥、韩国、土耳其与美国。大多数其他发达国家一般使用涵盖城镇与乡村住户的权重——尽管几乎在每一种情况下，都只在城镇地区收集价格信息。当然，对于城镇与乡村之间的模棱两可情况，不可避免地会存在武断的情况，而且每个国家的情况可能有所不同。例如在法国，根据解释，在收集城镇价格数据时，所包括的乡村最少应有 2 000 个以上的住户。

3.98 城镇与乡村的地理涵盖范围将取决于人口分布以及城镇与乡村地区之间支出模式与价格走势的差异程度。

3.99 居民在国外购买与非居民在本国购买。当居民在境外或国外支出时，将会产生各种问题。对这类支

出的处理取决于消费者价格指数的主要用途。通货膨胀要分析的是有关国家价格的变化情况。需要一种涵盖在境内发生的所谓“国内”消费支出的通货膨胀指数——不论是居民还是非居民消费。协调消费者价格指数（见附件一）是按照这种方式定义为国内通货膨胀指数，因此不包括居民境外消费支出（这属于消费所在国的通货膨胀指数范畴），但包括其他国家居民在本国的支出。实际上，可能不容易估算境外游客的支出情况，因为住户预算调查不包括非居民住户，当然，可以采用零售数据或对游客进行特别调查，来估算一些商品的情况。当存在显著的跨境购买和旅游时，这些问题变得更加重要。

3.100 当使用消费者价格指数来使住户收入升级时，可能适于采取所谓的“全国性”支出概念，它包括住户在境内外的所有支出——包括在非居民商户的远程购买支出，例如通过互联网、电话或信件方式。住户预算调查能够包括所有这类支出，当然，不容易确定远程购买的国家源头（互联网、信件等）。在境内支付飞机票和包价游的价格也应包括在内。然而，可能不容易获得住户在境外购买货物与服务的价格数据，当然在一些情况下，可以采用伙伴国家消费者价格指数的分类指数。

3.101 地区指数。在编制地区指数时，居民地位概念适用于住户是居民的地区。这样，就可以对地区支出与该地区居民支出这两者进行区分，类似于在国家层面上区分支出的“国内”概念与“国家”概念。同样的问题出现在第 3.97 段讨论过的地区指数上。跨地区购买采用的原则与国际上跨境购买的原则相同，但是，可用的数据一般是不同的。如果将地区指数范围定义为某地区居民在其他地区（境外）的购买，那么，尽管其他地区的价格数据应该很容易获得，但是，可能得不到按居住地区内支出和居住区外支出划分的必要数据。

3.102 在所有地区以同样方式处理跨境购买时应该小心。否则，在对地区数据进行汇总时，可能会出现重复计算或遗漏支出的情况。当对地区指数加总得出全国性指数时，权重应依据地区支出数据，而不能只依靠统计总体数据。

3.103 很多国家试图获得涵盖不同范围的一组指数，并确定一个全面性的官方（标题）消费者价格指数（该指数与整个国家相关），以满足消费者价格指数众多用户的不同需要。在一些大的国家里，使用地区指数比全国性消费者价格指数更加广泛，特别是当指数用于收入升级时。因此，除了标题消费者价格指数具有尽可能最广泛的涵盖范围外，也发布可能与以下因素有关的辅助性指数：

- 统计总体的子群；
- 地理区域；
- 特定商品组别；总体（官方所有项目）消费者价格

指数的分类指数应尽可能在详细的层面上对外公布，因为很多用户关心特定商品组别的价格变化。

3.104 实际上，很多统计部门正在努力维护一个价格与权重的数据库，以从中得出一系列的辅助指数。

商户范围

3.105 商户的涵盖范围由参考住户的购买行为所决定。如前所述，原则上，与消费者价格指数有关的价格是住户支付的价格。然而，在实际上，通常不能够直接从住户那里收集信息，当然，随着更多的销售通过电子收银机（能够记录并打印出购买项目及价格）进行，收集住户实际交易的价格信息越来越可行。同时，有必要以零售商店或其他商户对所售产品的报价为主要依据。参考总体据以采购的所有商户都属于消费者价格指数的范围内，并且应该纳入据以采集住户数据的抽样框架。

3.106 商户的例子有：

- 零售店——从非常小的常设售货亭到跨国连锁店；
- 市场摊位和街道小贩；
- 提供住户服务的单位——如，电工、水暖工、窗户清洁工等服务；
- 提供休闲和娱乐的服务机构；
- 提供医疗和教育服务的机构；
- 邮件或电话定购单位；
- 互联网；
- 公用事业；
- 政府机构和部门。

3.107 第五章和第六章将详细讨论如何从商户抽样中收集价格信息的原则。

价格差异

3.108 当完全相同的货物或服务同时以不同价格出售时，就出现了价格差异。不同商户可能以不同的价格出售完全相同的产品，或者同一种产品可能被单个商户以不同的价格向不同类型的购买者出售。

3.109 如果在经济意义上，市场是“完善”的话，那么所有相同产品将以同样的价格出售。如果出现多种报价，则所有交易将以最低价成交。这表明以不同价格出售的产品不可能相同，必然存在质量差异。当价格差异实际上是由质量差异引起时，价格差异是表面性的，而不是真实的。在这种情况下，因为按照不同价格出售的数量格局发生变化而引起平均价格的变化，将反映出被出售产品的平均质量变化。这将影响数量而不是价格指数。

3.110 如果统计办公室没有掌握足够信息，来了解以不同价格出售的货物与服务特征时，那么必须确定观

察到的价格差异是真实的，还是只是表面性的。在这种情况下，最常用的默认做法是假定这种价格差异是表面性的。这种假设一般同时用于消费者价格指数和国民核算核算目的。

3.111 然而，市场很少是完美的。相同产品存在不同价格的理由可能是，销售方能够采取价格歧视。另一个理由便是消费者缺乏信息，可能因为不知情而付出较高的价格。而且，由于受到冲击或新产品的出现，市场可能暂时失去平衡。因此，必须确保所发生价格差异是真正的价格差异。

价格歧视

3.112 经济学理论显示，价格歧视一般会增加利润。如果货物可能被重新交易，那么可能不适宜对货物实行价格歧视。受到歧视的购买方将不会直接购买，而是让能够以低价购买的人员代表他们购买。但是，服务不能重新交易，因为服务不发生所有权转移。

3.113 对很多种服务来说，包括医疗、教育和交通，价格歧视似乎相当普遍，或者是一种正常现象。例如，同样的医疗或者交通服务，老年人被收取的费用可能低于其他人。大学对外国学生收取的学费可能高于本国学生。由于可以很容易地改变向不同消费者提供服务的质量，可能很难确定被观察到的价格差异在多大程度上是因为质量差异，还是纯粹的价格歧视。对于销售给不同类型购买者的服务，销售方甚至可能在销售条件上做一些细微或者似是而非的改变，以掩盖价格歧视的真实目的。

3.114 价格歧视可能给价格指数带来一些问题。例如，假设服务提供商对年龄进行歧视，而对满 60 岁或以上的老年人收取 p_2 的价格，对其他人则收取 p_1 的价格，这里 $p_1 > p_2$ 。再进一步假设该服务商决定重新将老年人定义为 70 岁或以上，而其他的价格不变。在这种情况下，尽管 p_1 和 p_2 的价格没有变化，但年龄在 60 岁到 70 岁之间的人员付出的价格却发生了变化，所有住户支付的平均价格上升了。

3.115 这个事例阐述了原则中的一点。尽管以上所述的服务价格—— p_1 或 p_2 都没有发生变化，但如果某些住户被迫从 p_2 转移到 p_1 ，那么其支付的价格确实发生了变化。从住户角度看，发生了价格变化，因此消费者价格指数在原则上应该记录这种变化。当从销售方、而不是从住户那里收集价格信息时，这种价格变动可能不被记录在内。

不同商户的价格差异

3.116 不同商户存在不同的价格，这提出了同样的问题。当市场不完善时，即便仅仅因为住户得不到完全

的信息，也几乎肯定会发生纯粹的价格差异。当新的商户按照比现有商户低的价格开始销售时，因为消费者的不知情或者惯性，可能会存在一个时滞，在此期间，完全相同的项目在不同的商户以不同价格出售。

3.117 因为商户总体不断变化——一些商户关闭了，同时又出现了新的商户，住户可能选择从一个商户转向另一个商户，甚至是被迫转向其他商户。当住户转向其他商户时，对消费者价格指数的影响取决于价格差异是纯粹的还是表面性的。当存在真实的价格差异时，住户在不同商户间的轮换使得支付的平均价格发生变化。消费者价格指数应该反映出这种价格变化。另一方面，如果价格差异反映了质量差异，商户轮换会使购买产品的平均质量发生变化，从而影响数量，而不是价格。

3.118 为消费者价格指数目的收集的大部分价格是报价，不是住户实际支付的交易价格。在这种情况下，不同商户之间住户购买格局中的轮换的影响实际上可能没有被观察到。当价格差异反映质量差异时，如果未能反映这种轮换的影响，将不会给消费者价格指数造成任何偏倚。低价购买意味着购买质量较低的产品，不会影响价格指数。然而，当价格差异是真实的情况下，如果假定住户一般会转向低价格的商户，那么未能反映这种轮换的影响将使指数具有向上的偏差。这种潜在偏差被称为商户替代偏差。

商户轮换

3.119 另一个复杂的问题是，在实际中，价格只是从商户样本中获得的，并且样本可能发生变化，这要么是因为新设或关闭了一些商户，要么是有意对抽样进行了定期轮换。当最近纳入样本的商户价格与以往商户价格不同时，必须确定其价格差异是表面性的还是真实的。如果被假定为表面性的，以往商户记录的旧价格与新商户记录的新价格之间所存在的差异，不被认为是与消费者价格指数有关的价格变动，而是将这种价格差异归为质量差异。正如第七章更详细解释的那样，如果这种假设正确，新商户记录的价格变化可以简单地与旧商户记录的价格相联系，而不会给指数带来任何偏差。从旧的商户转向新的商户不会给消费者价格指数带来任何影响。

3.120 然而，如果新旧商户的价格差异被确定为真实的，以上所描述的简单联系可能会带来偏倚。当住户通过改变商户来改变其支付的价格时，消费者价格指数应当反映这种价格变化。正如第七章将详细解释的那样，似乎大多数统计办公室倾向于假定价格差异不是真实性的差异，并且简单地将新旧价格序列相联系。因为如果假设市场永远完善并且永远不会发生纯价格差异，是不现实的，所以尽管这种方式被广泛利用，但却是有问题的，而且可能会导致向上偏差。这种偏差被称为商户轮

换偏差。已建议的一种可能策略是，假定在所观察到的新旧商户价格差异中，有一半是真实的价格差异，另一半是由于质量差异引起的，这样做的理由是，尽管这种方法不可避免地存在一些主观性，但相对于假定价格差异要么完全是真实的，要么完全归因于质量差异的做法，它可能更加贴近实际情况（见 McCracken、Tobin 等人，1999 年）。

对一些特定住户支出的处理

3.121 一些住户支出可能不是用于货物与服务消费，因此可能不在消费者价格指数范围内。一个主要的类别是住户的商业支出。

代理人与中介人的收费

3.122 当自住业主购买住宅自用时，可以说，与购买（和销售）有关的转让成本应与购买或者出售金融资产的中介费用一样被视为消费支出。在很多国家，倘若住宅是由业主自住，而不是出租给第三方，则购买或销售住宅过程中向代理人支付的费用纳入消费者价格指数。

不受欢迎或非法的货物与服务

3.123 住户为满足自身需要而愿意购买的所有货物与服务都构成消费支出，因此属于消费者价格指数的范围内，而不管其生产、销售或消费是否合法，或者是在地下经济或黑市上进行的。不应因为认为特定货物或服务种类不受欢迎、有害或者令人不快，而将其排除在外。这种排除可能有很大的武断性，并且会削弱消费者价格指数的客观性与可信度：

- 第一，应指出的是，一些货物与服务可能在一段时间内被认为不受欢迎，而在另一段时间内则受到欢迎，或者反之。在人们得到更多信息后，特别是随着科学的进步，人们的态度会发生变化。同样，一些货物或服务可能在一些国家被认为不受欢迎，但同一时间在其他国家却不是这样。不受欢迎的货物概念在本质上是主观的，有些武断和波动性。
- 第二，如果以一些货物与服务不受欢迎为由将其排除在外，那么价格指数因此会暴露于压力集团实际的或有意识的操纵之中。
- 第三，压力集团想要排除一些货物或服务的原因可能是出于对这样做的后果不了解。例如，如果将消费者价格指数用于收入升级，可能会认为不必要为一些不受欢迎货物的价格上涨对住户进行补偿。然而，将这些货物或服务排除在外不一定会降低价格指数。一般而言，剔除一些项目既可能增加、也可

能降低消费者价格指数，取决于该项目的价格上涨是否低于或高于其他货物与服务的平均水平。例如，如果决定将烟草排除在消费者价格指数之外，但如果烟草产品的价格上涨低于平均水平，则排除烟草产品实际上会增加吸烟者的收入（同时也增加非吸烟者的收入）。

3.124 尽管在原则上，不能因为住户自愿消费的一些货物与服务是从地下经济、甚至是非法途径获得，而将其排除在消费者价格指数之外，但可能不能够取得必要的支出或价格数据，特别是非法货物与服务方面的数据。它们可能在实际上被排除在外。

奢侈货物与服务

3.125 当消费者价格指数被用作广义通货膨胀指数时，应包括其社会经济集团的所有住户，以及所有的消费货物与服务，而不论其价格如何贵重。同样，用于收入升级的指数范围应包括参考住户购买的所有货物与服务，而不论这些货物与服务是否被认为是奢侈品、不必要或者不受欢迎。

3.126 当然，如果参考住户限于特定组别时，则该指数实际上会剔除该组别以外住户购买的所有项目。例如，剔除5%的最富裕住户后，实际上会将很多奢侈项目排除在指数范围外。如前所述，可能基于各种原因将这些住户排除在外，包括其支出数据的不可靠性，以及收集专门由极少数住户组别购买的项目价格，在成本上可能不划算。然而，当确定和定义一个参考住户组别后，不应剔除所认为的一些不重要或者奢侈品的支出。

二手货物

3.127 大部分耐用货物存在旧货市场或者二手货物市场。住户支出包括对二手货物的支出，因此属于消费者价格指数范围内。而住户销售耐用物品构成了负支出。因此，二手货物的权重以住户的净支出，即总支出减去销售额为基础。特定二手货物的总支出是它购买和销售率的函数，即较高的周转率（交易次数）带来较高的总支出。然而，较高周转率不会提高任何单一货物用于消费的比率，或者是从该货物中可能得到的服务流量。

3.128 住户可以通过以下途径购买二手货物：

- 直接从另一个住户手中购买——销售的住户将销售收入记录为收入。净支出（支出减收入）为零，所以在一个住户对另一住户的销售和购买没有任何权重。
- 通过交易商从另一个住户购买——原则上，住户对于交易商服务的支出是买卖差价（购买价格与销售价格的差异）。这些中介服务应包括在消费者价格

指数内，与金融辅助机构等代理商收取的费用同等对待。实际上，要估算买卖差价非常困难。在包括折价贴换交易（要么作为交易商购买，要么作为住户的收入）时，应该小心。

- 直接从另一个部门（即一家企业）或从国外购买——权重等于住户从其他部门购买的二手货物减去对其他部门的销售。
- 通过交易商从一家企业或从国外购买——合适的权重是住户从交易商那里购买的金额减去住户对交易商的任何销售额，加上交易商购买和重新销售货物的价差。折价贴换交易应算作住户销售的一部分（就汽车而言，给予新汽车的权重不应包括任何折价贴换价值扣减量）。

3.129 在一些国家，住户购买的很多耐用品，特别是汽车，可能是从其他国家进口的二手货物。这些货物的价格与支出按照新生产货物同样的方式反映在消费者价格指数内。同样，在一些国家里，住户从商业部门那里购买二手汽车的净额非常大，在价格指数内，这些汽车交易净额所被赋予的权重可能大于住户购买的新汽车权重。

推算在货物与服务上的支出

3.130 正如前面章节所解释的那样，住户获取并且用于自身最终消费的很多货物与服务不是通过货币交易购买的，而是通过易货交易或者作为实物报酬获得的，或者是由住户自身生产的。可以通过假设住户以货币交易的方式购买这些货物与服务，来估算其支付的金额原本是多少，或者这些货物与服务的生产成本原本是多少。换句话说，可以推算这些非货币性支出的价值量。

3.131 将推算支出纳入消费者价格指数范围的适宜程度取决于指数的主要目的。如果消费者价格指数是用作衡量消费通货膨胀的指标，就应该只包括货币性支出。通货膨胀是一种货币现象，以货币交易中的货币价格变化来衡量。尽管消费者价格指数主要用于指数化目的，也可以说它应该只反映参考总体实际支付的货币价格变化。与欧盟监测通货膨胀的目标相一致，欧盟统计处编制的协调消费者价格指数旨在衡量消费者面临的通货膨胀情况。在协调消费者价格指数中使用的“住户最终货币消费支出（HFMCE）”概念，定义了待纳入的货物与服务以及要使用的价格概念，即减去偿还、补贴和折扣后的价格。住户最终货币消费支出仅指货币性交易，既不包括对自产产品的消费（如农产品或业主自住房服务），也不包括以实物收入形式获得的货物与服务消费。

3.132 一般来说，如果消费者价格指数的目标是生活费用指数，一些推算支出将包括在消费者价格指数范

国内，因为非货币性交易中获取的货物与服务将影响住户的生活标准。如前所述，大多数国家包括自住业主生产住宅服务时的推算支出，但不包括为自身消费生产货物（如，农产品）时的推算支出。

价格涵盖范围

3.133 消费者价格指数应该反映有关消费者的感受，因此应该记录消费者实际为货物与服务所支付的价格，该支出包括在指数范围内。记录的支出和价格应该是消费者所支付的，包括所有产品税，并考虑到所有折扣、补贴和大部分回扣——即使是歧视性或者有条件的。然而，在实际上几乎不可能考虑到所有折扣和回扣。需要做一些明智的现实性妥协，关于这方面的建议和例子将在第六章给出。

3.134 当住户支付产品的全部市场价格，并随后由政府或社会保障项目报销一部分支出时，消费者价格指数应记录市场价格减去补贴金额。这类安排在教育 and 医疗支出中很普遍。

税收与补贴

3.135 所有产品税收，例如销售税、消费税和增值税，都属于消费者购买价格的一部分，应用于消费者价格指数目的。同样，也应将补贴考虑进来，视同负产品税。

3.136 为了某些分析和政策目的，可能有必要估算一种衡量价格变化的消费者价格指数，该指数不包括税收和补贴的影响。对于货币政策制定者来说，因为间接税或补贴变化而引起的价格上涨不属于基本通货膨胀进程的一部分，而应归咎于这些经济杠杆的自身作用。同样，将一种消费者价格指数用于收入升级目标时，因为间接税增加引起的消费者价格指数上升将导致与消费者价格指数挂钩的工资和福利上升，尽管加税的目的可能是要降低消费者的购买力。另外，增加补贴可能是要刺激消费，但由此带来的价格下降可能被指数化工资和福利的较小升幅所抵消。

3.137 净价格指数。可以编制一个净价格指数，其中，消费货物或服务税从购买价格中扣除，并把补贴又加回来。然而，如果不收税或者税收没有变化时，该类指数不一定显示价格如何变动的情况。尤其难以估算产品税的真实影响，即税收、补贴及其变化在多大程度上被转移到消费者身上，并且也很难了解税收变化的二次效应。为估算二次效应，可以使用投入产出分析来计算所有生产阶段内税收和补贴的累计影响。例如，部分汽车燃油税将进入运输服务价格，而运输服务价格又反映到运输货价格格里，其中一部分会进入零售商为消费品支付的价格，并因此影响零售商向顾客收取的价格。为

了解所有这些影响，大多数国家需要采用比目前更详细和更新的投入——产出表。因此，一种更加现实的选择是，将修正后的税收和补贴限定在最终零售阶段征收的税收或补贴上，即主要针对增值税、销售税及消费税。更可行的方法是只估算价格减去这些税收，或者只根据这些税收变化做出修正。对于百分比销售税或增值税，计算方法很简单，但是对于消费税，必须确定零售商的加价百分比，因为消费税也将根据该百分比相应增加。

折扣、回扣、忠诚度回赠制度及“免费”产品

3.138 消费者价格指数应该考虑到回扣、忠诚度回赠制度和折扣券的影响。鉴于消费者价格指数是要涵盖整个国家或特定地区的所有参考住户，因此，即使折扣只针对某些住户，或者符合特定支付标准的消费者，也应将折扣包括在内。

3.139 由于现实原因，可能不容易记录歧视性或者有条件的折扣情况。当只有某类特定住户才能享受特定产品的某种折扣时，该产品原有层次被分为两个新的层次，每个层次经受不同的价格变化，并且各自都需要有一个权重。因此，除非已知基期在所有可能层次上的支出，否则就不可能正确记录歧视性的折扣情况。同样，在有条件的折扣内，例如，对于及时支付公用事业费用者的折扣，可能很难记录提供这些优惠的效果，除非能够获取享受这些折扣的顾客比例。当存在价格歧视，或者销售方改变对不同组别收取不同价格的标准，从而在不改变价格的情况下，使得一些顾客比以前多付或少付时，也会出现这些实际问题。这些情况将在第七章进一步讨论。

3.140 尽管最好应记录所有价格的变化情况，但是对于据以收集价格数据的货物或服务，应该确保其质量在数据采集过程中不发生变化。在一般打折季节收集折扣价格时，应小心确保被定价产品的质量不发生下降。

3.141 折扣与回扣之间的区别可能很模糊，或许最佳方法是依据发生时间来确定。换句话说，折扣是从购买时生效，而回扣是在一段时间后生效。按照这种分类方法，折扣券属于折扣范围，就像以前提到的有条件折扣，如果它们与单一产品有关，或者在编制消费者价格指数时了解使用该券的比率，就只能反映到消费者价格指数中。鉴于发生这种情况的可能性很小，通常会在消费者价格指数中剔除折扣券的影响。要指出的是，应在使用折扣券时记录折扣情况，而不是在首次向顾客提供折扣券时记录。

3.142 可能在单一产品上提供回扣，如飞行里程，或者是在更加一般的情况下，如超市忠诚度回赠制度每花费 200 美元返 10 美元的券。与前面讨论的折扣一样，如果回扣与单项产品有关，那么这类回扣只能记录为价

格下降，并可以根据使用返券的情况予以加权。奖励性销售向顾客提供“免费”商品——要么包装的含量增加，要么“买一赠一”，这些应作为降价处理，当然，这种优惠可能是暂时的，或者很快恢复到原来的情况，在实际中可能被忽视。当对包装大小做出永久性改变时，必须进行质量调整（见第七章）。

3.143 鉴于准确记录所有这些价格下跌情况具有现实困难，一般只是在无条件折扣和回扣的情况下才反映出来，而忠诚度回赠制度、折扣券以及其他激励机制被忽略不计。在季节性打折中发生的折扣，如果货物质量不发生变化，则可记录下来。

分类

3.144 据以编制消费者价格指数的分类体系为编制消费者价格指数过程中的很多阶段奠定了结构性基础。很显然，它可以提供加权和汇总框架，但它还可以为抽样结构中的产品提供具有一定细节的分层安排。此外，它还决定了公布的分类指数范围。在构建消费者价格指数分类系统时，应考虑以下几个因素：

- 第一，分类必须反映现实经济。例如，它必须能够容纳新的货物与服务，以尽可能减少未来重新进行高层分类的情况。最好不要重新分类，因为很多用户要求有长期序列，而重新分类将使序列发生中断。
- 第二，在构建消费者价格指数汇总组别时，必须高度重视用户对分类指数的需要，这样，如果某些用户对某些价格（如，食品价格）特别感兴趣时，那么，分类应有助于提供此方面的充分信息。
- 第三，所有分类都要求类别明确且彼此互不交叉，同时要完全涵盖其范围内的所有产品。在实际中，这意味着应该可以直接将任何特定的支出或价格归于分类体系的某个类别。

3.145 是否可以获取数据以及数据的性质也会影响分类体系的设计。是否可以构建最低层级的细目将取决于是否可以获取相应的支出和价格数据。显然，当不具备某种产品的份额或价格时，就不可能为该产品构建一个单独的指数。在最详细的层面上，如果价格变化或相对价格的差异很大，那么说明需要增加分类。按照标准抽样方法，分类方案应该最大程度减少同一层次内的差异，同时最大程度地扩大不同层次之间的差异。分类应该反映这种要求。

对消费支出的分类标准

3.146 尽管可能按照经济理论或者用户需要，自上而下设计分类方法，实际上，统计编制部门首先收集单个产品的数据，然后根据分类方案实行汇总（采取自下

而上的方式）。例如，在《按目的划分的个人消费分类》中，分类单位是获取消费货物和服务的支出，而不是有关这类目的的支出。《按目的划分的个人消费分类》的01大类到12大类将这些基本统计转化成一种目的分类，即：根据特定目的——如有益于身体健康、保护身体免受恶劣天气侵害、预防和治疗疾病、获取知识、从一个地点到另一个地点旅行等，来对各种货物和服务进行分类。

3.147 支出数据的分类是指根据有关理论或用户设定的标准，对产品支出进行汇总，例如可采用以下分类标准：

- 产品类型——可以根据以下方式对产品进行汇总：
 - 货物的物理特征以及服务性质；例如，饼干包括有巧克力糖衣和没有巧克力糖衣两种。可以在最详细层面上实行这项标准，这是《产品总分类》1.0版本的基础（联合国，1998年b）；
 - 生产某种产品的经济活动。《全部经济活动的国际标准产业分类》3.1修订版（联合国，2002年）为国际标准分类；
 - 产品生产程序；
 - 购买产品的零售商户类型；
 - 产品的地理来源。
- 产品目的，例如提供食物、住处、交通等。《按目的划分的个人消费分类》是一种国际标准。
- 经济环境，将根据以下标准对产品进行汇总：
 - 产品的替代性；
 - 产品的互补性；
 - 适用的销售税、消费补贴、国内消费税和关税等；
 - 从不同国家的进口（在一些情况下，可出口产品的分类可能引起兴趣）。

根据产品类型进行分类

3.148 当需要特定产品组的价格变化指数时，可能适于采用以产品为基础的分类方法。产品分类可能结合以上所列出的几类标准，例如，欧洲经济共同体《按活动分列的产品分类》（CPA）（欧共体统计处，1993年）在细目一级与《产品总分类》（CPC）相联系，在汇总一级与《全部经济活动的国际标准产业分类》（ISIC）相联系。

3.149 不可避免地，收集价格信息和编制价格指数的机构将会遇到没有任何详细分类或子类的产品，例如全新的产品，或者对现有产品进行捆绑销售的混和产品。对于高科技产品、通讯产品、服务以及“速食”食品，经常会遇到这一问题。最初，这些产品的支出可能记录在“其他项”或者“别处未列项目”中，但一旦这些产品的支出额很大，就必须设立一个单独的类别。

按照目的分类

3.150 如果消费者价格指数编制者希望构建一个指标，以衡量满足特定需要的成本变化，那么适于采用以目的为基础的分类方法。《按目的划分的个人消费分类》在最高层次上按照目的进行分类，因此，《按目的划分的个人消费分类》中的12个大类都是目的性分类，大类以下的中类和小类是产品类型。换句话说，产品被划分到不同的目的下。因为存在多目的性产品（同一产品可以用于多种目的），如电力，另外还有混合目的（捆绑）产品，例如包价游包括了交通、住宿、膳食等，所以产品分类变得很复杂。

3.151 多目的的货物与服务。大多数货物与服务可以明确地划分到一个单一目的上，但是一些货物与服务似乎有多重目的。例如汽车用燃油，既可以用于交通工具类别中的动力汽车，也可以用于娱乐类别中的车辆，另外雪地车和自行车既可用于交通，也可用于娱乐。

3.152 在设计《按目的划分的个人消费分类》时，一个基本原则是将多目的货物与服务划归那些代表其最主要目的的项下。因此，汽车燃油被纳入“交通”项下。当各国间的主要目的存在不同时，首先要确定相关项目最具重要性的那个国家，然后将此项目列入能够代表这个国家主要目的的类别内。据此，雪地车和自行车都被划为“交通”项目，因为在其购买量最多的地区，这是它们的通常用途——雪地车购买量最多的是北美和北欧国家，自行车购买量最多的是非洲、东南亚、中国和北欧低地国家。

3.153 如，《按目的划分的个人消费分类》中的其他多目的项目有：在家庭以外消费的食物，被列在“宾馆与餐馆”项下，而不是“食物与非酒精饮料”项下；野营房车被列在“娱乐与文化”项下，而非“交通”项下；篮球鞋和其他日常运动鞋或休闲鞋被列在“服装与鞋”项下，而不是“娱乐与文化”项下。

3.154 国家统计人员如果认为另一种用途在他们国家更适合一些，就可能希望对多重目的项目进行重新分类。这种重新分类应当以脚注说明。

3.155 混合目的的货物与服务。单个支出有时可能包括捆绑性货物与服务，能够满足两个或更多的用途。例如，包价旅游项目包括交通、住宿及餐饮服务的支出，而教育服务可能包括医疗保健、交通、住宿、饮食、教材等支出。

3.156 对具有两个以上目的的支出实行逐个处理，旨在根据目的进行细分，以尽可能做到精确，并与获取数据的实际情况保持一致。因此，包价游支出被列在“包价游”项下，而不对各种目的进行区分，如交通、住宿和餐饮等。相反，教育服务的支出，应该尽可能分列在

“教育”、“医疗”、“宾馆与餐馆”和“娱乐与文化”项下。

3.157 其他两个混合目的的例子是：住院服务支出——包括医疗费用、住宿与餐饮支出；另一个是交通服务支出——票价包括用餐与住宿。这两种情况下，都不对各种目的进行区分。住院服务支出被列在“医院服务”项下，而包括住宿和餐饮在内的交通服务支出被列在“交通服务”项下。

消费者价格指数分类

3.158 在实际中，大多数国家对于消费者价格指数采用一种混合型分类体系，即在高层次上对支出根据目的进行分类，在低层次上根据产品进行分类。一些国家在高层次上对消费者价格指数进行目的分类是在几年前开发的，最初是要针对当时被认为是维持生存或“基本”生活标准所必需的货物与服务篮子，衡量其成本变化情况。因此，分类是根据消费需要，而“需要”可能有一些主观性解释——这取决于政治上的要求。

3.159 目前，要推荐的做法仍然是在最高层次上采用目的分类法，以下层次则按产品分类，但是要尽量采用近期开发的国际标准分类方法，必要时根据国家需要做出调整。换句话说，可以根据《按目的划分的个人消费分类》中的01大类到12大类，以及《产品总分类》的产品小类和细类来提供下两个层次的详细情况。

发布水平

3.160 如前所述，对已经发布的指数，如果进行重新分类，将给用户带来不便，应首先认真规划和开发分类方法，以尽可能避免出现以上情况。一方面需要在产品指数和权重方面，尽可能为用户提供其需要的细节；另一方面，需要保持一定的自由度，以便对较低层面（未公布）的分类进行重新调整，同时不对已公布的系列产生明显的影响，为此需要在两者之间进行权衡。

3.161 对于权重发布所在层面以下的项目样本，可以在重大权重调整期间对其进行修订。正如第九章中将解释的那样，也可以引入新的以及替代项目和种类，前提是它们能够纳入发布的现有权重内。一个主要的新产品，例如个人电脑，可以在进行重大权重调整时被引入，如果电讯类别中公布的最低层权重是电话服务的权重，则可随时引入移动电话。

《按目的划分的个人消费分类》

3.162 《按目的划分的个人消费分类》结构。个体消费支出的国际标准分类方法是《按目的划分的个人消费分类》。《按目的划分的个人消费分类》是一种功能性

分类，也用于《1993年国民账户体系》，它包含了三个机构部门发生的个体消费支出，即住户、为住户提供服务的非营利机构以及广义政府。个体消费支出是指给个人或住户带来福利的消费支出。

3.163 《按目的划分的个人消费分类》有14个大类：

- 第01到12大类包括住户的最终消费支出；
- 第13大类包括为住户服务的非营利机构（NPISH）的最终消费支出；
- 第14大类包括各级政府的个人消费支出。

分类具有三个层次：

- 大类或两位数层次，例如 01.食品及非酒精饮料；
- 中类或三位数层次，例如 01.1 食品；
- 小类或四位数层次，例如 01.1.1 面包与谷类。

3.164 12个大类涉及的住户包括47个中类和117个小类，在附件二列出。在小类以下，消费者价格指数编制人员必须根据其国家需要，再进行细分。当然，对于《按目的划分的个人消费分类》来说，如果保持其基本的高层结构，那么显然有利于其不同用途之间以及不同国家之间的可比性——如，《按目的划分的个人消费分类》可用于消费者价格指数、住户支出统计和国民核算总量等。

3.165 《按目的划分的个人消费分类》中的某些小类可能包括在也可能没有包括在大多数消费者价格指数内，或者不能直接从住户那里收集其支出数据。例如，《按目的划分的个人消费分类》中有一小类是自住业主的推算租金，可能不属于某些消费者价格指数的范畴。《按目的划分的个人消费分类》中还有一类是间接衡量的金融中介服务，因为现实中存在度量困难的问题，可能不属于某些消费者价格指数的范围。无论如何，在住户预算调查中，无法收集这些服务的支出数据。同样，《按目的划分的个人消费分类》还有一个中类是关于保险服务收费方面的支出，这可纳入消费者价格指数的范围，但不能运用住户调查来衡量。

3.166 产品类型。《按目的划分的个人消费分类》的大类被分为：服务（S）、非耐用品（ND）、准耐用品（SD）和耐用品（D）。这些辅助性分类为其他分析提供了条件。例如，可能需要估算住户拥有耐用消费品的存

量情况，在这种情况下，《按目的划分的个人消费分类》小类中确定为“耐用品”的货物为这类估算提供了基本要素。

3.167 如前所述，区分非耐用品和耐用品是依据该货物是只能使用一次，还是在超过一年的相当长时期内能够反复或连续使用。而且，像汽车、冰箱、洗衣机和电视等耐用品，具有相对高的购买价值。准耐用品与耐用品的不同在于，准耐用品预期的使用寿命尽管超过一年，但通常会明显短一些，并且其购买价格明显低一些。鉴于耐用品被赋予的重要性，以下将列出《按目的划分的个人消费分类》中定义的耐用品类别：

- 家具、室内陈设品、地毯和其他地面装饰品；
- 主要家庭用具；
- 房屋和庭院使用的工具和设备；
- 理疗器具与设备；
- 车辆；
- 电话及传真设备；
- 音像、图片及信息处理设备（记录媒体除外）；
- 主要娱乐耐用品；
- 个人保健电子器械；
- 珠宝、时钟及手表。

以下货物被列为准耐用品：

- 服装与鞋类；
- 家用纺织品；
- 小型家用电子器械；
- 玻璃器皿、餐具和家庭器具；
- 汽车备用件；
- 记录媒体；
- 游戏、玩具、爱好、运动和露营工具等。

3.168 《按目的划分的个人消费分类》的某些小类同时包括了货物与服务，因为现实中很难将它们分成货物与服务。当主要组成部分被认为是服务时，一般划归服务类（S）。同样，有些小类要么同时包括非耐用品和准耐用品，要么同时包括准耐用品和耐用品，在分类时，也是哪类物品最重要就归入哪类，也就是可以分别将其归为非耐用品（ND）、准耐用品（SD）或耐用品（D）。

附录 3.1 消费者价格指数与国民核算价格缩减指数

1. 本附录旨在解释消费者价格指数为何以及如何不同于各种用以缩减国民核算中住户消费支出的价格指数。人们对这两种价格指数之间差异的理解往往不够透彻。

住户的涵盖范围

2. 消费者价格指数和国民核算所涵盖的住户集合不一样，消费者价格指数的住户集合通常较小。国民核算中的住户消费支出包括所有住户的支出，包括相关国家或地区的常驻机构住户在常驻国家或地区之内或之外的支出。消费者价格指数往往包括相关国家或地区地理边界内作为住户或游客的住户所发生的支出或支付的价格。更重要的是，大多数消费者价格指数都刻意将其范围定义为特定的非住户住户群体。如，消费者价格指数可能将极富裕住户排除在外，或者，将其范围限于城市地区的住户或工薪阶层。

消费支出的范围

3. 消费者价格指数和国民核算所涵盖的支出集合不一样。消费者价格指数的支出集合通常较小。不管是从原则上讲，还是从实际的角度来看，对于大多数消费者价格指数来说，国民核算所包括的大多数非货币性消费支出都不在其范畴内，因为缺乏相关的数据。很多消费者价格指数包括业主自住房的设算租金，但却不包括自产自产农产品或其他货物的设算支出和价格——国民核算却纳入了这些项目。

时限

4. 大多数消费者价格指数是对两个时点之间或极短时间内（如，一周）的价格变化进行衡量。国民核算中的价格指数则用以缩减很长期间内（通常为一年）的支出总量。从概念上来说，通过对月度或季度消费者价格指数进行平均，而取得年度消费者价格指数时，其结果不太可能与国民核算中的年度价格指数一致。

指数公式

5. 消费者价格指数和国民核算所采用的指数公式不一样。在实践中，大多数消费者价格指数通常采用某种形式的 Lowe 价格指数，该指数采用的是较早期间的数量，而国民核算中的价格指数或价格缩减指数通常采用 Paasche 指数，Paasche 指数用以计算 Laspeyres 物量指数。这些差异是因为采用了不同的指数公式而引起的，如果消费者价格指数和国民核算都采用年度链接法，那么将能降低这种差异。

结论

6. 显然，在一般情况下，消费者价格指数与国民核算中价格缩减指数之间产生差异的原因有很多——如，住户和支出范围方面的重大差异、时限的差异以及所用指数公式的差异等。这些差异是合理的，它们是因两者的目的不同而引起的。当然，用于消费者价格指数的价格数据也可用以确定国民核算中细目一级的价格缩减指数，但基于刚才所述的原因，在总量一级，消费者价格指数和国民核算缩减指数可能迥然不同。

第四章 支出权数及其来源

导言

4.1 消费者价格指数通常以该指数所涵盖的消费货物与服务价格变化的加权平均来计算。权数反映货物与服务的相对重要性，依据其在住户消费总额的份额来衡量。给予每一种货物或服务的权数决定了其价格变化将对整个指数带来的影响。为保证透明度和方便用户了解该指数的信息，应对外公布权数。

4.2 权数取决于指数的范围，而指数范围又取决于该指数的主要用途。前两章已经较详细解释了消费者价格指数的用途与涵盖范围。因此，本章将关注权数的推算与编制，以及可能用来估算权数的数据来源。实际上，权数通常指住户对消费货物与服务的支出，不同于实际使用这些货物与服务来满足住户需求的情况。基于支出的权数适用于根据获取方法编制的消费者价格指数。前一章解释了消费者价格指数的获取法与使用法之间的区别。

4.3 然而，在业主自住房的特例中，很多国家采取了使用法而不是获取法。它们衡量住户消费的住宅服务流量的价格变化，而不是住宅的价格变化。本手册第二十三章将表明，对业主自住房采用使用法的一个重要后果是，其在整个消费者价格指数的权数将显著大于采用获取方法的权数。原因是自住业主消费的住房服务价值不仅包括所购买住房的折旧，还包括投资住宅资本的利息成本。在几年内，使用法给予业主自住房的权数可能是获取方法的两倍。更详细情况及解释可参见第二十三章。

消费者价格指数的权数结构

4.4 正如第七章与第九章将详细解释的那样，计算消费者价格指数一般分两阶段进行。在第一阶段，对每个基本分类计算基本分类指数。构建基本分类指数通过：(a) 收集每个基本分类的代表性价格的样本；(b) 计算样本的平均价格变动。在第二阶段，将基本分类的支出作为权数，求出基本分类指数的加权平均值。

4.5 基本分类通常是最小的货物与服务组别，其提供的支出数据用作权数。它们可能涵盖整个国家或者一个国家内的单独地区。同样，不同类型的商户，其基本

分类可能不同。基本分类的性质取决于环境与支出数据的提供情况。因此，不同国家对基本分类的定义可能有所不同。一般来说：

- 基本分类应由尽可能相似的货物或服务组别构成。
- 它们还应由预计具有类似价格变动特点的货物或服务组成，目的是要将基本分类内价格变化的离散程度控制在最小。
- 基本分类应适用于根据收集数据所计划的抽样体系，来作为抽样目的的分层。

4.6 消费者价格指数的基本分类结构在图 4.1 中显示，采用了第三章所描述的《按目的划分的个人消费分类》方法，当然，也可以采用类似的国民核算分类方法：

- 首先，全部消费者价格指数所涵盖的全部消费货物与服务被分为许多大类，如“食品及非酒精饮料”。
- 然后每一大类被分为很多中类，如“食品”。
- 每个中类进一步分为很多小类，如“面包及谷物类”。
- 每一小类可分为更具同质性的细类，如“大米”。
- 最后，如图 4.1 所示，根据地区或商户类型，可对细类进一步细分，以获得基本分类。在某些情况下，一个特定的细类可能不能够、或者不需要进一步细分，在这种情况下，细类就成为基本分类。

细类和基本分类不是《按目的划分的个人消费分类》本身的一部分，而是为用于消费者价格指数目的而对《按目的划分的个人消费分类》进行的更详细划分。

4.7 在每一个基本分类内，选取一到两个产品来代表基本分类内所有货物与服务的价格变动。例如，对于在北方地区超市销售的大米，其基本分类涵盖了所有种类的大米，从中选出速煮精米以及碎粒为 50% 以上的糙米作为代表性产品。当然，在实际中也可能选取更具代表性的产品。最后，对每一种代表产品，可以有很多能够收集价格的单个产品，例如特定品牌的速煮精米。同样，选取的抽样产品数量因代表性产品的性质不同而可能发生变化。

4.8 根据每一个基本分类中收集到的单个价格观察值计算基本分类价格指数的方法，将在第九章予以讨论，不是这里要马上关心的问题。可以依据基本分类价格指数计算该层级以上的其他指数，在基本分类层次以上的所有指数都被称为高层级指数，可以将基本支出总量作为权数，依据基本分类价格指数计算得

图 4.1 消费者价格指数的典型汇总结构



出。汇总结构是一致的，所以，基本分类以上每个层次的权数总是等于其分项之和。每一个较高层次总量的价格指数可以根据其分项（即较低层次的价格指数或基本分类价格指数）的加权和价格指数来计算。单个基本分类价格指数的可靠度并不一定要能够单独对外公布，但是它们仍然是所有较高层次指数的基石。因此，在基本分类层次以上，不会增加新的信息来计算消费者价格指数。

中类、小类和细类权数

4.9 中类、小类和细类的权数是它们在全部分支支出总额中的比重。它们通常来源于住户支出调查(HES)。这些调查也称为住户收支调查(HBS)。由于这些调查是

抽样调查，容易出现报告误差、得不到回答的误差或者出现的抽样误差，通常会根据辅助信息或其他方面的更多信息，对某些细类的这些估算比重进行调整或修订。

地区权数

4.10 在一个给定的细类中，地区权数显示该地区细类货物消费支出在全国所占的比重。例如，如果在整个新鲜水果消费中，60%的支出发生在北部地区，40%的支出发生在南部地区，那么，新鲜水果在北部地区的权数是 60%，在南部地区的权数是 40%。

4.11 一个地区也可能是一个地理区域，一个城市，或者是一组城市，具有一个特定地点或者一个特定规模。引入地区权数的目的是创造更多的同质实体，这些同质

实体可能经历相同的价格变化，并且有同样的消费格局。例如，城镇与乡村的消费形态与价格走势可能存在很大的差异。在一个联邦国家，可能需要区分不同的地区，因为管理或者政治上的原因，可能需要不同省或州的消费者价格指数。此外，在联邦国家中，各省份的间接税率可能不同，从而使价格走势出现差异。

4.12 地区权数可能主要来自住户支出调查，或者可能依据零售数据或人口数据进行估算。地区权数可能或不可能引入消费者价格指数，这取决于国家的大小与结构、数据供应情况、资源及指数意图等。

商户或商户类型权数

4.13 价格是从一系列商户或商户类型中收集的。有关商户销售额或市场份额的信息可能被用来构成特定地区或商户类型的基本分类权数。采用商户加权的一个优点是，它可能允许从超级市场或其他连锁商户集中收集价格信息。

基本分类权数

4.14 基本分类权数是根据支出小类或细类以及地区或商户类型得出的分层权数。例如，如表 4.1 所示，细类“新鲜水果”的支出可能被分为四个地区，每一地区有各自的权数。进一步假定已知或者估算 60% 的新鲜水果在超级市场上销售，40% 是在独立的商户销售，并且所有地区都拥有同样的比率。假定新鲜水果在整个国家消费者价格指数的比重为 5%。如果没有根据地区或商户进行细分，整个细类就成为基本分类，在总体指数中占有 5% 的权数。

表 4.1 关于细类“新鲜水果”按地区或商户类型划分的权数例子

	地区 权数	商户类型	
		超级市场 (60%)	独立商户 (40%)
北部	20	12	8
南部	40	24	16
西部	30	18	12
东部	10	6	4
总计	100	60	40

4.15 如果只有地区权数，而没有商户的权数，那么就将 5% 权数分布在四个地区，以获得四个单独的基本分类，每个地区获得一个基本分类。例如，北部地区的基本分类在全国总体消费者价格指数中权数为 $0.20 \times 0.05 = 1.0\%$ 。如果根据商户类型和地区进一步细分，那么每个地区由两个基本分类组成：一个是超级市场渠道，另一个是独立商户。比如说，新鲜水果在北部地区超级市场销售的基本分类占全国整体消费者价格指数的权数

为 $0.12 \times 0.05 = 0.6\%$ 。

数据来源

4.16 关于使用哪种数据来源以及如何使用问题，取决于对其各自优缺点的分析以及指数的主要目的。在大多数国家，计算权数的两个主要来源是住户支出调查和国民核算中对住户最终消费支出的估算。然而，可以从生产及贸易统计、政府部门、生产商、营销机构以及单个企业那里获得更多信息。这些额外信息对于最详细估算权数尤其重要。尽管一些来源可能已用于准备国民核算的估算，但它们可能提供国民核算编制机构所没有采用的更详细信息。

住户支出调查

4.17 由于住户支出调查的设计可能适用于多种目的，最好是确保调查设计也能够满足消费者价格指数的要求。主要的要求是，调查应该代表国内所有私人住户，不排除任何特定组别，并且应包括住户所有类型的消费支出。

4.18 住户支出调查可能包括消费者价格指数范围以外的支出，例如支付所得税、寿险保费、汇款、礼品或其他转移、投资、储蓄和偿还债务等。在计算那些作为估算消费者价格指数权数基础的支出比例时，应该从总额中剔除这些支出。消费者价格指数计划的范围与住户支出调查的实际范围可能存在着人口覆盖范围方面的差异，但是，如果住户支出调查是用于提供全部人口、而不是特定人口组别的结果，那么在得到的权数估算中，伴随发生的任何误差对消费者价格指数的影响都可能非常小。

4.19 全国食品调查是一种特别调查，其重点是收集家庭食品支出信息。这些调查对食品支出进行了详细的分析，可用于推算《按目的划分的个人消费分类》小类以下级别的食物基本分类权数。

4.20 依据住户支出调查，可为具有不同消费类型的地区估算具体权数。应将这些权数用于各自的价格指数，以计算有关地区的指数。

4.21 一般地，住户支出调查关于某些类别的支出数据可能不十分可靠，需要与其他数据来源进行对照。甚至某些类支出可能没有包括在住户支出调查内，所以必须采用其他来源进行估算。显然，消费者价格指数权数的可靠性将在很大程度上取决于住户支出数据的可靠性。由于住户支出调查是一种抽样调查，其估算值肯定具有抽样误差，对于小额或者不经常发生的支出，误差可能相对较大。估算质量还可能受到不回答以及低报某些类消费的影响。低报可能是影响住户支出调查最严重和常见的问题。一些

支出情况因为购买量小或者不寻常没有被报告，因此容易被遗忘。由于大额耐用品购买频率低，对其支出估算也可能存在问题。一些产品因为社会名声不好或者不合法（如毒品、酒精和烟草等），其支出没有被报告。如果没有对这些低报情况做出任何调整，结果将导致这些项目权数的低估，同时高估正确报告项目的权数。因此，在可能的情况下，在确定消费者价格指数权数时，应将住户支出调查与其他来源的统计数据进行比较或结合使用，特别是当住户支出调查的样本很小时。

4.22 为了消费者价格指数目的，最好是每年进行住户支出调查，这将使各国每年能够对支出权数进行修订和更新。对权数进行年度更新的一项好处是，一般会减少因使用不同指数公式结果得出的差异。正如第一章、第九章和第十五章所解释的那样，对于使用固定货物与服务篮子获得的 Lowe 指数，其任何偏差将不会累积到一个显著的幅度。

4.23 一些国家通过逐渐轮换样本来进行连续的住户支出调查。然而，如果年度调查采用足够大的样本，以提供消费者价格指数权数所需要的估算数据，成本可能非常高。因此，一些国家每十年或五年进行一次大规模的调查，可能也辅之以较小的年度样本。另外一些国家在几年内发布一个大的样本。对于连续几个年份的小规模调查，其平均结果可能会提供一套满意的年度估算值。通过这种方法，将权数计算为两年或三年期的平均支出率，还可消除短期的不稳定消费行为，如旱涝灾害、内乱、石油冲击，冬季异常温和或异常寒冷等影响。

4.24 应指出的是，一些国家可能采用电子收银机产生的扫描数据，在住户支出调查中尝试采用新的支出记录方法。例如，通过收集顾客支付现金后收到的打印条形码收据，冰岛住户支出调查事实上不给被调查住户增加任何成本，就准确获得了顾客在不同商户所购买各类货物信息。

国民核算

4.25 国民核算与消费者价格指数在消费范围与定义上可能存在差异，并且在住户参考总体上也可能存在差异。

4.26 第一，国民核算住户部门由所有居民住户组成，包括机构住户人员。而住户支出调查通常不包括永久生活在机构住户的人员，如退休所或宗教机构。如果消费者价格指数想要涵盖所有居民住户，那么，国民核算估算可用来调整住户支出调查数据。

4.27 第二，正如第三章所解释的那样，可能具有两个不同的最终消费总额概念，即国内最终消费总额和

国民最终消费总额。国内概念是指经济区域内的消费，包括来访外国住户的消费，但不包括居民住户在境外的消费。国民核算使用的国民概念指一国所有居民的消费，不论是境内还是境外消费，但不包括非居民的消费。住户支出调查通常只包括居民住户，可能包括也可能不包括居民住户在境外的消费，这取决于给予调查回答者的指示。

4.28 可以使用国户账户数据来提高住户支出调查中被低报产品的权数。请注意国民核算关于住户最终消费的数据通常依据住户支出调查统计和其他几项来源。这意味着国民核算估算值可以用来估算住户支出调查中往往被误报的消费类别的权数，当住户支出调查明显存在扭曲性的部分回答或全部无回答问题时，国民核算估算值也很有用。

零售数据

4.29 可按照地区和商户类型，提供广泛项目的零售统计数据。存在的一个缺点是，一些销售对象可能是参考总体以外的组别，可能是对企业部门或政府的销售。相应的购买不是住户私人消费的组成部分。一些销售对象可能是非居民，这些非居民可能不属于参考总体的一部分。此外，对于地区销售数据，必须铭记的是，可能包括向生活在其他地区的人员所销售的金额。

购买点调查

4.30 购买点调查可能提供用来估算价格权数的统计数据，因为它们允许对不同人群的购买模式进行分析。就住户购买的每一个项目，询问在每一个购买地点所花费的金额，以及这些商户的名称与地址。在此基础上，可以建立一个商户目录，同时可以获取对抽样住户销售的所有不同项目的总销售额。然后从该目录中获得商户样本，概率与销售额成比例。鉴于住户调查成本很高，而且住户支出调查与购买点调查具有交叉性，所以在综合调查中，可将收集数据的这两种活动结合起来，以得出支出和商户方面的详细数据以及分类指数所需要的有关住户的人口统计信息。

4.31 可以进行一个比较简单的此类调查，以获得根据商户类型划分的产品组权数。在这种情况下，应有意地对每类商户进行抽样。另外一种做法是，在未开展此类调查情况下，商户调查中根据商户类型获得的国民零售额统计可以用来估算按照商户类型划分的详细销售情况。

扫描数据

4.32 近几年来，一些国家已开始采用收银机数据来推算消费者价格指数权数。这些统计依据销售方数据库中以扫描数据形式保存的电子数据记录。这类扫描数据

集包括销售数量以及相应的价值总额。(收银机收据通常给出下列信息: 商户名称、购买日期与时间、购买项目情况、数量、价格和金额、付款形式, 以及有关的增值税额。) 将住户支出调查结果与从最大超市连锁店得到的相关扫描数据进行比较表明, 使用扫描数据能够增加权数的可靠性 (Guðnason, 1999 年)。这意味着可以更多地使用这些数据来修订消费者价格指数的权数, 并且其成本较低。但是, 应了解这些信息来源具有局限性。一是扫描数据不能与特定的住户类型相结合, 而住户支出调查的数据能够这样做。住户支出调查数据与销售方扫描数据的另一个重要差异是, 住户支出调查数据涵盖了从那些不使用这种技术的商户购买的货物, 以及那些不带扫描码的货物与服务, 而不论其售出地点如何。尽管使用电子数据记录的情况每年都在增加, 但零售市场有很大一部分并不使用扫描数据, 甚至是在电子化最发达的国家里。

人口普查

4.33 人口普查可以统计人口与住户的地理分布情况以及住户规模和构成的情况。这些统计数据在与地区层面住户支出的估算相结合后, 能够用来估算地区支出的权数——特别是当住户支出调查不能提供满意的精确估算时。在没有任何支出统计数据的情况下, 人口统计数据被用作确定地区权数的基础。这种对权数的估算通常必须假定所有地区每个人或每个住户的支出额相同, 并且必须忽视城镇地区与农村地区在消费水平和模式上通常存在巨大的差异。

权数的实际计算

4.34 一旦确定了参考总体以及货物与服务的涵盖范围后, 就必须推算权数。原则上, 这是一个相对简单的事情, 因为对于参考期间的参考总体来说, 可以将各种权数计算为相关支出在指数篮子内所有货物与服务总消费支出中所占的比率。但是, 在实际中, 计算权数没有那么直接, 而是包括一系列步骤。

非消费性支出

4.35 只有消费支出才与消费者价格指数权数有联系。正如第三章解释的那样, 社会保障缴款、所得税以及偿还债务等支出与消费者价格指数权数无关而应被忽视, 因为它们不属于消费支出。

次要支出

4.36 每一项基本分类包括了基本上同一性质的

产品组, 从中选取一个或一个以上代表性产品来定价。从现实角度看, 一些产品权数或许可以忽略不计, 实际上也不太可能收集到相应的价格。住户支出调查在很多情况下是获得详细权数的主要来源, 作为其观察对象的货物与服务种类通常比实际上能够收集到价格的项目要多很多。对于很次要的产品来说, 如果其价格对消费者价格指数几乎没有贡献, 那么可能不值得收集。

4.37 尽管可能决定不收集某种产品的价格, 但它继续保留在消费者价格指数的范围内。必须直接或间接地对某种价格变化做出假定或推算, 并根据支出额对其进行加权。这里有两个选择方法:

- 产品及其支出仍然保留在基本分类内——即使没有对其收集任何价格数据。整个总量的初级价格指数完全依据收集到的代表性产品价格来估算。这相当于假定产品价格变动率与代表性产品的平均价格变动率相同。
- 另一种方法是排除在该产品上的支出, 以减少基本支出总量的权数。这相当于假定被排除产品的价格变化与实际包括在指数内所有产品的整体消费者价格指数变化相同。

4.38 原则上, 消费者价格指数应涵盖其范围内的各类产品及其支出——即使是在没有收集某些产品价格的情况下。可决定从指数计算中剔除那些权数低于一定比例的组别 (如, 剔除权数低于 0.1% 的食品组、或者权数低于 0.2% 的非食品组)。可为食品项目确定一个较低的最低门槛, 因为这些产品的价格一般会表现出较大的波动性, 并且因为收集食品价格的成本通常较低。如果一个支出组别被剔除后, 其权数可能被重新分配到内容和价格走势相似的另一个支出组别内。或者, 其支出可能完全从权数计算中剔除。

难以定价的产品

4.39 在消费支出中, 可能有少数产品不能直接或者满意地衡量其价格或价格变动情况, 例如, 非法药品、个人招待会或聚会的餐饮和其他服务收费。即使不能获得可靠的价格, 但如果这些产品属于指数范围内, 也应包括在权数计算中。对难以定价的产品, 可选择的方法与次要支出使用的方法相同。

不同资源的使用与结合

4.40 在大多数国家, 计算权数的主要数据来源为住户支出调查。然而, 如前所述, 必须仔细审查住户支出调查结果, 并根据某些产品价格的低报和高报情况做出调整。通常策略是使用其他相关来源的补充信息来调

整住户支出调查的结果，以推算权数。

4.41 在国民核算数据能够提供可靠住户支出估算的国家，可以使用这些数据推算总量一级的权数。然后，可以利用详细的住户支出调查数据进行细分，或者调整这些权数。这样，就可以协调使用住户支出调查的详细数据和国民核算的总量数据，以计算权数。主要消费组别的权数可以依据国民核算一定细分层级的数据（比如说 70 个消费中类或小类）来估算。然后，通过将详细的住户支出调查消费组别用于国民核算消费中类或小类，来进一步分配这些权数。国民核算数据与住户支出调查数据的结合，确保了在主要消费组别层面，保持消费者价格指数与国民核算之间住户消费支出数据的一致性。

调整从住户支出调查中得到的权数

4.42 与大多数情况一样，从住户消费调查中获得的信息有一定的时滞——通常约 18 个月或更长——新权数将滞后于指数新的价格参考期，即引入新权数的时期。

4.43 可能需要对基于住户支出调查结果的估算进行调整，以考虑到从调查到引入新权数这一期间支出模式发生的任何显著变化。调整对象主要是那些在此期间重要性显著减少或增加的产品。还有一种可能是，住户支出调查没有某些产品的支出情况，因为这些产品是在开展住户支出调查后在市场上出现的。一个例子是移动电话及其相关收费，在很多国家，该项收费是 20 世纪 90 年代晚期新出现的一种重要支出形式。因此，必须对调查数据做一些必要的调整，以反映已经发生的变化。应根据从其他来源获得的信息（例如进口与零售统计），对这些新产品的支出进行估算，同时考虑到需要将企业与商业活动的支出排除在外。

权数参考期

4.44 权数参考期是指与被估算权数相关的时期。为用来获取权数的支出统计选择其所涵盖的时期很关键。一般来说，应选择足够长的基期，以能够包括一个季节性周期。而且，如果指数不是按年度链接在一起，那么被选择年份的经济条件应该也是比较正常或稳定的。为此，可能需要对一些值进行调整以使其常态化，并且防止作为信息来源的特定时期出现异常数据。权数参考期不应与价格参考期在时间上相隔太远。权数参考期通常是一个日历年。一个月或者一个季度的时间太短，不能作为权数基期，因为任何一个月份或一个季度很可能受到偶然性或者季节性影响。在一些情况下，单个年份的数据可能不充分，要么因为当时的经济状况异常，要么因为样本不够大。可能需要若干年的平均支出数据来

计算权数。采用这些方法的国家包括美国与英国。美国使用三年期的消费支出调查信息，英国的地区权数则采用三年期支出与食品调查数据的平均值，用于分层以及价格特别容易波动的有限产品组别。

4.45 在发生高通货膨胀期间，可以通过平均价值份额，而不是平均实际价值额，来计算多年期权数。平均价值额给予最近年份数据的权数过高。另一种选择是将每年的价值修正至一个共同的时期，然后对调整后的年度数据计算简单算术平均值。

4.46 由于权数参考期通常领先于价格参考期，支出权数可能需要更新价格，以考虑权数参考期至价格参考期之间的相对价格变动。权数的价格更新将在第九章第 9.95 段至 9.104 段更加详细讨论。

修订权数的必要性

4.47 大多数国家将消费者价格指数计算为特定商品与服务篮子的价值变化。本手册中所描述的这一类指数是 Lowe 指数，其特点与表现在第一章、第九章及第十五章做了解释。尽管消费者价格指数通常描述为 Laspeyres 指数，但实际上却通常不是 Laspeyres 指数。根据定义，Laspeyres 指数的货物与服务篮子属于价格参考期的货物与服务篮子，但是正如已经解释的那样，一个典型消费者价格指数则使用权数参考期的篮子，而权数参考期先于价格参考期。由于很多国家采用的固定货物与服务篮子在几年内一直不变，所以就产生了需要多长时间对篮子进行修订的问题，以确保它不过时或失去相关性。

4.48 短期内，消费者会根据相对价格的变化，改变消费模式，主要是在同一小类或细类产品中进行替换。在较长期内，消费模式还受到价格变化以外因素的影响。最重要的是，住户收入水平和分配的变化将使其对货物与服务的需求转向收入弹性较高的货物与服务。如，从长期来看，对支出行为产生影响的其他因素有：老龄化之类的人口统计因素，以及计算机使用增加之类的技术变化等。此外，新产品将会引入，而现有产品可能被改进或者变得过时。一个固定篮子将不能反映所有这些变化情况。

4.49 权数可能会因相对价格变动和长期效应而变得过时，或者对当前消费模式的代表性降低。正如第十五章所显示，随着权数持续时间的增加，Lowe 指数的偏倚可能上升。因此，在某个点上，可能适于采取更加近期的权数，以确保指数对消费者当前面临的价格变动进行合理加权。

更新权数的频率

4.50 1987 年关于消费者价格指数的国际劳工统计

学家会议 (ICLS) 决议建议, 应定期更新权数, 至少每十年进行一次, 以确保指数的代表性。然而, 2003 年国际劳工统计学家会议决议建议对权数进行更加频繁的更新, 比如每五年进行一次, 以保证其相关性。正在经历重大经济变革的国家, 其消费模式也会发生较快的变化, 应该更加频繁地更新其权数, 比如说每年进行一次。

4.51 一般地, 距离权数参考期的时间越长, 修订权数的需要越大。何时做出更新权数的决定, 在很大程度上取决于当前加权结构与参考年份加权结构之间的差异。每个项目相对重要性的变化可以通过支出调查结果来观察。如果这些统计数据是不定期获得的, 那么修订权数的频率可能需要视住户支出调查结果的情况而定。

4.52 每年采用新的权数后, 如果因为经济封锁, 或者极端有利或不利的天气等因素, 而使消费出现大的波动, 那么可能使指数出现向上偏离。一般地, 指数时间序列状况可能对所选择的权数参考期很敏感。如果可能的话, 最好使用一个“正常”消费期作为加权数据的基础, 并避开暂时性特殊因素起作用的时期。权数参考期内所有与消费性质有关的信息都应纳入考虑。

4.53 当权数在数年保持不变时, 目标应是采用将来可能变化不大的权数, 而不是准确反映某一特定时期活动的权数, 因为该时期活动可能在某种程度上是不正常的。

4.54 最好是每年对权数进行审查, 以确保其足够可靠和具有代表性。该审查可能限于分类指数层级及其主要部分的权数, 应检查加权参考期以来是否有迹象表明消费模式已经发生了重大变化。

4.55 一旦对加权模式进行更新后, 在计算采用更新后权数的新指数时, 应与旧指数有一个交叉期, 从而将两种指数联系起来。

分类

4.56 在获取权数过程中, 住户支出调查中确定的详细支出项目必须与消费者价格指数支出类别相对应。如果住户支出调查的类别与消费者价格指数的类别不对应, 必须对住户支出调查结果进行转换, 以适应消费者价格指数类别的要求。为此, 可以根据相关消费者价格指数的支出类别, 对相关住户支出调查的类别进行加总或者分拆。如果住户支出调查中使用的编码目录与收集消费者价格指数价格数据时所采用的相应项目目录相协调, 那么就能更加容易和更加可靠地完成这项转化。

4.57 为了国际比较目的, 货物与服务的分类计划在实际中应与联合国《按目的划分的个人消费分类》(见附件二) 保持一致。为方便估算和实施权数, 所用的分类方法最好与住户支出调查和其他统计(例如零售统计)使用的分类方法保持一致。为维持统计系统的协调性与国际可比性, 住户支出调查还应对消费类型使用与《按

目的划分的个人消费分类》一致的分类方法, 并且应有可能在收集零售价格和《按目的划分的个人消费分类》产品之间建立对应关系。另一个重要目标是分类体系采用的汇总结构应该满足用户的基本需要。

4.58 以使用《按目的划分的个人消费分类》为例, 分类方法具有以下结构层次:

- 中类: 《按目的划分的个人消费分类》中有 47 个中类;
- 小类: 对中类的细分;
- 细类: 加权后的最低分类级别, 并且通常是发布指数系列最详细的结构层面——它们是支出的组成部分, 并且在使用固定加权指数时其权数保持不变;
- 单个产品: 消费者价格指数篮子的最低层次, 即实际收集价格的单个货物与服务, 在该层次上, 在对加权结构进行两次主要修订的期间, 可以对消费者价格指数篮子的构成进行调整, 以反映产品供应和消费者行为的变化情况。

4.59 高层次指数是通过对较低层次指数按照分类结构渐次加权汇总而成。在指数权数调整之间, 权数在一个时期内(如一年、三年或五年)保持固定不变。

4.60 在指数中选择结构和权数在一段时期内固定的层级非常重要。选择相对较高层级的主要优点是, 可以根据需要对该层级以下的实际产品及价格样本进行调整和更新。可以在样本中引入新产品, 并根据更加近期的信息重新建立较低层级的权数。因此, 通过不断对代表产品样本进行审查, 增加了维护指数代表性的机会。

4.61 如果指数结构中选用的层次相对较低, 就减少了不断维持指数代表性的自由度, 因而更需要定期对指数进行审查和调整权数。在这种情况下, 更有理由对权数进行经常性调整。

需要特殊处理的项目

4.62 在确定权数时, 可能需要对一些产品进行特别处理, 如季节性产品、保险、二手货物、境外支出等。更详细情况请参考第三章、第十章和第二十二章。

4.63 季节性产品。可以采用各种方法来处理季节性产品, 例如:

- 固定权数法, 即在所有月份对季节性产品实行同一权数, 使用过季月份的虚拟价格。处理季节性产品的方法与其他消费品相同;
- 变动(或移动)权数法, 即对不同月份的季节性产品实施不同的权数。在这种方法下, 根据季节性产品在加权参考期不同月份的消费数量变化, 每月对其权数做出相应改变。但是, 至少应对某个层级的

总量采用固定篮子（即：固定权数）。

4.64 采用固定权数方法的主要优点是，它与用于其他货物与服务的方法相一致，并且与固定篮子指数公式一致。与移动权数法相比，固定权数法只反映月度价格变化，不反映数量变化。移动权数法的另一项弱点是，权数是依据权数参考期的月度季节性波动，而每年的月度消费波动可能不同。

4.65 固定权数法可能也存在弱点，其中一个主要弱点是，在新鲜水果或蔬菜不上市的月份里，必须对这些项目的价格和指数进行估算或推算（或者像一些国家那样，在不上市期间，必须冻结其价格和指数）。采用移动权数法不需要进行这种推算。此外，为年内所有月份确定的平均固定权数没有实际反映月度消费量。因此，如果价格与数量之间存在负相关，则指数可能存在上偏。

4.66 在根据固定权数法或者移动权数法选择衡量季节性产品的方法时，应根据所关注的问题来确定，也就是需要明确关注点究竟是月度变化还是长期指数变化。当主要兴趣是更长期的价格变化趋势时，采用年度篮子和年度支出份额比较合适。另一方面，如果重点是月度变化，那么给予每个月度价格比的年度权数，就可能不能代表连续两个月统计期间的实际交易情况。在后一种情况下，过季项目的月度价格变化可能因使用年度权数而被显著夸大。¹为满足不同用户需要，可能适于建立两种指数：一种用于衡量短期价格变化（采用变动月度权数），另一种是较长期指数（采用固定年度权数）。季节性项目问题将在第二十二章详细讨论。

4.67 保险。正如第三章有关保险部分所解释的那样，非寿险权数的确定要么根据缴付的保险费总额，要么根据隐含的服务收费。管理保险和提供保险服务的隐性服务收费是根据保费总额加上保险储备的投资收入，减去处理索赔过程中向保单持有人应付的金额来估算。²净保险费被定义总保费减去服务收费，换句话说，净保险费等于理赔额。净保险费和索赔额可以看作保单持有住户之间的转移或再分配。一般地，似乎适合根据服务收费来确定非寿险权数。这是住户为保险企业的服务所缴纳的估算额。然而，也存在根据保险费总额来确定权数的理由。这是一个还未达成共识的困难领域。

4.68 包括二手汽车在内的二手货物。正如第三章第 3.127 段至 3.129 段已经解释的那样，对于住户购买的旧耐用品或二手耐用品，其价格与新货价格一样包括在消费者价格指数内。然而，住户也同时出售使用过的耐

用品，如汽车等。如果二手货物的价格上涨，将不利于购买货物的住户，而有利于出售货物的住户。从加权的角度看，销售构成了负支出，意味着住户出售的旧货价格变化在消费者价格指数中具有负的权数。住户之间直接或间接通过交易商进行的二手产品购-销活动互相抵消（除交易商收取的差价外，见第三章），并且在消费者价格指数中不具有任何权数。但是，住户也可以从其他部门购买或销售二手货物。就整个参考总体而言，即就消费者价格指数涵盖的整个住户群而言，给予某个特定二手货物的权数是根据住户有关该二手货物的支出总额，减去对住户以外部门的购销收入。不存在这些购销活动总量上相互抵消的理由。例如，住户购买的很多二手汽车可能是从国外进口的。支出总额与销售总额的差异通常被称为住户的净支出。这是给予有关二手货物的权数。

4.69 然而，除二手汽车外，实际上不太可能估算其他二手货物的净支出情况，因为大多数住户支出调查不收集个人购销单个二手货物的收支比较数据，通常只收集销售二手货物的总销售收入。然而，该信息确实给出了这些交易在国民经济中的大概数量和重要性。这类二手货物交易量很小的国家在计算指数权数时可能忽视二手货物（二手汽车除外）。

4.70 因为用于购买二手汽车的支出通常很大，如果具有这方面的数据，则应包括在消费者价格指数篮子内。但是，在没有可靠数据的情况下，其权数可以附加到新车权数中。

4.71 大多数国家在估算消费者价格指数权数时，包括了二手货物的支出，但收集价格时则没有包括二手货物（因为每月对同样产品进行定价有难度，或者当二手货物不同时，难以进行合理的质量调整）。因此，假定新产品和二手货物的价格同向变化。

4.72 在二手货物销售量很重要的国家，并且二手货物的价格变化率不同于新商品价格时，需要为二手货物制定单独的权数。如果调查时询问二手货物与新货物的支出情况，那么可以从住户支出调查中获得这些信息——至少是一些主要耐用品的信息。

4.73 境外消费与非居民消费。如果目的是要构建一种能够代表给定国家或地区价格变化的指数，那么加权体系必须反映居民住户与非居民住户的购买情况。在实际中，可能很难估算境外或其他地区游客在购买总额中的比重，但在外国游客占主要经济活动的地区，则可以对某些商品的购买情况进行估算。必须使用住户支出调查以外的来源，以确保权数内包括了外国游客支出，并反映了国内居民或非居民住户对消费货物与服务的全部购买情况。这些来源可以是国民核算，也可以是商业销售统计。

4.74 当指数的主要目的是要衡量居民人口所经历的价格变化时，则权数应包括居民在国外的支出。这将

¹ 例如，西红柿在季节初期的价格变动影响可能在广义指数中被夸大。同样地，其在高峰月份的影响则被低估。

² 在国民核算中，总保费额加上投资收入，再减去估计的服务收费，被称为“净保费”。根据定义，“净保费”等于应付的理赔额，这两种流量都应看作保单持有住户之间的转移或再分配。“净保费”不视为支出。

要求通过住户支出调查收集在境外的支出数据（例如，度假时在宾馆和饮食上的支出，以及耐用品、医疗和教育支出等）。构建涵盖境外支出指数的可能途径是：

- 在居住国以外收集价格信息；
- 对于居民在其他国家采购的产品种类，适当采用其他国家统计局部门提供的分类指数；
- 建立居民小组，该小组将报告其在境外购买的价格信息。

4.75 鉴于住户支出调查在提供可靠境外支出数据上的局限性，以及构建一个境外支出指数在实际中遇到的困难，权数可能必须依据没有按照获取地点调整的支出调查，并且可能只收集到在国家经济领域内获取的货物与服务价格情况。这种方法假定在境外获取的货物与服务价格变动情况与国内获取的货物与服务价格相同。

加权误差

4.76 如果所有价格以同样方式变化，那么权数就

不起作用。另一方面，商品间的价格行为差异越大，权数在衡量总量价格变化中的作用就越大。

4.77 权数方面的微小变化通常对消费者价格总指数的影响很小。特定分类指数权数的误差是否重要取决于该分类指数的变化是否不同于消费者价格总指数的平均变化。一般地，分类指数的权数越大，该指数中能够容忍的误差百分比就越低。同样，当相关项目的相对价格变化率上升时，权数的容错率则下降。最后，同样很明显的是，尽管加权误差可能对总体指数没有大的影响，但细类的加权误差可能很显著。澳大利亚的经验表明，即使是拥有相对较大权数的项目，也能够容忍权数中 20-30% 的误差（澳大利亚统计局，2000 年）。根据欧盟统计处的研究，消费者价格指数对权数变化相当不敏感。但欧盟统计处也建议开发质量控制程序，以监测价格变动背离总体指数变化的项目权数（欧盟统计处，2001 年）。关于分类指数以及总指数加权误差的影响问题，Rameshwar（1998 年）已经讨论过。

第五章 抽样法

导言

5.1 一个国家的统计机构为计算消费者价格指数而收集价格的方法是抽样调查。事实上，在许多国家，这项工作包含多种不同抽样调查，其中每项抽样调查涵盖一组不同的指数商品子集。本章首先将阐述一些抽样调查的一般概念。这些概念在分析具体的抽样调查时（如为计算消费者价格指数而收集价格）可用上。

5.2 概念之一是目标数量，如消费者价格指数。目标数量是根据下列因素界定的：

- 由有限单位（如商品）的总体组成的全域；
- 针对全域中各单位而界定的一个或多个变量（如价格和数量）；
- 将全域中所有单位的变量值转换成单一值（即参数）的公式（如 Laspeyres 指数）。

人们感兴趣的是参数的值。

5.3 全域通常含有三种维度。商品维度包含购买的所有商品及类别。地理与商户维度包含了一种商品的全部销售地点与出售渠道。时间维度包含了指数所涵盖期间的所有子期。本文将不会过多地说明时间维度，因为一般短期价格变动较小。而且，时间的问题也可在确定抽样商品与商户的细节时一并考虑。

5.4 本章假定，商品维度和地理与商户维度在指数所涵盖的时期内是静态的。换句话说，本章假定全域中的商品与商户在两个时期内是相同的，或者新旧商品或商户的替换是一一对应的。有关全域动态变化的复杂性，请参见第八章（第八章将阐述替换、重新抽样及质量调整等问题）。

5.5 为什么只进行单位抽样呢？首先，要收集所有商品及商户的价格不仅不大可能，而且成本极大。同时，如果因为调动了具有更高专业化水平、训练更有素的数据收集员而可减少使用的单位数量的话，那么数据质量就可能会较好。而且，完成这项工作所需的时间也较短。

5.6 概率抽样是指在每个单位（商户或商品）都具有已知的非零被选中概率的前提下进行的抽样。例如，在每家商户被选中概率相等的前提下，利用营业登记簿随机择用商户。不过，长久以来，非概率抽样法一直是为计算消费者价格指数而择用商户或商品的主要方法。

代表性项目法是择用商品的常用方法。其他方法还包括排除抽样和定额抽样（见下文）。此外，还可以同时使用两种抽样法；例如，利用概率抽样法择用商户，同时根据代表性项目法择用商品。

5.7 在做出抽样决定之后，还需要考虑这样两个问题：如何选择样本，及如何利用样本来估算参数值。前者是对抽样设计的选择，后者则为估算程序。下面，我们首先谈谈抽样设计。

概率抽样技术

5.8 本节将阐明一些对于价格指数具有重要运用价值的抽样调查概念和技术。本节将主要说明可直接运用于价格指数的抽样调查概念。至于这一课题的全面论述，请查阅相关教科书。这类教科书有很多，如 Särndal、Swensson 和 Wretman（1992 年）或 Cochran（1977 年）。

5.9 抽样调查理论把全域视为由 N 个有限观察单位（ $j=1, \dots, N$ ）组成的整体。因此，抽样即指在赋予每个单位一定包含概率（ π_j ）之后，从 N 个观察单位中挑选出 n 个单位。就价格指数而言，有两种抽样设计特别值得注意。

5.10 简单随机抽样和系统化抽样中各单位的被抽概率是相等的，即 $\pi_j = n/N$ 。在简单随机抽样中，所有单位均是通过随机机制而择用的。在系统化抽样中，抽样单位是对框进行等距择用而形成的，其中只有第一个单位是随机选择的。这些方法通常是在各个单位具有相对同质性的情况下才建议使用的。

5.11 在按照概率与规模成比例抽样（按规模比率抽样）中，包含概率与某些辅助变量（ x_j ）是成比例的，因此， $\pi_j = nx_j / \sum_{j=1}^N x_j$ 。这里，那些该比例大于一的单位将全部被选中，而其余单位的包含概率则需加以计算。

5.12 全域可划分为层（层的符号为 $h=1, \dots, H$ ）。每层共有 N_h 个单位。这里， $\sum_{h=1}^H N_h = N$ 。分层的目的是为了把那些在某种意义上具有同质性或便于管理（如地点接近）的单位归入同一个组。每一层代表一个微型的全域，可进行独立抽样。就消费者价格指数而言，具体做法是按基本总量分层。在本章的余下部分，我们将说明单一分层的抽样——该分层与基本总量对应，并

将去掉下标 h 。

概率抽样在消费者价格指数上的运用

5.13 抽样框是全部列出全域中 N 个单位或其中大多数单位的一个清单。如果它包含了全域以外的单位或完全相同的单位，那么该框就会存在涵盖面过大的问题。而如果该框没有包含全域中某些单位的话，它就会存在涵盖面不足的问题。

5.14 商户的抽样框包括：

- 营业注册簿。营业注册簿应记载了零售业者的地址。这一信息应定期更新。如果注册簿含有某种衡量规模的尺度（如营业额或雇员人数），这将有助于进行 pps 抽样，该尺度也将被纳入全域参数之中。
- 电话簿（“黄页”）。电话簿一般不含规模尺度，因此只能用来进行简单随机抽样或系统性抽样。有时候，如果我们通过非正式方法了解到不同商户的重要性，就可据此将全域细分为两个或多个层次，再从较重要的分层中抽出较大的样本。
- 地方政府及企业组织之类的档案可用于地方市场之类的抽样，这对发展中国家尤其重要。

5.15 商品维度的抽样框包括：

- 由批发商提供的显示了前期销售额的商品清单。显然，商品销售额可作为加权与概率与规模成比例抽样的一个尺度；
- 各商户的商品清单。价格收集员也可自己根据货架上的商品列出一个商品清单，而货架面积则可作为 pps 抽样的一个尺度。

概率与规模成比例抽样技术

5.16 按概率与规模成比例抽样方法不止一种。我们可根据样本的固定性或随机性把这些方法归为两大类。对于消费者价格指数而言，预先固定样本的大小显然是可取的，因为每一层的样本通常较小，这样如果样本大小是随机的话，就存在样本空缺的风险。因此，下面我们将说明两种可提供固定的概率与规模成比例抽样样本的方法。

5.17 系统化的概率与规模成比例抽样法。本方法最好以一个例子来说明。表 5.1 显示了如何从 10 家商户抽出含有 3 家商户的样本。这里，雇员人数为规模尺度。表中列出了累计规模与包含区间。本例之尺度的总数（即 90）除以样本的大小（3），即得出抽样区间为 30。然后，在 1 和 30 之间选一个随机数（电子制表软件 Excel 设有随机数函数）。假定我们选的数字是 25，那么，该样本

即由包含区间涵盖了下列数字的商户组成：25、25+30 及 25+2×30。

表 5.1 根据概率与规模成比例抽样法从 10 家商户中抽出 3 家商户的系统性样本

商户	雇员人数= x	累计 x	包含区间	凡起点为25的商户，均纳入样本
1	13	13	1-13	
2	2	15	14-15	
3	5	20	16-20	
4	9	29	21-29	X
5	1	30	30	
6	25	55	31-55	X
7	10	65	56-65	
8	6	71	66-71	
9	11	82	72-82	
10	8	90	83-90	X

5.18 系统化抽样的操作比较简便。但如果框存在涵盖面过大的问题，那么，其样本的大小就不会是预先设定的。假如我们在初次走访这些商户时，发现第 6 家商户并不销售商品样本中的任何商品。这样，该样本就只剩下两家商户。我们要么接受这一结果，要么就选一个商户补上，但后者并非通过基本抽样程序而决定的。而且，该样本还取决于商户或商品的排列顺序。这一点可能很重要，如果排列顺序与尺度大小相关的话，就更是如此。

5.19 序列概率与规模成比例抽样法。这是较新的一种概率与规模成比例抽样法。Rosén（1997 年 a、1997 年 b）为该方法奠定了理论基础。具体而言，为每个抽样单位设定介于 0 和 1 之间的统一随机数 U_i 和变量 $z_i = nx_i / \sum x_i$ （这里 x_i 为尺度变量），并根据这两个变量的函数计算序列变量。然后，对全域中的单位进行升序排序，其中序列变量值最小的 n 个单位即组成一个样本。序列变量 Q_i 的两个重要例子是：

- 有顺序的概率与规模成比例抽样： $Q_i = U_i / z_i$ ；
- Pareto 概率与规模成比例抽样： $Q_i = U_i(1 - z_i) / z_i(1 - U_i)$ 。

5.20 表 5.2 将具体说明这一方法。本例中的全域同上，而抽样为 Pareto 概率与规模成比例抽样。这里我们已根据序列变量对全域作了升序排序。第一个样本由第 6、第 1 和第 8 家商户组成。现在假定我们发现，把第 1 家商户纳入该样本是不恰当的。于是，我们在样本中排除该商户，再把排第四位的单位（第 9 家商户）纳入该样本。由此可见，序列概率与规模成比例抽样与大小固定的样本很容易结合，并比系统化

抽样更灵活。

表 5.2 根据概率与规模成比例抽样法从 10 家商户中抽出 3 家商户的 Pareto 样本

商户	x_i	U_i	Q_i	样本
6	25	0.755509	0.036943	X
1	13	0.198082	0.207721	(X)
8	6	0.915131	0.310666	X
9	11	0.277131	0.346024	X
10	8	0.834138	0.380468	
7	10	0.709046	0.412599	
4	9	0.46373	0.580264	
3	5	0.500162	1.25	
5	1	0.067941	1.836435	
2	2	0.297524	2.926051	

5.21 然而，以上两种序列抽样法均不能完全算作概率与规模成比例抽样法，因为实际包含概率与理想包含概率有所不同。不过，Rosén (1997 年 b) 的分析表明，就估算均值与方差而言，它们基本上可算作概率与规模成比例抽样。就价格指数而言，如果存在因涵盖面过大而引起样本替换的话，上述结论仍是成立的。Pareto 概率与规模成比例抽样略优于顺序概率与规模成比例抽样，因此应当是首选。

5.22 目前，瑞典计算消费者价格指数工作的很多方面都使用了序列概率与规模成比例抽样法，如：

- 根据营业注册簿对商户抽样（规模尺度为雇员人数+1）；
- 根据主要零售连锁商户的数据库进行商品抽样（规模尺度为历史销售额）；
- 根据汽车注册簿进行汽车型号抽样（规模尺度为参照期间所注册的汽车数量）。

5.23 《瑞典统计》(2001 年) 对这些做法作了进一步说明。Rosén (1997 年 b) 的分析表明，Pareto 概率与规模成比例抽样和系统性概率与规模成比例抽样是两种最佳的概率与规模成比例抽样法。Pareto 概率与规模成比例抽样法允许对估算精确度作一个客观的评估。但就最终精确度而言，在有的情况下，Pareto 概率与规模成比例抽样法最佳，而其他情况下系统性概率与规模成比例抽样法则最佳。因此，对这两者的选择将取决于判断及具体抽样的实际需要。由于序列概率与规模成比例抽样法在处理框缺陷方面具有很大灵活性（这对于消费者价格指数很重要），因此，在所有按概率与规模成比例抽样法中，我们首先推荐这一方法。

美国劳工统计局使用的抽样方法

5.24 美国劳工统计局在选择样本的各个阶段均使用了概率抽样法。在最后一个阶段，美国劳工统计局在选择各商户的个别商品项目时，根据此种项目的销售额，采用了近似于按概率与规模成比例抽样的方法。为此，美国劳工统计局的实地代表可任选下列一种方法，来确定销售额比例（美国劳工统计局，1997 年）：

- 直接向被调查者索取这些比例；
- 根据被调查者提供的信息，按销售额的重要性对各分组及产品项目排序，然后再直接计算这些比例或使用预定的比例；
- 在适当情况下，根据货架面积估算这些比例；
- 使用均等概率。

5.25 美国劳工统计局指出，该方法的优点在于，在没有其他类似方法的情况下，该方法可确保概率抽样法之客观性与有效性。它还允许对各商品项目层做出较宽松的界定，这样，在各地收集价格时，就不必使用完全相同、界定详细的商品组合。商品品种多了，可大大减少方差的项内成分，降低地区之间价格移动的关联性，以及减少维持一定方差所需要的样本量。

5.26 该方法的一个潜在缺陷是，如果衡量销售额的时期非常短，该时期可能正巧出现暂时降价的促销活动。这样，暂时降价的商品可能得到很高的包含概率。由于这一价格的升幅一般高于其平均值，这样我们可能会高估了偏差。因此，有必要在首次价格收集之前对商品提前抽样，或者根据前一期的销售额进行抽样。Okamoto (1999 年) 强调了这一做法对日本的重要性，因为日本的价格波动似乎很常见。

非概率抽样技术

5.27 现代统计抽样理论侧重于概率抽样。概率抽样法作为所有统计调查（包括经济调查）的标准方法而得到大力推荐。但大多数国家的价格指数仍主要依赖于非概率抽样法。因此，分析一下这一现象的理性与非理性原因，或许有助于提高我们的认识。在下一节中，我们将逐一说明多种可能的原因，然后，再阐明一些非概率抽样法。

使用非概率抽样法的原因

5.28 缺乏抽样框。商品维度通常存在这个问题，但对于商户维度而言，情况就好一些，因为至少有一些国家（特别是西欧、北美和大洋洲国家）的营业注册簿或电话簿就提供了一个抽样框。另一个可能是在少数城

市或地区建立专门的抽样框，并在第一阶段将其作为群体进行抽样。注意，如前文美国劳工统计局的抽样程序所示，就商品而言，一个商户在作为群体抽样之后，其所展示的商品类别就提供了一个自然的抽样框。因此，没有抽样框并不是不使用概率抽样法的一个好理由。

5.29 非概率抽样的偏差可忽略不计。对于汇总程度很高的指数而言，这一说法有一定的实证依据。Dalén (1998年b)与De Haan、Oppendoes和Schut (1999年)均模拟了对项内组商品的排除抽样。Dalén在分析了约100组超市销售的商品后，发现许多商品组的分指数均存在较大的偏差。不过，在汇总之后，这些偏差几乎相互冲抵了。De Haan、Oppendoes和Schut运用扫描机数据，具体分析了三类商品（咖啡、尿布及卫生纸）。其研究表明，虽然其中每一类商品的偏差都较大，但其均方误差（界定为方差加上偏差的平方）通常比按概率与规模成比例抽样法的均方误差更小。这些偏差有正也有负，可被视为支持Dalén理论的实证。然而，商品组较大的偏差仍令人担忧。Dalén与De Haan、Oppendoes和Schut报告了许多指数点的单一商品组的偏差。

5.30 需确保能对样本进行一段时间的监控。如果运气不佳，那么我们使用的概率样本可能出现一种情况，即一个商品在纳入我们的样本后就从市场上消失了。这样，就存在一个替换的问题，而这本身也有偏差的风险。反过来看，寿命期短的商品，其价格变动可能不同于寿命期长的商品，而且可能是市场的重要组成部分。因此，排除它将会造成偏差。

5.31 基期的概率样本不是本期的恰当概率样本。第八章还将讨论这个问题。的确，概率抽样对偏差的保护在很大程度上被后来的非概率替代需求摧毁了。

5.32 必须在有价格收集员的地方收集价格。这一说法仅适用于地理抽样。在价格收集员的住家附近收集价格，其成本当然更低，而且，如果每次收集新样本都要重新招聘及解散一批价格收集员的话，不仅很困难，成本也高。这个问题可通过在全国范围内更好地分配价格收集员而加以解决。而具体的做法之一，是在国家统计局部门建立起一支职业化、地理位置分散的调查队伍，让他们同时负责多项调查工作。另一个方法是，把那些变化速度很慢的城市或地区作为第一阶段的样本。

5.33 样本太小。有时候层化太细，以至于最后一层只可容纳一个非常小的样本。随机选出1至5个单位所组成的最后一个样本，有时可能是偏斜的或不具有较好的代表性。但是，如果不需要公布这一小层的指数，这个问题也不大。小的、低层样本的偏斜会在高层相互抵消。样本太小的说法，对于同时用于大多数后期抽样的第一阶段群体（地理区域）而言更有道理。

5.34 抽样决定需由一个组织的低层做出。如果价

格收集员不很精通统计学，可能就很难进行现场概率抽样。但如果统一提供的商品单涵盖了一个商户里的一种或多种商品（或价格）的话，就需要进行这种抽样。美国（美国劳工统计局，1997年）的实地代表正是进行的这种抽样。瑞典在其对日常必需品的统一抽样说明中连商品的种类及包装大小都作了明确的规定，这样就不需要对商户进行抽样。但如果其他国家不具备这两个条件的话，那么，要对商品进行完全的概率抽样就会更困难。

5.35 在某些情况下，使用非概率抽样方法是有道理的。下面，我们将介绍两种非概率抽样法。

排除抽样

5.36 排除抽样指的是选择 n 个最大的抽样单位，并全部排除其余的抽样单位。这里，“大”的定义涉及到与目标变量高度相关的某种尺度。“截止”一词则是指择用与排除之间的临界值。

5.37 抽样理论显示，一般而言，排除抽样得出的估计式并非是无偏的（见下文第5.51至5.60段关于偏差与方差的讨论），这是因为小单位的价格变动可能与大单位存在系统性的差别。按规模层化或按概率与规模成比例抽样也有这样一个优点，即既全部包含了那些最大的单位，同时仍使所有单位有非零的被包含概率。

5.38 如果衡量误差的标准不是最小偏差，而是最小均方误差（=方差+偏差的平方），那么，由于排除抽样的任何估计式的方差均为零，这样在方差减幅可完全冲抵小偏差的情况下，排除抽样或许是一个不错的选择。De Haan、Oppendoes和Schut (1999年)的分析表明，对某些商品项目组而言，这可能的确是一个不错的抽样法。

5.39 在多阶段抽样设计中，某个阶段的样本通常只能包含极少数单位。单位数较少有时会造成衡量上的困难，而且方差也较大。因此，就可能需要把价格收集局限于那些最大的单位。

5.40 我们还可以使用这样一种混合抽样法：一部分为确定的分层，一部分为概率抽样层，外加一个较低的截止点（在该截止点以下的所有单位将不被抽样）。在实际运用中，当全域中“截止点以下部分”不是很重要或较难衡量时，这种混合抽样法便是最常用的抽样法。

5.41 在计算消费者价格指数时，还有一种类似排除抽样的特殊方法，即由价格收集员根据统一定义选出各商户销量最大的商品。如此形成的样本只含有（每个商户的）一个抽样单位。排除抽样的规则取决于个人判断，不在于精确，因为精确的规模尺度很少。在所有对商户进行的依赖于样本大小的抽样中，从长远角度来看待样本大小很重要，这样就不会把因短期削价而暂时出

现的高销售量当作规模尺度。这些商品价格在未来短期内的涨幅会大大高于其所代表的商品组的价格涨幅，从而严重高估了偏差。

定额抽样

5.42 许多商品组都具有高度异质性，即使是商品数量较少的商品组也是如此。许多次小组的价格互不相同，不同特征的小组之间的价格也各异。而在每个商品组内也可能存在不同的价格变动。因此，以一种商品或几种定义很具体的商品来代表一个小组的做法，可能会不必要地造成极大的偏差风险。

5.43 定额抽样的定义是，从许多已知特征（如商品次小组、商户类别、及地点）来看，选定样本的比例性与全域相同。抽样单位是根据个人判断而选择的，其原则是最终样本的组成符合限额标准。

5.44 下面我们举例说明一下定额抽样这一概念。假定我们需要一个含有 20 种度假计划的样本。我们知道，在全域中 60% 的假期是去西班牙度过的，30% 的假期是去希腊度过的，10% 的假期是去葡萄牙度过的。在旅游团体中，70% 的团体由两个成年人组成，20% 的团体由两个成年人和一个小孩组成，10% 的团体由两个成年人和两个小孩组成。在样本中，20% 的团体住二星级酒店，40% 的团体住三星级酒店，30% 的团体住四星级酒店，10% 的团体住五星级酒店。有了这些信息后，我们就有可能设计出一个含有这些比例的样本，而这一样本也成为自行加权的样本。注意，上述比例反映的是数量，而不是值。我们可能还需要对其加以调整（具体情况将根据使用的初级汇总公式而定）。

5.45 定额抽样法要求对整个抽样过程进行统一管理。因此，该方法在某些情况下可能受到局限。在实行地方价格收集的情况下，管理定额抽样体系会更困难，但还不是不可能的。这要把价格收集员按小组划分，并让每一组承担略为不同的商品择用任务。与其他非概率抽样法一样，定额抽样的一个局限性是无法确定其估算值的标准误差。

代表性项目法

5.46 这是计算消费者价格指数的一个传统方法。中央统计办公室负责开具一份商品品种单，并指明商品品种的规格。对品种规格的描述可能很具体，即对价格收集员可选用的商品做出详尽的说明。对品种规格的描述也可能比较概括，这样价格收集员就可自由择用本地的畅销品种。

5.47 详细描述品种规格的做法在某种意义上与前文的定额抽样法正好相反。除非品种单中的商品品种非

常多，否则该方法的代表性就会受到不利影响，因为在商品品种单中未提及的商品均将被排除在消费者价格指数之外。该方法的另一个缺点是，商户的很多商品可能被遗漏掉，从而缩小了有效样本。该方法主要优点在于其简明性。对样本实行中央统一控制也较容易。质量调整的问题也可由中央统计办公室决定，但这不一定是件好事。

5.48 概括性描述品种规格的做法可允许价格收集员根据当地实际情况对样本进行调整，因此，这种样本一般具有更高的代表性。不过，如果把该方法与“最畅销”的标准结合起来的话，那么其样本就会存在系统性的问题，即不能充分代表名气小一些的品牌及那些可能由少数群体购买的重要商品。

抽样时间

5.49 消费者价格指数的参照期通常是某一个月，其间价格并不是恒定的。这就存在抽样时间的问题。这个问题通常被回避了，比如把一个月的 15 号或 15 号前后的日子作为衡量价格的目标日期。某些价格（如电影院和剧院的票价以及餐馆的价格）还受到在一星期哪一天的影响。不过，这些细节可纳入商品规格明细单之中（如指定使用平日晚间价格），而不需要在抽样时考虑。

5.50 据了解，目前没有任何国家在使用随机时间抽样法。一些国家使用的方法是根据某些规律在几个星期内分批收集价格，如每星期收集一个不同地区或不同商品组的价格。在有的情况下（如新鲜农产品），一些国家还使用了比月度更频繁的定价方法。至于这些做法的优缺点，目前尚未形成任何系统性的定论。第六章将阐述分期收集价格的一些更实际的问题。

抽样方法的选择

5.51 本节将说明抽样方法的决定如何可取决于一个国家的具体因素。首先，我们来谈谈样本大小的问题。

5.52 样本大小。样本估算的最终精确度只取决于样本的大小与配置，而不取决于一个国家的大小。因此，从这个意义上讲，大国并不需要更大的样本。如果我们对价格变动的地区差异感兴趣，而且展示一个指数所需的商品细分程度很高的话，那么就on需要更大的样本。当然，大国编制消费者价格指数的预算可能更多，因此大国具备使用更大样本的条件。

5.53 偏差（这不是第 5.61 至 5.64 段所阐述的抽样偏差）及样本误差分析表明，消费者价格指数中的偏差问题比抽样误差严重得多。因此，在预算数额一定的前提下，那些在替代、重新抽样及质量调整等方面受到了

更好监控的较小样本，在很多时候可能会得出质量更高的指数。在某些国家，地方价格收集的资源是固定的，因此，把这一资源转移到中央统一的分析工作上面就比较困难。不过，尽量把地方资源用于高质量的价格收集工作，而不仅仅为了获取许多观察值，仍是可取之举。第六章将进一步阐述价格收集的质量问题。

5.54 不同国家的月度样本大小相差很大，有的有几千个单位，有的有几十万个单位。通常，传统习惯而不是对精确度要求的理性分析，才是造成这些差别的更主要的原因。那些使用很大样本的国家通过重新配置其总体资源或许可以从中受益。

5.55 价格收集员的地理分布。价格收集员抽样的地点离家越远，抽样成本就越高。如果价格收集工作只集中在少数几个大城市的话，就难以对其他地区的商户进行抽样。应当记住，农村与城市的通胀率可能大不相同。因此，如果没有同时收集到农村与城市的物价的话，就会对取得最佳的全国平均通胀率造成不利影响。为此，应至少从农村取得一个小样本。这样，通过把被抽样的商户集中到离价格收集员较近的地方，仍能节省大部分资源。

5.56 价格收集员的专业水平。价格收集员如果具备良好的教育，就能执行更复杂的抽样计划（如对商户进行按概率与规模成比例抽样）。否则，就只能使用较简单的抽样法。

5.57 中央统计办公室的抽样指导。概率抽样的工作需得到中央统计办公室在方式方法上的指导。

5.58 同质性与异质性商品组。代表性项目法更适合对同质性商品组进行抽样。对异质性商品组而言，采用该方法，可能会遗漏商品全域中某些价格变动不同的重要部分。

5.59 抽样框及其质量。概率抽样需有抽样框，但不一定非得要全国性的抽样框。通过在第一阶段进行地理群体抽样（这里的抽样框仅为一张地图），我们可利用电话簿或本地点查表得出每个抽样群体中相关的商户名单（这是英国的做法）。美国在计算全国消费者价格指数时也使用了这一方法来选择样本中的城市地区（Dippo 和 Jacobs, 1983 年）。

5.60 扫描数据。本章所讨论的是这样一种传统现象，即由地方和中央收集价格数据，然后再分别输入中央数据库。在可通过电子方式收集价格与数量信息的情况下（如商户的扫描数据），抽样工作就可能有所不同。有了扫描数据，就不必对商品、品种或时间段进行抽样，因为这些信息被完全自动显示出来了。不过，在可预见的将来，扫描数据并不会涵盖销售一个商品的所有商户。由于消费者价格指数应当体现所有商户，因此，我们仍需继续将扫描数据样本与非扫描商户的传统样本结合起来

来使用。

估算程序

5.61 参数与估计式之间存在很重要的区别：参数作为被估算的值是针对全域而界定的，而估计式作为对参数的一种估算，是利用样本值而计算的公式。就一般的调查抽样而言，我们希望估算一个总体的总量或几个这种总量的函数，如总量的比率。因此，假定我们对每个抽样单位界定了 y 与 z 两个变量（如两个不同时期的价格），那么，我们就可能希望估算下列参数：

$$Y = \sum_{j=1}^N y_j \text{ 和 } Z = \sum_{j=1}^N z_j \quad \text{或 } R=Y/Z$$

5.62 同一个总体参数可通过几个不同的估计式来估算。因此，我们需要决定使用哪一个估计式。在评估样本估计式的质量（即其估算参数的准确度）方面，概率抽样范式下，我们通常会考虑使用两种尺度。第一个尺度是估计式的偏差。在计算该偏差时，首先计算指定抽样设计下可得出的所有样本估计式之均值（又称估计式之抽样分布的均值），然后求出全域参数与该均值之间的差额，即可得出估计式的偏差。注意，这一偏差与本手册在其他地方讨论的指数偏差不同。如果一个估计式的偏差为零，那么它就是一个无偏估计式。第二个尺度为抽样分布估计式的方差。如果一个估计式的偏差与方差均比较小的话，它就是一个良好的估计式；也就是说，平均起来看，该估计式与参数非常接近，并与其均值相差不大。

5.63 通常较难找到一个可同时把偏差和方差最小化的估计式。一个偏差较小的估计式可能有很大的方差，而一个方差较小的估计式可能有很大的偏差。因此，一个常用的尺度是均方误差，即偏差的平方与方差之和。一个可将该尺度最小化的估计式就是“良好”的估计式。

5.64 抽样理论告诉我们，下列估计式是参数 Y 和 Z 的无偏估计式： $\hat{Y} = \sum_{j \in S} y_j / \pi_j$ ， $\hat{Z} = \sum_{j \in S} z_j / \pi_j$ ，这里 S 为样本，对 R 而言， $\hat{R} = \hat{Y} / \hat{Z}$ 近似无偏，但要受技术性比率估计式偏差的影响（通常可忽略不计）。

消费者价格指数的估算程序

5.65 如前所述，为计算消费者价格指数而作的抽样通常是分层进行的，而初级总量则为分层的标准。假定全域参数为 I ，而第 h 层的参数为 I_h 。那么，

这里， w_h 为第 h 层的权重。接下来的问题就是估算

$$I = \sum_h w_h I_h$$

每个分层的 I_h 。在下面的讨论中，我们将着重分析一个分层，于是将略去下标 h 。

5.66 不同分层的恰当参数也可能不同，具体将取决于实际内容、同质性的程度、价格弹性及可得到的分层加权信息。参数的选择是一个指数问题，它将依靠相关的经济概念来求解。如第二十章所述，这可能是单位值指数、Laspeyres 指数、Lowe 指数、或者 Laspeyres 几何指数。

5.67 假定样本的大小为 n ，而且样本中的单位分别注明为 $1, 2, \dots, n$ 。下面是各层指数估计式的三个常用公式：价格比的算术平均数（Carli 指数）：

$$r = \frac{1}{n} \sum_{j \in S} \frac{p_j^1}{p_j^0} \quad (5.1)$$

平均价格比率（Dutot 指数）：

$$a = \frac{\frac{1}{n} \sum_{j \in S} p_j^1}{\frac{1}{n} \sum_{j \in S} p_j^0} \quad (5.2)$$

几何平均数（Jevons 指数）：

$$g = \prod_{j \in S} \left(\frac{p_j^1}{p_j^0} \right)^{\frac{1}{n}} \quad (5.3)$$

在下文的讨论中，我们还会使用到调和平均价格比率：

$$h = \frac{\frac{1}{n} \sum_{j \in S} 1/p_j^0}{\frac{1}{n} \sum_{j \in S} 1/p_j^1} \quad (5.4)$$

5.68 通过对比上述估计式及第二十章中参数的函数形式，我们发现，只有在满足了非常特殊的条件后，才能使上述估计式成为这些参数的无偏估计式。需要指出的一点是，与第二十章的参数不同，样本估计式不涉及到数量的问题。

5.69 下面，我们先谈谈上述估计式的一些统计特征（详见 Balk, 2002 年）。假定全域有 N 种商品，并标为 $1, 2, \dots, N$ 。分别以 p_j^t 和 q_j^t 表示第 t 期商品 j 的价格和数量（基期 $t=0$ ，而本期 $t=1$ ），另假设

$$w_j^0 = \frac{q_j^0 p_j^0}{\sum_{j=1}^N q_j^0 p_j^0} \quad (j=1, \dots, N)$$

为商品 j 在基期的开支份额。那么：

- 在简单随机抽样的前提下， r 、 a 和 g 均不是全域参数的无偏估计式。这些估计式还需有权数。

- 在按概率与规模成比例抽样的前提下，如果 $\pi_j \propto w_j^0$ 对于所有 j 都是成立的，那么，这些相对数的平均值 r 为 Laspeyres 指数的无偏估计式（“ \propto ”符号的含义是“成比例的”）。
- 在按概率与规模成比例抽样的前提下，如果 $\pi_j \propto q_j^0$ 对于所有 j 都是成立的，那么，平均数的比率 a 为 Laspeyres 指数的近似无偏估计式。
- 在按概率与规模成比例抽样的前提下，如果 $\pi_j \propto w_j^0$ 对于所有 j 都是成立的，那么， g 为 Laspeyres 几何指数的近似无偏估计式。这里， g 的对数是 Laspeyres 几何指数之对数的无偏估计式。其余的偏差与 a 的偏差同阶。

5.70 上述结果基本上属于理论性结果，因为在抽样的时候， w_j^0 和 q_j^0 均是未知的。这就是我们介绍 Lowe 指数的原因：

- 在按概率与规模成比例抽样的前提下，如果 $\pi_j \propto q_j^b$ 对于所有 j 都是成立的（这里 b 为 0 之前的某个时期），那么， a 为 Lowe 指数的近似无偏估计式。

5.71 没有什么简单方法可把上述估计式与单位值指数联系起来。事实上，估算单位值指数需要两个时期的不同样本，因为其分子与分母的全域各不相同。

- 假定有两个不同的样本设计，一个是期间（0）的样本设计，一个是期间（1）的样本设计，而这两个设计均为按概率与规模成比例抽样，而且 $\pi_j^0 \propto q_j^0$ 及 $\pi_j^1 \propto q_j^1$ ，那么， a 为单位值指数的近似无偏估计式。不过，公式 a 的含义将会不同，因为其分子与分母的样本是不同的。
- 假定有两个不同的样本设计，一个是期间（0）的样本设计，一个是期间（1）的样本设计，而这两个设计均为按概率与规模成比例抽样，而且 $\pi_j^0 \propto v_j^0 = p_j^0 q_j^0$ 及 $\pi_j^1 \propto v_j^1 = p_j^1 q_j^1$ ，那么调和平均价格比率 h 为单位值指数的近似无偏估计式。下面对单位值指数进行的代数分解有助于澄清一个事实，即：

$$UV = \frac{\sum_{j \in S} v_j^1 / \sum_{j \in S} v_j^1 / p_j^1}{\sum_{j \in S} v_j^0 / \sum_{j \in S} v_j^0 / p_j^0}$$

不过，对于 a 而言，公式 h 的含义将会不同，因为其分子与分母的样本是不同的。

5.72 我们需要解释一下“近似无偏”一词。它所指的是，一个估计式并不完全是无偏的，不过其偏差较小。而且，随着样本及全域同时以数学定义明确的方式变得无穷大时，该偏差将趋近于零。就与 a 相关的比率

估计式而言，其偏差的符号是不确定的，而且在汇总之后，这一偏差有时可忽略不计。不过，几何平均数的偏差总是正的，即把许多抽样平均起来后，样本的几何平均数一般会高估全域的几何平均数。在简单随机抽样中，假定全域和样本的几何平均数均未加权，那么，其偏差可表示为： $b \approx \sigma^2 / 2n$ ，这里 σ^2 为价格比率的方差。对较小的全域而言，需将该公式与有限的总体修正项相乘。根据 Dalén (1999 年 b) 的等式 (4.1.4) 可得出这一结果。较小样本的偏差可能较显著，因此，在使用几何平均数时，分层的样本不宜太小，这可能是有道理的。

方差估算

5.73 消费者价格指数是一个复杂的统计量，其样本设计通常也较为复杂。因此，估算消费者价格指数的方差也非易事。对于非概率样本而言，我们需使用某种假设了随机抽样的模型来估算其方差。本章将简要说明在缺乏普遍认可的系统知识时，四个国家估算方差的方法。

初级指数公式的方差

5.74 下面，我们将列出一些基本总量的方差估计式。为了简便起见，我们将列出方差估计式，而非准确的方差公式。在简单随机抽样的前提下，方差估计式是近似无偏的，而其相对应的全域参数是未加权的。这些公式也适用于按概率与规模成比例抽样下加权的全域参数，其中的规模尺度与参数权重数相同。关于这些公式的定义，见等式 (5.1) - (5.3)。

$$V(r) = \frac{\sigma_r^2}{n}, \text{ 这里 } \sigma_r^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{j \in S} (r_j - r)^2$$

$$\text{和 } r_j = \frac{p_j^1}{p_j^0}; \quad (5.5)$$

$$V(a) = \frac{1}{n(\bar{p}^0)^2} (\sigma_1^2 + r^2 \sigma_0^2 - 2r \sigma_{01}), \quad (5.6)$$

$$\text{这里 } \sigma_1^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{j \in S} (p_j^1 - \bar{p}^1)^2,$$

$$\sigma_0^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{j \in S} (p_j^0 - \bar{p}^0)^2,$$

$$\sigma_{01} = \frac{1}{n-1} \sum_{j \in S} (p_j^1 - \bar{p}^1)(p_j^0 - \bar{p}^0),$$

$$\bar{p}^1 = \frac{1}{n} \sum_{j \in S} p_j^1 \text{ 和 } \bar{p}^0 = \frac{1}{n} \sum_{j \in S} p_j^0.$$

该估计式基于这样一个事实，即 a 与 r 不同， a 为随机变量的比率。Cochran (1977 年) 说明了该公式的

推导过程。

5.75 相比之下，几何平均数更复杂，因为它不是线性估计式。Dalén (1999 年 b) 求出了以下方差公式。如果价格比率的波动并非极端大的话 (例如， $\sigma_r/r < 0.2$)，那么这就是方差的一个良好近似值：

$$V(g) = \frac{\sigma_r^2}{n} \left(1 - \frac{\sigma_r^2}{r^2} \right) \quad (5.7)$$

美国模式

5.76 美国在计算消费者价格指数时所使用的抽样与估算法，在许多方面均与其他国家不同。其具体的抽样设计显然在随着时间而演变。下列描述基于美国劳工统计局 (1997 年) 及 Leaver 和 Valliant (1995 年)。

5.77 美国的消费者价格指数涵盖了 8 487 个与基本总量挂钩、由地区及商品层组成的“基本消费者价格指数层”。其中 88 个地区是根据控制性选择程序进行按概率与规模成比例抽样而选出的，而 88 个地区中的 29 个地区是必须纳入样本的 (即代表自我的地区)。各基本消费者价格指数层的估算方法是：一个时期的指数是根据本期与上期重叠的样本单位 (商户及商品) 而计算的。把逐期的指数相乘，即得出一个从基期到本期的指数。根据前文的描述，基本消费者价格指数层内的抽样大约属于按概率与规模成比例抽样。

5.78 这类抽样设计的方差估算法很复杂，不宜用直接设计的方差估计式计算。因此，使用了 VPLX 软件的随机组复制法。此外，美国还尝试过其他方法。

5.79 Leaver 和 Swanson (1992 年) 详细介绍了美国过去使用的各种方差估算法。他们还计算了 1987-1991 年期间各种不同时期消费者价格指数变动的标准误差：1 个月的标准误差为 0.074；2 个月的标准误差为 0.103；6 个月的标准误差为 0.130；12 个月的标准误差为 0.143。

瑞典模式

5.80 下面是对 Dalén 和 Ohlsson (1995 年) 一文的总结。瑞典在计算其消费者价格指数时，对商品组进行了初级分层，而每一层是分别以独立的价格抽样调查来衡量的。瑞典模式第一个值得注意的地方是，涵盖所有商品的价格指数方差是各项调查的方差的加权总和：

$$V(I) = \sum_h w_h^2 V(I_h) \quad (5.8)$$

5.81 假定这些抽样调查具有独立性的理由是，它们没有使用统一的地区抽样设计。瑞典大约使用了 60 种不同的抽样调查。其中一些抽样调查涵盖了许多商品，其设计也很复杂，并带有随机依赖性。其他抽样调查则

只针对一种商品，而且设计也较简单。还有一些调查涵盖了全域，因而不需要抽样，而其方差则等于零。

5.82 许多简单的商品组中，假定收集到的价格比率为随机样本是较为合理的。在某些情况下，这一假定可能高估了方差，因为这些商品组事实上存在一些子层或定额抽样。在这些商品组中，每一层的方差可根据公式(5.5) - (5.7)来估算。如果对价格抽样调查进行了分层的话，便可在基本总量以上的低层运用公式(5.8)。

5.83 有一些价格抽样调查更为复杂。那些占了指数很大一部分、对商户和商品同时进行的抽样调查特别如此。在瑞典，这些调查被称为地方价格调查和日用必需品调查。这两种调查是根据中央营业注册簿对商户进行按概率与规模成比例抽样的。日用必需品调查对商品进行按概率与规模成比例抽样，而地方价格调查则使用代表商品法对商品抽样。在瑞典的方差估算模型中，这些情况下的最终样本被视为从商品与商户的二维全域中抽样出来的。因此，最终的抽样单位是被抽样的商户所销售的抽样商品，或称为交叉分类样本。

5.84 在交叉分类样本中，其总方差可分解为以下三个部分：

- (同一个商户)各商品之间的方差；
- (同一种商品)在各商户之间的方差；
- 商户与商品互动方差。

Dalén 和 Ohlsson (1995 年) 提供了相关公式。

5.85 在日用必需品调查中，交叉分类模型与实际抽样设计比较近似。在地方价格调查中，交叉分类模型则更像一个模型，因为其中的商品是经过专门抽样出来的。总之，一般认为，交叉分类模型是一个有用的模型，它有助于对抽样误差的初步了解及对配置问题的分析。

5.86 根据该模型进行的估算显示，瑞典消费者价格指数的总方差为 0.04，与±0.4 的 95% 置信区间相当。在 1991-1995 年期间（即对该模型进行测试的时期），上述估计似乎较为稳定。

法国模式

5.87 目前，法国在计算方差时只考虑了占其消费者价格指数总权数 65% 的商品。

5.88 这里，最小的计算单位为城市的商品种类。计算公式分两种，具体取决于该商品是同质的（数学平均数之比率）还是异质的（几何平均数）。假定两个阶段的随机样本，一是城市样本，一是商户各商品（种类）的样本。因此，其方差即为以下两部分之和：“城市与城市之间”部分与“城市范围内”部分。由于估计式具有非线性特征，因此法国进行了基于二级展开的线性化。对基本一级的方差加权，可得出更高级的方差。

5.89 法国在 1997 年进行了最优化之后，“全商品”指数（占了指数总权数的 65%）的标准差为 0.03。尽管样本变小了，但这却与 1993 年的估算值接近。此外，许多分指数的准确度也提高了。

5.90 法国没有考虑协方差项。事实上，这对于“城市与城市之间”部分而言没有太大的区别。对于“城市范围内”部分而言，其影响当然更大。不过，这一影响仍是有限的，因为法国有一条规定，就是在同一个商户只能对有限的商品进行观察。

5.91 目前在计算方差时被排除的权数为 35%，就这一部分（又称“费率”项）而言，法国将计算保险服务价格的方差。计算医生和牙医服务价格的方差所需要的基本要素也具备了。法国在不久的将来将计算这些商品及新车价格的方差。一些分类指数（烟草和药物）的样本实际上包含了全域，因此其方差等于零。

5.92 对于普通非费率项进行为期 12 个月对比的 95% 置信区间可表示为±0.06。如果假定剩余 35% 的方差等于零，那么，全商品指数（即：涵盖所有商品的指数）的置信区间即为±0.04。显然，这一假定太乐观了。不过，根据目前已得出的方差估算来看，这一置信区间肯定小于 0.1。

5.93 Ardilly 和 Guglielmetti (1993 年) 对法国的计算方法作了更详细的说明。

卢森堡模式

5.94 卢森堡的消费者价格指数是根据含有 258 个商品层的分层样本计算的。卢森堡每个月的样本个数约为 7000 个。这样，每一层平均有 27 个观察值。每一层的观察值取自于几家不同的商户，不过，同一个商户可在许多商品层中出现。这里，以商户代表定价组织（房租项下的商户为房东、保险项下的商户为保险公司，等等）。每一层的观察值取自于几家不同的商户。由于各商户很可能有自己的定价模式，因此同一个商户的价格与价格变动一般是相关的。这样，一般方差公式中的协方差即为正数：

$$V(I) = \sum_k w_k^2 V(I_k) + \sum_k \sum_l w_k w_l Cov(I_k, I_l) \quad (5.9)$$

5.95 在抽样模型中，每个商品层中单独的商户样本被视为简单随机样本。此外，卢森堡还使用了一个两阶段的模型：在第一个阶段，假定商户的一个简单随机模型取自于涵盖了卢森堡所有商户的（假想）抽样框。然后，再假定在每个被抽样的商户中，从商品层 h 抽出了第二个阶段的样本。这样组合起来的商品-商户层是指数中最低一级计算单位。卢森堡还假定所有第二个阶段的样本是相互独立的，而且抽样比也较小。该模型所计算的总方差分为三个部分：

- 商户内的方差；
- 商户之间的方差；
- 商户之间的协方差。

其协方差很难计算，即使用电脑计算也如此。不过，有幸的是，通过代数计算，可将其公式的后两部分合二为一。

5.96 卢森堡利用该模型估算了连续 22 个以 12 个月为一期的变动（第一期是从 1996 年 1 月至 1997 年 1 月，最后一期是从 1997 年 10 月至 1998 年 10 月）。这些方差的平均值为 0.02（相当于 0.14 的标准误差）。在样本较小的前提下，方差还如此之小，令人惊讶。目前卢森堡尚未深入分析其方差较小的原因。不过，这可能与卢森堡市场的特殊情况及其指数估算体系的方式方法有关。

5.97 Dalén 和 Muelteel（1998 年）全面介绍了卢森堡消费者价格指数的方差估算模型及其估算结果。

其他方法

5.98 学者们以英国为试点估算了许多试验性模型。不过，到目前为止，英国官方并不认可这些模型。Kenny（1995 年及早期的报告）利用瑞典模式和英国数据作了这种试验。他发现，英国零售价格指数的总体标准误差约为 0.1。虽然总体标准误差的各组成部分在几年中的变化很大，但总体标准误差比较稳定。Sitter 和 Balshaw（1998 年）使用的是虚拟总体方法。不过，该论文没有提供任何对总体方差的估计。

5.99 Jacobsen（1997 年）采用类似瑞典的方法，针对芬兰作了一些局部性分析。这一论述后来被视为芬兰需调整其样本配置的实证根据。

最佳配置

5.100 对任何国家而言，计算消费者价格指数都是一项大型工程，而且价格收集也需要大量资源。因此，这就值得各国在这方面花一些功夫，以最有效地配置这些资源。

5.101 样本配置的一般方法是由 Neyman 设计的。如今，任何关于抽样的教科书都会介绍这一方法。该方法含有一个计算估计式之方差的数学公式和一个计算成本的公式。方差和成本均为样本大小的函数。因此，要取得最优的配置，就意味着在成本一定时使方差最小化，或者在方差一定时使成本最小化。

5.102 前文讨论了方差估算的问题。成本的重点在于，并非所有价格观察对象的成本都是相同的。如果对样本中已有的商户多收集一种价格，那么其成本比在样本中新增商户来多收集一种价格的成本更低。例如，瑞

典在计算消费者价格指数时使用了下列成本函数：

$$C = C_0 + \sum_h n_h \left\{ a_h + b_h \sum_g m_g r_{gh} \right\} \quad (5.10)$$

这里， C 表示总成本， C_0 则表示与样本大小无关的固定成本；

n_h 为商户层 h 的商户数目；

m_g 为商品层 g 的品种个数；

a_h 为每个商户的单位成本，即价格收集员前往商户需要的时间；

b_h 为每个商品的单位成本，即价格收集员达到商户后观察一种商品的成本；

r_{gh} 为商品层 g 的商品在商户层 h 售出的平均相对频率。

5.103 在公式（5.10）中， a_h 通常大于 b_h 。这一事实显示，样本中的商品应多于商户，即应从一个商户抽取几种商品。由于同一个商户和商品层的商品之间的方差通常大于同一种商品在不同商户之间的方差，这就进一步说明了上述配置方法的有用性（至少对瑞典而言是如此）。

5.104 有了一定的方差函数和成本函数，我们可使用 Lagrange 乘数的数学方法，来求出各分层的最佳样本大小。但是，我们通常无法得出具体的公式，因为这是一个非线性最优化问题，它没有一个明确的答案。

5.105 对消费者价格指数而言，全商品指数通常是最重要的统计量。因此，样本的配置应着重于使其误差最小化。此外，保持其他被公布分指数的高质量也很重要。不过，分指数的质量通常被看作被公布的标准，而不是反过来的。

总结

5.106 我们可通过以下几点具体建议，来对本章作一个总结。

5.107 明晰性——抽样的规则应当很明确。对许多消费者价格指数而言，对不同商品组的抽样及其他方法很多。现场价格收集通常使用一种定义明确的方法，不过，统一收集许多商品价格的具体方法通常掌握在一个或几个负责人手上。有时候，他们对这些方法的记载欠佳。明确界定抽样与估算的原则（如对异常值的处理），对于建立消费者价格指数的基本可信度非常重要。

5.108 应认真考虑使用概率抽样。应提倡使用概率抽样法。许多地区要么已拥有了抽样框，或可较容易地建立起这种框。分层次的、顺序规模比例抽样法很重要，应当在许多情况下考虑使用这一方法。抽样中使用的规模尺度必须具有长期性，这样它们就不会与价格变动有关。

5.109 代表性——不能遗漏全域的任何主要部分。在进行抽样设计时，应考虑到商品组中商品与商户的全域。如果抽样设计的成本不是太高，也没有估算方面的问题，就应当使抽样设计恰当地代表全域的所有主要组成部分。

5.110 应尽量缩小方差或均方误差。应基于对抽样方差的基本分析，对样本进行合理优化。一种近似方法

是，根据商品组的加权比例来决定样本的大小。一种更好的近似方法是，将每一个权数与商品组的价格变动离差相乘。基于方差和成本的考虑，应进行样本配置，让样本包含同一个商户的更多商品，减少样本中商户的数目。由于偏差的问题一般比抽样误差的问题更严重，使用小一些但质量更好的样本更可取，因为这样我们可以更频繁地更新，并对替换及质量调整进行仔细监测。

第六章 价格采集

导言

6.1 价格调查最恰当的抽样调查方法将取决于价格指数的用途及各国的实际情况。例如，产品和服务的种类、销售量及价格范围、价格变动的频率与幅度、消费者的购物习惯（包括电话及网购习惯）及本地经济体中零售业的结构、商户的类别及地理分布等都将对实际使用的抽样调查方法有影响。

6.2 本章将概述相关的一些问题。如上所述，各国解决这些问题的方法各异，具体将取决于各国的实际情况。这些方法不能过于程式化，同时价格采集员必须时刻以基本原则及前几章所提到的价格指数的目标为指南。西方经济体结构及其零售规律与消费者的购物习俗，使得价格采集工作具有更强的结构性。而在仅能维持生计的经济体及发展中经济体，则需要使用更灵活的价格采集方法。

6.3 应从效率、准确度及消费者购物规律的代表性等方面考虑价格采集的最佳方法。在某些情况下，直接从一个地区或国家的各个商户采集价格信息（地方式价格采集）是恰当的。而在其他情况下，由国家统计机构总部或地方办公室的工作人员统一采集价格（集中式价格采集）则更合适。本章所阐述的许多问题与地方式价格采集及集中式价格采集都有关。

6.4 本章还将说明对不同价格进行地方式采集或集中式采集的优缺点。简言之，地方式价格采集的优点是，其所涵盖的销售网点与产品很广泛，这对于食品、酒、烟及耐用品（如衣服、家具及电器）而言尤其如此。集中式价格采集便于采集那些难以直接观察到的价格（如居住费用或公共服务费）。这里，邮购的货物或采集机会有限或难以进行技术与质量调整的产品（特别是交通与服务）由全国统一定价。

采集频率与时间选择

6.5 经济体的类型最初可决定价格采集频率和时间选择。如果瞬时市场对于大多数人口均很重要，那么这些市场的时间选择将影响价格采集的时间选择，其原因是我们需要考虑产品和服务对消费者的可得性。

6.6 关于价格采集频率与时间选择的一个根本决定，是价格指数是否应涉及月度平均价格还是某一时点

（如某月的某一天或某一星期）的价格。这一决定涉及许多因素，包括指数的用途、价格采集的实用性、价格变动的规律及公布指数的时间安排。下面，我们将逐一讨论这些因素。

6.7 一般认为，价格采集的频率越高，指数是与一个时期还是与一个时点相关联的问题就越小。不过，这一说法并不一定在所有情况下都是正确的。例如，节假日期间或一年中某些特殊时间价格水平的波动性可能特别大。在这种情况下，时期估算值的平滑性可被视为一个优点，因为波动性更大的点估算值所显示的短期趋势易于误导。在回答这个问题时，还需考虑到指数的主要用途。

6.8 原则上，如果该指数是用来缩减收入、支出或销售额的话，就应当将其与这些货币流量的时期挂钩。在经济分析方面，该指数将与其他经济统计量一并使用。由于大多数经济统计量涉及一个时期，而不是某一时点，因此，原则上消费价格指数也应当如此。

6.9 实际上，这个问题涉及到权衡原则性与各种实际因素。首先，在通胀率较低并较稳定的情况下，下列两种年度变化几乎没有什么差别，一是根据从2000年1月3日（星期一）到2001年1月1日（星期三）之间的价格计算的指数的年度变化率，二是根据从2000年1月到2001年1月的月度价格计算的年度变化率。如果在这一年中通货膨胀很严重，情况就不会如此。1月1日与2月1日的价格的差别，可能与一月份与二月份通胀率均值差不同，特别是当所谓的“廉售”期受到法律或地方法规的限制时（在一些国家就存在这种情况），情况就更是如此。一些指数权数较大的产品的价格变动很突然，并会影响当天的整个市场。在这种情况下时期与时点的区别就很重要。油价及电费和电讯费就是一些例子。这里，使用一个时期的平均价格的理由很充分。显然，权数值应与价格采集的周期挂钩，并反映了恰当的支出与定价时期（例如，如果价格的涨幅有三分之一在这一期间实现了，那么权数值的三分之二就应反映出更高的价格水平）。

6.10 价格不可能在一天时间里全部观察到，更不用说在一天的某一时点了。地方式价格采集如此，集中式价格采集也可能如此，具体将取决于总部可支配的资源。实际上，真正的问题是，究竟应把观察工作分为几天完成，以提供点估计的近似值（如以星期一到星期三的价格代表某一个星期二的价格），还是应当用一个月的

时间来完成观察工作，以估算该月的平均值。

6.11 应当记住，时期指数与时点指数的抽样方差将是不同的。时点指数的抽样方差还取决于价格采集的频率。在考虑价格采集的时间选择及频率时，还应该考虑统计准确性与成本之间的取舍。注意，在地方商店采集价格通常是一项代价很大的活动。实际上，相关选项通常受到价格采集预算的约束。

6.12 价格采集的理想频率可能因商品而异，具体将取决于所观察的价格变动的频率。例如，公用服务费、中央或地方政府的收费及邮购价的变动可能有一个已知的年度或季度时间表。因此，这些价格的采集可根据价格变动的时间表进行，而不需要每个月都采集。相反，食品价格的采集频率则需要更高（店主可能会不断查看其售出价，以便体现出市场的状态及其支付给供应商的价格）。显然，统计学家必须在确定任何商品或服务的价格变动之后，才会决定降低价格采集的频率。他们还需要及时了解现行定价政策，以便监测现状是否发生了改变，这样，他们就能立即在价格采集程序中反映出这些变化。此外，统计学家还需要了解因价格采集频率降低而无法察觉的任何不寻常的价格变动。例如，间接税率的变动，或者一次性的涨价时间变动（例如，服务提供者把年度涨价的时间从四月份改为三月份，或者学校晚餐价格每学期的变动时间因学期开学的月份不同而不同）。

6.13 还有一点值得注意的是公布价格指数的时间选择。公布价格指数的时间可能受法律约束。在这种情况下，必须有充足的时间去采集价格，以便在截止日期之前有充足的时间进行质量保证检查和汇总。

6.14 如上所述，在通货膨胀较稳定而且价格采集成本不大的情况下，价格采集工作可在一个月内完成。应当在一个月的不同时期定期在不同街区采集价格，并按月重复这项工作。这样不仅可更有效地利用价格采集员的时间，还具有一个好处，即分散了许多代表性商品的价格采集日期。还有一点也很重要，就是价格观察是在每个月的同一个时间进行的，因此价格指数不会因为采集日期之间的间隔时间的长短的变化而改变。还有一个重要考虑因素是（特别是对中东国家而言）一星期各天的价格变化（例如，赶集日与非赶集日的价格的不同），或者每天不同时间的价格变化（这可能是因为在生意清淡开特价招揽更多的顾客，或为了反映商品新鲜度而引起的）。

6.15 在目标是计算时点指数的情况下，每个月的价格观察需要在少数几天中完成。对各商户而言，任何两次价格观察的间隔时间都必须相同。由于每个月的天数不尽相同，必须仔细界定这一统一性。

6.16 在确定在一个星期的某一天或一个月的某个时间观察价格时，应考虑到购买较集中的时候，以及那

些价格和库存商品具有全月代表性的地点。在中东国家，住户支出调查结果显示，大多数住户是在露天市场日那天购物的。不过，有一点要注意的是，零售商在较忙的时候可能不如在不忙的时候那样愿意协助价格采集工作。因此，我们需权衡一下理想的价格采集时间与其对回应率的影响。应当指出，价格采集的间隔时间不能是固定的，因为每个月的天数不同，同时还有公共及宗教假日问题。一个解决办法是，把价格采集的间隔时间定为四到五个星期，这样就可以保持较为稳定的月度或季度期间；另一个方法是定出一条诸如下列的规则，即在赶集日采集价格，或在每个月第一个全星期的星期三至星期五采集价格。

6.17 价格采集日（有时还包括价格采集的具体时间）需预先定好。一些国家或经济体还需预先决定这些日期是否应当保密及如何保密，以避免重要的数据来源（如大商店或政府部门）在采集日调整价格，造成对价格指数的扭曲。统计办公室是否能说明确定价格采集日的程序及其方法的客观性，对于公众对价格指数的完整性的看法具有重要的影响。为了进行资源规划，为国家统计部门执行价格采集任务的机关需提前很早获知价格采集日期。此外，那些直接向总部工作人员提供价格的数据提供者也需要稍微提前获知价格采集日期，以便准备好相关价格数据。

6.18 在通货膨胀高涨时期，定期采集价格特别重要。如果定了一个具体的采集日，就应当在那天（而不是其前一天或后一天）采集波动性最大的价格。这一点是最重要的。具体的商品可能包括新鲜水果和蔬菜、新鲜肉类品及各种需征收间接税与关税的商品（如香烟和汽油）。就在市场上出售的粮食而言，一天中的具体时间及一个星期的哪一天都很重要。至少在中东国家，这些价格在早上较高，傍晚则较低。

6.19 在确定价格采集日之前，需综合考虑各种影响价格及购物模式的因素。应避免节假日和周末，唯一的例外是在此期间销量很大的商品，如汽油、休闲服务及娱乐活动（如餐馆就餐及景点旅游）。一些国家限制了某些天的营业时间或要求在另外一些天半天营业。这样，可采集的价格就有限，或使得地点样本偏重于某一类商户或服务提供者。在长假期间，许多商店均停止营业。在此前一些日子里，新鲜食物的供应可能有限。同时，在各商店在假期停业之前，还可能出现非正常降价，以清理库存品。另外，还应当考虑到任何法定减价销售期的影响。

6.20 无论是连续性采集还是时点性采集，必须在每个月（或季度）的固定时间访问每种商户，以便保证观察该商户的间隔时间是恒定的。

6.21 另一个问题涉及价目表定价（例如，电话费

的多少取决于打电话的时点及目的地)、取决于需求的可变动定价政策(例如, 体育和休闲费用高低取决于一天中的具体时间—高峰期的票价更贵)以及在供应量有限的情况下的价格(如机票、火车票及出租车收费)。在这些情况下, 应当保持价格采集的时间一致性, 并使其反映消费者的购物模式。在采集中所选择的代表性商品应反映消费者的行为(例如, 机票可包括6个月、3个月、2个月及1个月的预定票价, 以及最后一刻的票价), 并根据消费者支出模式加权(例如, 计算游泳池的高峰票价与非高峰票价的加权均值)。

6.22 最后一点需要指出的是, 就时点采集法而言, 主要的定价者(特别是政府)可以影响消费价格指数, 具体取决于其价格变动是发生在价格信息采集日的前一天还是后一天, 或者是在信息采集日的当天。由于价格通常是通过这些定价者统一采集的, 因此, 在每个月月底应有可能通过他们取得价格变动的幅度及时间的信息。这样, 在使用时期采集法时, 可计算一个月的平均价格。例如, 如果电费按季度收, 而在一季度的后半期价格开始上涨, 那么, 用户的付款可能有0个月、1个月、2个月或3个月是按涨价后的费率。

对恶性通货膨胀的处理

6.23 在存在恶性通货膨胀的情况下, 可能需要作一些特殊安排。这里, 做到在每个月的同一时间采集各商店的商品价格就更为重要, 否则就可能得到误导性的数据。应考虑提高采集价格的频率, 以及计算消费价格指数的频率。如果在正常情况下是按季度采集价格的话, 就可考虑更频繁地采集价格。如果这不可行, 或许可根据某种相关指标按比例上调价格, 以提供月度指数的近似值。如果采用该方法, 就应仔细选择恰当的比较变量, 因为在恶性通货膨胀时期价格相对性可能发生巨大变化。

6.24 在某些情况下, 可能只有某些商品的价格变动很快或者很频繁, 因此应对其进行相应的处理。例如, 食品价格可能因为收成不好而大幅上涨, 这样, 只提高食品指数的频率可能是明智之举。处理这个问题的一个更简单的方法, 是在不计算全体价格指数的前提下, 定期监控少数相关的价格。这种分指数可单独公布, 或用来上调同期后来采集的价格。选择这些商品的标准视其在住户收支中的重要性及其是否容易出现大幅涨价。

产品说明(规格)

6.25 具体的代表性商品应当体现消费价格指数篮

子中典型的价格变动。住户或个人消费的有价商品是可界定的产品或服务。不过, 在某些情况下(如餐厅菜单上的菜、汽车(购车人除了基本配件外还可购买额外设备)及租车(这里汽车保险可能是额外的), 需决定是否将这个组合作为一个单项, 还是需对各组成部分单独定价。一般而言, 如果某种商品组合不是暂时性的, 而且购买者通常均购买出售的全体组合产品及服务, 那么该商品组合应被视为一个单一商品。不然, 就应当将其各组成部分视为单独的商品, 并采集各部分的价格。如果购买者一般并不购买整个商品组合, 那么通常可取得各组成部分的价格。这在一定程度上可显示购买者是在购买商品组合还是其中某些单项。

6.26 从理想的角度看, 商品选择应基于对与个人购买的不同商品相关的交易的全面普查。但实际上, 不是每个国家都能做到这一点。不过, 有的国家可通过销售点及扫描数据得出有用的数据。

6.27 应当如何狭义或广义地界定产品说明(规格), 在理论上和实践上均具有重要意义。产品说明(规格)的狭义或广义程度不仅可因实际情况不同而不同, 而且还可在需定价的一篮子产品和服务之间各不相同。精细的产品说明(规格)一般能更有效地控制样本的代表性(假定已有一个可靠的抽样框或参照数据集)及质量差异, 同时还可以降低价格方差和价格比, 从而达到优化一些汇总公式的效果。但是, 它的另一个后果可能是实际取得的样本规模较小, 因为价格采集员在一家商店择用一件商品的灵活性更小一些。反之, 宽松的产品说明(规格)可增加实际样本的规模, 但可能更难控制样本的代表性, 而且其样本方差一般也更大。

6.28 一些国家为了尽量缩小质量差异, 对服装价格作了非常严密的界定。相关的描述可能细到以下程度: “针织上装; 季节中期; 带袖的; 无衣领; 无纽扣; 摩洛哥出产; 丙烯酸类纤维; 厚度中偏低”。相比之下, 另一种消费价格指数对同一件商品的一般描述可能是“男士长袖礼服衬衫”。

6.29 无论使用以上哪一种方法, 都应设立一定规则来择用符合产品说明(规格)的代表性商品(例如, 零售商所报告的畅销商品, 或根据规模比例概率抽样选择的商品)。重要的是, 无论是根据狭义或广义产品说明(规格)择用的代表性商品, 都必须实际代表消费者的支出模式。例如, 没有必要采集对于那些在商店的橱窗里好看但很少卖得出去的商品的价格, 或者放在价格采集员每个月容易找到的地方的商品的价格。择用的规则还应当结合选择商店所使用的抽样方法。在商店择用标准较宽松时, 就更有理由使用某种概率抽样法及精细的产品说明(规格)来选择商品,

反之亦然。这是因为产品说明（规格）越宽松，商品选择的控制程度越低，那么样本的代表性就越发依赖于初选商店的质量。

6.30 无论使用哪一种产品说明（规格）机制，都需要在给价格采集员的提示中充分描述需定价的商品，这一点很重要。例如，就洗衣机而言，产品说明（规格）的细节可包括牌子、型号、容量、是否是自动的、洗衣机口朝上开还是朝前开及转速。这不仅可提供有效的抽样控制，同时也是价格采集员因某一特定型号空缺而需选择近似品可使用的有用信息。应定期审查为狭义界定的产品或服务所采集的价格，以便在这些商品被逐步淘汰或消费者购买模式改变后更新这些产品说明（规格）。

6.31 广义的产品说明（规格）可能仅仅指明容量或转速在一定范围的洗衣机。在这种情况下，价格采集员详细描述需定价的洗衣机仍很重要，因为这有助于价格采集员在该洗衣机被停产后选择一个类似的洗衣机，或当原来的价格采集员不在时，新任价格采集员能完成这项工作。

价格采集程序

6.32 价格采集的一项重要事项是价格指数的涵盖范围。例如，黑市或走私品价格是否应采集？一般而言，如果消费者购买这些商品的开支占了总支出很大一部分，那么，原则上讲应当包含这些商品。但是，这会带来一些价格采集难题，比如找出必要的商户（这些商户可能转瞬即逝，而且也不做广告），及产品和服务的实际价格。另一个问题是，在一些国家是犯法的活动在其他国家并不是非法的（例如，卖淫、赌博或卖酒等）。

6.33 价格采集最大的困难涉及那些易货交易很重要的经济体中的产品和服务。相关的例子包括轿车的价格（购买轿车可讨价还价，还可包括以旧车抵购新车），及一些社区市场上的货摊。最终采集的价格取决于实际购买的可能性、价格采集员的谈判能力以及诸如零售商售出的迫切程度等因素。从理想的角度看，价格采集者应当采集消费者实际会支付的价格。在某些情况下，考虑备用的价格采集方法或指标也许是恰当的（比如广告价格。我们可假定广告价格一般与议价的变动规律相同）。

6.34 在一些中东国家，由于一天不同时间的价格不仅不同，而且价格通常不会出现在广告上（如露天市场），因此有必要使用多种采集方法。新鲜肉类产品及蔬菜的价格可每天采集三到六次（包括早上、午餐时间及晚间）。此外，还可以训练价格采集员如何辨认“欺骗

性”价格，并鼓励他们在商店逗留并聆听真实买卖的交易价格。

6.35 对不同商户所需使用的价格采集方法可能也不同。永久性商户有时可根据集中式抽样框或地方式抽样框来选择（见第五章）。在露天市场上，使用其他采集方法可能是恰当的，特别是当不同时段的营业时间、货摊种类及出售的货物各不相同，就更是如此。这时候，商品清单可仅限于那些在露天市场上可购买的商品，而价格采集员则可能需为每件商品取得固定次数的报价（报价次数视商品种类及其价格变化大小而定）。一些商品（如水果和蔬菜）比其他商品需要的报价数目可能更多，而且可能需要在一天中的不同时段采集这些价格（例如，早上三次，中午三次，下午或晚上三次），以确保采集到一天中不同时间的任何价格变动。还可能需要考虑向（在露天市场上卖东西的）农民及（从农民手上购买食品然后再转售的）中间人采集价格。

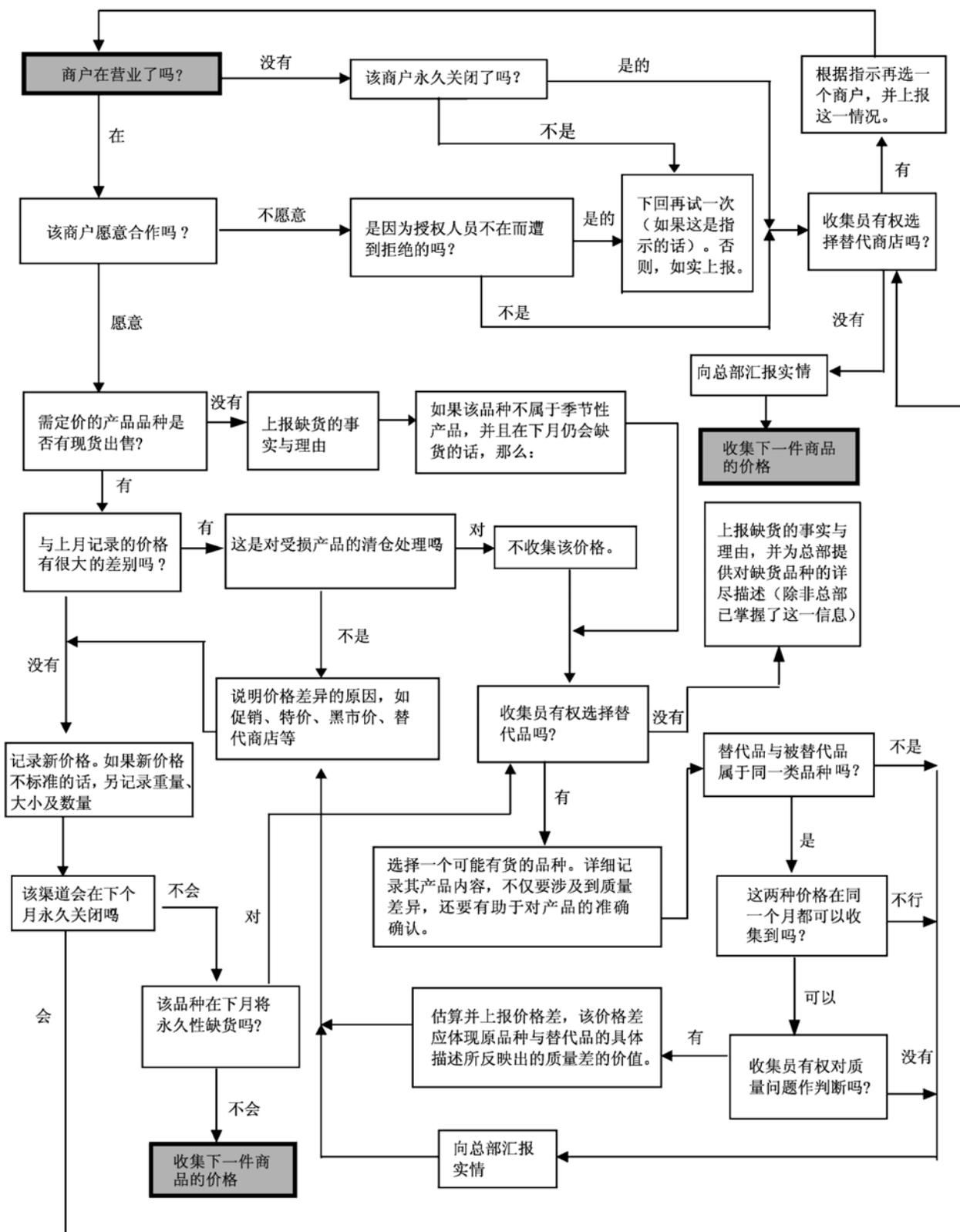
6.36 各国之间还可能存下列差异，即其很大一部分支出在海外发生，而这些购买的商品再由个人进口（例如，立陶宛的轿车市场经常有其他波罗的海国家的国民光顾）。在这种情况下，不仅需要根据价格指数的涵盖范围来考虑价格采集（例如，应当考虑其他国家的价格水平吗？），还需要考虑每个月对质量同样或类似的轿车定价的复杂问题。

6.37 图 6.1 概述了地方式价格采集工作。该图假定：抽样的商户已选好，店主或连锁店的总部同意价格采集员可定期造访，以及采集员每次到达和离开时的例行确认手续也已履行。此外，还假定商品清单已在前几个月定好了。通常的良好做法是，价格采集员在采集价格之前造访这些商店，向店主作自我介绍，熟悉一下商店的环境，并向店主说明价格采集的程序。

6.38 该图显示了价格采集员在为每件商品定价时必须做出的不同决定及采取的相关行动。该图以价格采集员在约定时间到达商店为起点（这一时间并不一定与该商店平常的开门时间相同）。价格采集员进入商店后，即开始为必需品定价。最简单的情况就是，该商品可即刻购买与定价。更复杂的情况是，该商品与过去使用的商品有所不同（如二者在大小、说明、质量或数量等方面有差异）。对此，通常的做法是取得该商品的价格并将相关事实上报总部。最后，如果找不到要抽样的商品，就需选择另一个可比的替代商品。价格采集员在这家商店采集了所有必要的价格之后，即可前往另一家商店采集价格。

6.39 可比的商品是根据那些对价格有潜在影响的重要因素决定的。例如，品牌、洗涤周期、容量、耗能量及转速都可能会影响洗衣机的价格。

图 6.1 价格收集的程序



6.40 最复杂的情况是，需要对一个缺乏可比质量的不同商品定价。具体的做法将取决于对价格进行质量调整的现有方法。例如，质量变化可通过把一件商品视为带有基本推算价格的新商品进行隐含处理。而这一推算价格可由总部工作人员来计算（这些工作人员可能需要使用价格采集过程取得的补充信息），也可由价格采集员在店员协助下计算。

6.41 对季节性商品需特别注意。在某些情况下，水果、蔬菜和服装等季节性商品的价格信息不一定全年都有。在价格指数中体现这一点的一个方法是使用季节加权。每个月的季节权数各不相同，同时，季节权数还反映了来自于住户收支调查或其他数据来源的支出信息。其他季节性商品的价格也可在一年中的不同时间取得，并直接取代空缺商品（例如，采集六个月泳装和短裤的价格，再采集六个月手套和围巾的价格）。

6.42 数据采集的一种可能做法是，降低一些商品的采集频率，从而取得一个更大的总体样本。美国的消费价格指数中的许多商品的价格均是隔一个月采集一次；同样，其房租样本被分为六个部分，每部分的价格需一年采集两次。这使得价格指数的计算更为复杂，但从统计学及价格采集员的角度看，这样做的效益可能更高。

价格采集技巧

6.43 许多商品的价格是由国家统计局所雇佣的价格采集单位或其本身的雇员在本地采集的。他们造访各个零售商店，并记录预先商定的一批商品的时价。但一些价格可根据售品目录统一采集，或者通过零售商提供的多家商店的标价采集，或者通过电话、传真、信件、电子邮件或网站采集。所有这些方法在代表消费者各种不同的购物行为方面都可能具有成本效益或必要性，因此，许多统计办公室都使用了多种数据采集方法。此外，在这些价格采集工作中总部工作人员可实施特定的方法程序（如进行质量调整）。地方价格采集机构和总部工作人员均可使用各种不同的采集方法。以下为一些例子：

- 通过邮购目录采集代表某些类型零售商店的价目或者是实行全国统一定价政策的邮购零售商的价目。一些国家已有越来越多的邮购零售商开始提供自己的网络服务。在邮购与网购方面，应注意一致地、正确地处理交货价与销售税。
- 通过互联网采集价格。这样做既方便（大型零售商在网上与商店开出的价格是相同的），也可在这类零售商户（如网络书店）越来越普及的情况下保持样本的代表性。
- 一些零售商实行了全国统一定价政策，不允许个别定价，即使廉售和特价亦如此。在这种情况下，可前往一家商店采集价格，或者这些零售商的总部可

愿意提供一份（涵盖全部商品或指定商品的）价目单。

- 如果商品或服务的定价方法是标准的，而且合同工的收费也是标准的，因此其价格是明确的，那么可通过电话或传真采集价格（例如，可打电话向电工询问安装新插座的费用）。此外，电话问价也通常是消费者的实际做法。还有，许多服务提供者（如水管工或窗户清洁工）的工作地点并不是零售商店。由于他们在客户住所的工作时间多变，因此当面找到他们都比较困难。
- 在集中式价格采集更有效或无法进行地方式价格采集（如关税价格）的情况下，可通过信件、传真或电子邮件及总部设计的调查表来采集价格。这包括从本地当局、保险公司、公用事业单位及电话公司采集的价格。
- 通过其他政府机关或监管当局采集价格。这些机关可在价格采集过程中担任中介。例如，一些国家的电费就是通过这种方式采集的。
- 在某些情况下，二级数据来源可提供特定产品的价格。取自美国消费价格指数（但并非美国所独有的）的两个例子是：机票价格及二手车的价格。航班的样本是根据美国交通部的详细机票数据而选定的。月度价格是从网上根据旅行社所广泛使用的私有部门的计算机化的票价数据库而采集的。就二手汽车和卡车而言，抽样与定价均是通过经销商行业协会公布的数据而进行的。使用二级数据的优点包括：样本的规模更大、取得数据的速度更快或成本更低以及可避免特别困难的价格采集问题。

6.44 在使用售品目录或互联网等其他来源采集价格时，必须注意正确记录消费税前后的价格，以及包含运费在内的价格与不包含运费在内的价格。这里，还应当核查这些价格与指数期间是相关的。

6.45 所有的基本价格采集原则及质量保证问题同样适用于网络价格采集（包括详细描述抽样商品、抽样商品有现货出售、对特价的处理及替代类似商品或新商品的可能性）。

6.46 对于电话采集价格而言，建议若有可能应不定期地走访零售商，以维持个人联系及调查回复率，并确保在对商品定价方面没有任何误解。在可能的情况下，通过电话采集价格也应当得到书面形式的确认，以作为对质量保证程序的确认（见第十二章）。

6.47 许多住户可能还无法上网。另外，网购还涉及到货上门等新的服务项目。这就意味着通过互联网采集价格可被视为一个新的销售渠道或一种新产品。在这两种情况下，作为维持样本代表性的程序的一部分，应在对商品与地点选择定期更新的时候（通常是链接时）

采取行动。应当注意，还将需要考虑网购是否涉及到质量变化。例如，就食品而言，超过一定数量的付款中可能已包括免费送递，或者其平均使用有效日期可能与传统商户中的商品有所不同。

6.48 数据采集之效益的改进程度可能随着科技发展而提高。新的采集方法在不断出现，在科技发达的国家特别如此。未来的采集工具包括：按键式拨号设备和数据扫描。这两种方法均有这样一个优点，即为各企业提供了减轻其提供价格数据之负担的新方法。

6.49 应当记住，为了保持指数的代表性，通过多种方法采集一件商品的价格或许是恰当的。例如，人们购买书籍的渠道包括：邮购、各种商店（书店、刊物经销商、超级市场、百货商店等）及互联网。在这种情况下，通过所有交易额显著的销售渠道采集价格都是恰当的。

调查表的设计

6.50 设计良好的调查表（电子调查表）是成功采集价格的关键。调查表不仅应便于价格采集员使用，其格式与布局还应当方便总部对数据（价格、产品说明（规格）、评注等）的使用，以取得有效的质量保证。

6.51 设计调查表的第一步是界定需采集的信息及其采集方式。不同的采集方式需要不同形式的调查表，比如到商店查访与以信函的形式采集价格所需要的调查表就不相同。不过，在调查表的设计方面有许多共同的原则。调查表对于价格采集员而言应具有实用性，并有助于基本的质量保证。基于后一个原因，有人指出调查表上应显示出上一次调查所记录的商品价格，因为这样做将促使价格采集员提出以下问题，即该商品过去的价格是否与其现价很不相同。而相反的论点则是，在调查表上记录一件商品过去的价格可能使得价格采集员依照价格（而不是产品说明（规格））来错误地确定需定价的商品，或者在极端的情况下可能不去商店查访而对该商品的价格进行估算或继续使用过去的价格。

6.52 注意，在链接价格指数时，调查表不仅需列出旧篮子中的所有商品，也需列出新篮子中的所有商品。例如，根据一月份价格链接的环比指数既需要基本月份中商店地点与商品的旧样本，也需要其新样本。

6.53 附录 6.1 为价格采集的一个例子。这是价格采集员在商户记录价格时所使用的表格。这既可为印刷表格，也可为电子表格。另外，还可以让有关店主自己填好表格后寄给国家统计机构。因此，这种表格既可用于采集价格，也可用来公布价格。如果该表可记录好几个月的价格，那么价格采集员可保留该表格，并将每个月的价格抄在一份单独的报表上寄回总部。如果用于价格采集的表格也被用作报表的话，就会有这样两种可能性：该表格可记录好几个月的价格，而且该表格每月会在总

部与价格采集员之间流动一次；或者每月通过电脑打印一份新的采集与上报表格。在后一种情况下，必要时可在该表记录本月价格的旁边记录上月的价格。注意，在将价格转移到另一张表格上或系统中时，无论是电脑操作还是笔录，都可能出现抄写错误。

6.54 越来越多的人认为，利用掌中电脑中自带确认核查的电子调查表，对于地方式价格采集是有益的。价格采集员可将这些数据电子上报到总部，还可在上报之前进一步核查这些数据。

6.55 建议对价格采集员提出这样一个要求，即详细说明定价的商品。这有助于建立一些核查程序，以确保价格采集员正确执行了相关指示，特别是有关择用定价商品的指示。同时，这还可确保任何变化（包括商品的质量变化）均得到了恰当的认可，并为质量调整的决策提供详细信息。应为价格采集员提供一份清单或一组代码，来记录与商户、商品或价格变动相关的信息。我们需要系统地采集这些信息。例如，用于质量调整的代码需反映出那些最能影响价格的特征。过去的研究结果（如基于特征方法进行的研究）有助于预先确定这些特征（见第七章和第二十一章）。

6.56 用以管理商户样本的代码可包括：

- 已关闭：商店已永久性关闭；
- 暂不营业：商店暂时关闭，但在下个月可能重新营业；
- 拒绝合作：店主或工作人员拒绝合作；
- 细节性变化：所有权或店名变动，或目的有变化。

6.57 价格采集最重要的原则之一是连续性。由于价格指数衡量的是价格变化，因此为了掌握真正的价格变化，必须每个月都对同样的商品定价，这一点非常重要。例如，如果我们选择了一瓶一家超市自己出产的草莓酱，就应当继续使用那种品牌和风味的草莓酱；如果该产品脱销了，那么，在确定这是暂时性脱销还是永久性脱销之前，不应当使用另一种品牌和风味的产品。在永久性脱销的情况下，如果可找到品牌、大小及质量相同但具有另一种风味的产品时，那么该商品应当自然被选作“可比”商品，同时，应恰当地修改产品说明（规格）。如果无法找到可比商品，但可找到品牌、大小或质量不同的产品，那么，应将其选作“新”商品。这些原则也同样适用于其他商品（如服装、新鲜水果和蔬菜）。就服装而言，明确说明颜色、质地、出产国、商标及大小很重要，以确保每个月都对同样的商品定价。就新鲜水果和蔬菜而言，值得记录的特征可能包括：“出产国”、“等级”及品种。就电子器材而言，重要的可能是厂商邮购杂志中的相关描述。

6.58 由于各国的均等观念并不一致，不可能进行规范化，但从实际角度出发，详细描述定价的商品很重

要。商品说明将有助于价格采集员及总部选择替代商品或确认替代商品的适当性，以及确认质量的变化。其重点应是记录影响商品价格的各种特征。

6.59 有了详细准确的产品说明（规格），代职的价格采集员在原来的价格采集员因故无法采集价格的情况下，不必怀疑抽样商品是否正确，就能顺利完成价格采集任务。

6.60 在大多数情况下，本月的商品与上月的商品将完全相同。这样，唯一需要记录的就是该商品的新价格。但如果该商品有了什么变化或不确定性，价格采集员就需要运用自己的判断力，并向总部汇报，因为总部的工作人员有最后的决定权。使用预定代码来描述这些商品可节省时间，并在什么信息需上报的问题上为价格采集员提供更好的指南。这些代码可包括：

可比商品（C）：因原来的商品脱销而采集了在主要特征方面没有区别的替代品的价格。二者的价格可能类似，但也可能有例外。

新商品（N）：一件商品被新商品所取代。二者虽不具有可比性，但新商品对于该商品组而言同样具有代表性。若有可能，价格采集员应尽量查出“新”商品在链接或基期的价格。

削价或特价品（S）：真正的削价或特价，并附带削价标签。这不包括受损货物或过时的货物或清仓品。绝不可包括后者。在没有削价或特价告示的前提下出现的降价不属于“削价”；该商品的价格仍需取得，但不需使用 S 代码。

恢复价（R）：（在削价或特价等之后）零售价恢复到正常水平。不过，其价格不必恢复到削价或特价之前的水平。

暂时脱销（T）：应为价格采集者提供关于“暂时”之含义的指导（不同商品的预计暂时时期可能不同）。立即换掉这些商品可能是可取的（以流行服装为例，如果同样服装不会再零售，就应当将其换掉）。通常，不应当连续两个月以上使用 T 代码——在第三个月就应当选择一个替代品。在食品店里，商品永久性脱销的情况是很少见的。价格采集员应随时询问零售商未来何时再有货的情况。

空缺（M）：这是在一家商户从未出售过某种商品或不再愿出售该商品、同时又没有适当的替代品时而使用的代码。在这种情况下，建议在下一次价格采集时对该商品进行检查，以确定该商户尚未出售合适的替代品。

重量（W）：这表示商品出现了永久性的重量或数量变化。

备注（Q）：本代码可用来为总部提供额外的零售信息（例如，“免费增加 10%”、“买 2 送 1”或者其他代码无法表示的奇怪的价格差，如提价出售的特刊杂志）。应

做好相应的安排，让总部对这些评论做出回应，并对采集的价格数据做出相应的处理。

6.61 附录 6.1 说明了这些代码的用处。即使零售商表示本月的价格与上月没有变化，价格采集员仍应对此求证。这将需要一点外交技巧，但这样做很重要，因为店主很容易没注意到一些商品涨价了，或忘记了上次涨价的时间，或故意误导价格采集员。使用这些代码在操作上很重要。例如，如果一件商品可能在下月缺货，那么就可以预先选择一个替代品，并采集其替代价格。

6.62 一般而言，应只记录可现货现买的商品的价格。如果一件商品暂时脱销，就不应当记录其价格。但是，一些大件商品（如家具）一般必须先下订单。在这种情况下，只要零售商确定能在“可接受的”时间内交货，就应当记录这一价格。

6.63 一些食品（如肉类、鱼和奶酪）的售出数量是可变的，因此，采集单位重量价是明智之举。这一信息可从商品的标签上取得，或直接由价格采集员计算。每个月应使用大小和类别基本相同的包装，因为包装较大的商品的单价可能更低，而且包装不同的商品的单价也可能不同。其他商品（如鸡蛋）通常以特定的数量出售。这里，价格采集员必须记录该商品之特定数量的价格，因为这些商品的总价与单价通常与出售量有关。如果要定出 X 个鸡蛋的价格，但 X 个鸡蛋的总价格又没有直接标出来，就可以先查出一个鸡蛋的价格，然后再乘以 X 即可得出 X 个鸡蛋的总价格。需要注意的一点是确保单价不会随数量增大而降低。另一个例子是薄荷糖。这通常是以多种不同型号包装出售的，因此，应利用多种不同包装的薄荷糖及其价格来计算出一公斤薄荷糖的价格。

6.64 一些食品（如水果与蔬菜）的价格更难确定，因为一些商店可能是按个数定价的，而另一些商店则可能是按重量标价。例如，辣椒可能是按重量标价的，也可能是不管大小一律按个数计价。大蒜可能是按一个蒜头、一个蒜瓣或重量标价。各种浆果的价格可能以重量表示，或按篮子计算，而篮子的大小或饱满程度可能不同。在这些情况下，需注意对产品的描述。价格采集员应认识到每个月都需要采集同一样东西的价格的重要性，这样才能记录到真正的价格变动，而不是数量或质量的变化。

6.65 利用手提电脑采集地方价格，可为地方办公室及总部提供更好的质量保证，同时又避免了使用纸表格的缺点。下文将更详细地说明利用手提电脑采集价格的情况。利用软盘或电子邮件发送的电子表格，从大型零售店的总部统一采集价格，与安排价格采集员到各商店采集价格相比，可能具有更高的成本效益。但是在这种情况下，应注意检查同一种商品在一家公司不同连锁

店里的价格是相同的，而且还要采集各地的特价。如果这些地方因素存在，应充分掌握这些信息，否则为价格指数所采集的价格可能起误导作用。

6.66 要决定大型零售连锁店应单独组成一个抽样层呢（即把每个连锁店体系，而不是各个商户，作为抽样单位），还从每一个连锁店群体中抽取一个商户样本（即把一个连锁店体系中的每家商户作为一个抽样单位）。一般而言，没有实行全国统一定价政策的连锁店体系不能被视为一个单独的抽样单位，不过，每个连锁店体系中需查访的商户可能不多，但有一个前提，那就是被查访的每家商户都反映了该连锁店在一个范围更大的地区的价格水平。在这种情况下，通常的做法是请连锁店总部管理层确认其定价政策，并通过其取得采集价格的许可。在每年向其管理层申请继续采集价格时，应请求其确认其地区性定价政策没有改变。而这样采集的价格将得到与其代表的市场份额相符的权数值，这一点与对在那些各商户之间无价格差异的连锁店统一采集的价格进行加权处理是相同的。下面将进一步说明对地方商户统一采集价格（例如由国家统计局办公室的工作人员电话查询）以及通过连锁店的总部采集价格的相关问题。

现场采集程序

6.67 为了保证价格指数的质量不受采集错误的不良影响，必须建立一套充分的现场采集程序。价格采集需仔细设计和管理，同时还需要为价格采集员提供有效的指示和培训。大多数价格都可能是通过价格采集员查访各家商户而采集的。第十二章提供了涉及地方价格采集工作的现场采集程序的组织与管理方面的指南。

6.68 在某些情况下，从单一来源采集价格可能比实地抽样调查更有效率。下面将阐述这些问题。

集中及总部价格采集

6.69 集中及总部采集价格的一种形式是通过单一的数据来源采集许多商店的价格数据。在连锁店实行的是全国统一定价政策，而且各商店之间无论正常价格还是特价和打折价均没有任何差别的前提下，便可使用这种采集方法。在这些情况下，应在地方价格采集工作中剔除连锁店。同时，这样采集的价格应当根据市场销售份额进行加权处理。

6.70 上述集中采集与计算通常基于下列一些考虑：全国统一定价政策还是地方定价政策；现有的数据来源（包括连锁店现在及将来愿协助调查，统一提供数据的意愿）；数据展现与格式（广告上的价格，或是以电子邮件、软盘或纸表格提供的平均交易价）；现有数据的参照点（价格清单与采集日或采集期相吻合）；及价格变

动频率。

6.71 对于一些服务价格而言，进行集中式价格采集也可能合适。这可包括：

- 职业或行业工会的会费；
- 公用事业的收费或管制已放松（及管制下的）机构或政府服务费（例如：水费、煤气费及电费；公共汽车及火车票；出生、结婚及死亡登记费）；
- 由政府统一决定的价格（例如，医疗保健及教育等部分或全部由政府出资的服务收费）；
- 向政府缴纳的税收及执照费（例如，电视执照及车辆消费税）。

在某些情况下（如水电由地方机构提供），相关数据可能需向地方当局索取。

6.72 可通过书面形式、电话或电子形式索取这些数据。如果寄信的话，应考虑在以下几方面实行办公室自动化：拟定数据采集表（如信件合并设施）、记录收回的数据采集表、监控调查进展及提示未回复者。描述调查进展的一些有用的类别包括：调查表已收回；调查表在核对中；已提问并正在等候答复；数据已定。

6.73 以电子方式报告统一采集的价格的最大优势可能包括：自动化的效益更高、监控工作做得更好及抄写错误更少。而其风险是（这是所有统一价格采集都存在的风险），未被发现的错误的影响可能更严重，因为一种价格或一组价格的权数值可能较大。显然，在质量保证与抽样程序中均应考虑到这一因素。人们发现，全国性统计机构在实行更为统一的价格采集方法后，在审查其质量保证程序方面的工作较为缓慢。这可能导致总部花费太多精力核对地方价格数据。如果地方价格数据已在地方得到了严格核实，情况就更是如此；任何个别错误都不会对价格指数造成明显影响，除非这属于一种系统化偏差（比如因对价格采集员交待不充分而造成的偏差）。

6.74 货物及服务供应者可提供一份全面的价格清单，或是可抽出适当的价格样本及权数值的价格表，或者只提供计算价格指数所需要的价格数据。在某些情况下（如地区交通当局），也可以接受它们以价格指数形式提供的数据。在这些情况下，显然有必要确保价格指数的计算准确性，并符合消费价格指数的相关要求，并运用公认的计算方法，同时中央办公室还实行了严格的质量控制。质量控制的具体做法包括，每年利用基本数据对上述计算结果至少核查一次，或者建立起自动系统来检测不正常的变化。对计算方法是否一致的核查应涉及到下列等方面：商品选择、指数各组成部分的权数及采集的时间以及计算指数的数学公式。此外，在为中央办公室提供该指数的同时，还应当提供辅助性的说明及对价格变动的解释。应当预先与全国性统计机构商榷任何潜在的问题（比如因过去的定价商品空缺而需重新抽样）。

持续性的质量控制的一种形式是，利用其他相关数据（包括已宣布的价格变动）进行协调分析，以及通过与前期指数值相比来发现离群值。其他组织或政府机构公布的数据和价格也是有益的比较变量。对于电话采集的价格而言，建议以书面形式确认所有价格数据，以确保可解决任何疑问，并为未来无法消除的差异而留下审计记录。

6.75 在所有情况下，定期核定相关商品和服务没有发生任何变化将很重要，因为不然就可能需要进行质量调整。就超市及其他大型的数据提供者而言，应要求其总部证实代码没有变化，以确保定价商品不会在不同的价格采集期间出现意外变化。

6.76 如前所述，价格采集的频率取决于所监测的价格的变幅及价格变化的时点。例如，公共汽车和火车的票价可能每年在预定的日期调整一次。而其他情况下，随着不同的供应者对其定价结构的审查，其他价格在一年中随时都可能变动。不过，一般的预期可能是，这些价格将不会出现什么波动性。例如，保险公司可能只需每季度调查一次，而学校的午餐价则可能只需在每学期开学通过地方当局取得。对这些问题的决定将需要基于对地方实情的了解，同时还需建立合适的程序来监测相关程序的变化。

6.77 每一次的价格采集所需的报价数目将取决于特定情况，还需要考虑到指数的权数与齐次性以及价格的波动性（见第五章）。另外，最好避免这样的情况，即一家零售连锁店提供的少数价格在价格指数具有较大权数值。在条件允许的情况下，统一采集的价格的数目应当反映出该商品在购物篮子里的重要性以及价格的范围及波动性。

6.78 无论因何种原因（现实需要、成本效益性或特殊的方法考虑）进行集中及总部价格采集，都应遵循上述所有数据采集原则。

6.79 其他可集中采集的价格还包括：一些交通收费（如过桥费）；在多家商户以相同价格出售的商品；以及利用单一的数据来源能更好满足质量调整的数据要求的商品。换句话说，如果被选来进行地方价格采集的城镇或城市均不收取公路、桥梁或隧道通行费的话，那么，我们就可能在价格指数中无意遗漏了这些因素。但如果我们能在全国范围内抽样，并集中采集价格的话，那么该价格指数对于这类支出仍具有代表性。同样，如果货物和服务价格在全国任何地方都是相同的话（如报刊和杂志），那么，集中采集这些价格的成本效益最大。更复杂的价格计算法（包括质量调整）也可能最好集中采集。这方面的例子包括：一些住房支出、电脑和汽车（这里，店主可能无法提供质量调整所需要详细的技术性说明）。

降价

6.80 消费折价格指数的原则之一，是指数只能包含交易价格（即个人或住户实际支付的价格）。这一原则在运用上很少有例外（一个例外是房主的住房成本）。如果有打折的话，交易价格就可能与广告价格不同。在实际当中，原则上一般不采集只有数量有限的住户才能享受到的差别性折扣的信息（非差别性折扣则是指所有住户均可享受到的折扣）。例如，通常的做法是忽略商家优待券及常客酬金，而只记录未打折的价格。另外，如果个人可议价的话，那么取得实际支付的价格可能比较困难。因此，不难想象，上述一般原则可能看似简单，但因为概念性问题或实际困难仍有许多特殊情况需要处理。下面为许多国家运用的实际指南。这并不代表一组规则，因为恰当的做法将取决于各国的实际情况。每个国家的实际情况都可能各不相同。

6.81 就折扣价而言，只采集那些任何人一般都可以无条件得到的折扣价，否则只记录未打折或未补助的价格。具体而言，一般的做法是，忽略商家优待券及常客酬金。但是，在对“一般可取得”的解释上需要运用一定的判断力。例如，可考虑因通过银行直接付款而降低的价格，但具体要看所有消费者可享受这一价格的程度。需要运用判断力设定使用的限额，凡是超出了这一限额的价格均应纳入价格指数之中。反之，可采集不同支付方式下的价格（例如，分别采集以现金、银行直接付款及预付方式支付的电费数据），再通过加权而形成该商品的单独价格指数。

6.82 价格歧视。只有一部分住户可享受的折扣由于具有歧视性，一般应忽略不计。如果折扣幅度很大，而且要么绝大多数人口可享受这一折扣，要么指定的次总体因人口或其他特征而拥有享受该折扣的资格，并不需要在购买时采取任何行动的话，就另当别论。在这种情况下，应把这种折扣作为商品抽样的一个分层或涵盖面问题。价格采集员需自己作一些判断。允许的价格歧视可包括为退休人员提供减价（例如，旅游费打折或理发费打折），及给享受国家补贴的人员打折。零售商户收取的名义或象征性会员费，是又一个并非所有人可享受的价格，并需要一定判断力的例子。在这些情况下，应从门限及消费者的一般开支模式以及对会员可能有限制性的条件（例如，最低购买水平）等方面考虑这种所有人都可申请的会员资格。如果消费者需开车抵达这些商店的话，那么商店的交通是否方便也可能是一个需考虑的因素。

6.83 应当记录商品的暂时性减价（即这些商品还可能恢复其正常价格）或清仓销售（例如，一月份大减价销售或夏季大减价销售）的廉售价或特价。但是，在把某一价格定为“廉售价”之前，要注意确定这的确

是廉售，即对正常存货的减价。有时候，一些货物的售出价格一直低于建议的零售价，或者这种低价虽然在一年四季都如此，但却一直作为特价而广告。在这种情况下，就不应当将这些价格作为廉售价，但还是可以采集这些价格。一般不应当采集受损的或有毛病的商品的特别购买价，因为这些商品与以前采集了价格但以后可能缺货的商品的质量可能不同或不可比。另外，也不应当采集只有第一批客户得到的特价，因为这不是人人可享受的特价。人人有份的特价可以采集。但在实际中，由于每个月都需采集同一个“篮子”的价格，这些特价将不会被选作代表项，除非这些特价是在更新“篮子”或需要选择替代商品时出现的。对接近售出截至日期的货物的折扣应忽略不计，或视其为质量变化。

6.84 (购货时得到的) 奉送品、附加品及免费礼物。就暂时带有附加量的商品(如免费附加 30%)的价格而言，如果大多数消费者均不想要附加量、而且其购买与消费的决定也不会因附加量受影响的话，那么，就不应当根据附加量进行调整。同样，购货时的免费品(如买二送一或者购买每件商品所获得的免费礼物)应当忽略不计。用于未来购物的优惠券也应当忽略不计，因为这些优惠券可能不会用上。谷类食物盒里的塑料玩具等免费礼物也应当忽略不计，因为它们不在价格观察名单之列；只有盒子里的谷类食物的购买价才是相关的。价格采集员应当了解，特价下暂时出现的重量变化(X%的免费附加品)有可能成为永久性变化(例如，酒精饮料罐子的容量从 440 毫升变为 500 毫升)。价格采集员在了解到这些情况后，应向总部汇报。这样，总部便可就产品说明(规格)为价格采集员提供新的或修正的指南。

6.85 图印。有时候购物者会得到特殊图印。这些图印可积累起来兑换货物和服务。如果折扣是这些图印的替换方式，就应当记录这些折扣价。否则，这些图印应忽略不计。

6.86 贴换品。一般来说，以旧产品(如汽车)贴换新产品得到的低于名义足价的价格应忽略不计。这符合一般惯例，因为这种交易实际上涉及到二手货，而只有销售单位在买卖该货物时收取的服务费才属于价格指数的范畴。不过，实际情况并非如此简单。例如，车行提供的折扣可能大于被贴换的汽车的零售价值，因此，这实际上相当于真正对新车打折。在许多情况下，要评估贴换品的折扣是非常困难的。每辆旧车的贴换价可能都是单独谈成的，而新车的名义足价(这是用于衡量折旧的基准)可能是个未知数。因此，在这种情况下，可能最好上报标价或索价。

6.87 销售税。如果间接税未包含在商品价格中，而是在消费者付款时加上去的，一定要注意记录包含税款在内的价格。为此，对于那些通常以税前价标价的商品以及在账单上加入一般销售税的地区而言，应要求

价格采集员在价格采集表上指明其所记录的价格是否包含了销售税，以便在需要的情况下可添加销售税。

6.88 小费。如果餐馆账单含有强制性服务费，采集的价格只应包含这些服务费，而不应包含另外的小费。在那些原则上免费、但在实际中如果不给小费基本无法享受到的服务，或按普通做法是按标准给小费的情况下，就应将这些小费纳入指定的价格中。

6.89 在一个时期内购买个别产品时得到的定期回扣或退款如果会显著影响消费者愿购买的数量，就应当纳入价格之中。例如，如果瓶子退款为退瓶提供了充分的动力，就应当从价格中减去瓶子的退款，而割草机五年之后的退款则应忽略不计。在所有情况下，必须保持对每项决定的时间一致性。对处理退款的决定提出建议并不容易，因为许多决定均为个体决定。这些决定可能反映了收入，而不是支出变化。为了国民账户的需要，可能必须分别处理这些退款。

6.90 在一个时期内购买个别产品时得到的不定期回扣或退款如果会显著影响消费者愿意购买的数量，就应当纳入价格之中。因过去在一家商户购物而得到的、可用来购买类似商品或其他商品的忠诚回扣或优惠券一般应忽略不计，因为它们具有歧视性。如果这些因素较显著，就应被视为抽样的分层或涵盖面问题加以处理(见第五章)。一次性回扣(如私有化带来的回扣)应当忽略不计，因为这与消费的特定时期无关，并不太可能影响到消费水平。这些回扣可被视为另一种收入来源。

6.91 因在购物后的指定时间内未付账而被收取的信用卡及其他支付安排利息、服务费或附加费均应忽略不计。例如，在定价时不应考虑用以购物的零息及正息贷款。给予现金支付的折扣可包含在价格之中，但要注意这一做法在每个时期的一致性。

讨价还价

6.92 讨价还价指的是这样一种情形，即价格不是预定的，而是由买卖双方单独谈判决定的。例如，讨价还价是许多非洲国家市场的一个特征。这里几乎所有购买物品的协定价格都必须经过讨价还价来确定，包括占住户消费一大部分的日常生活必需品。讨价还价体系的特征是，它在定价方面具有很大的灵活性。每一笔交易的最终成交价及数量均不相同，并只能在成交后才能决定。同时，每项交易中被购买的货物的质量也有差别。显然，这些特殊情况就需要特殊方法来决定应纳入消费价格指数的买方价格。

6.93 可以这样说，从国民账户体系的角度看，讨价还价是价格歧视的一种形式。买方不能随意选择购买价格，因为在形势完全相同的情况下，卖方可对购买相同产品和服务的不同类购买者收取不同的价格。这意味着以不

同价格售出的“相同”产品应被视为具有相同质量，而在计算价格指数时，必须求出这些价格的平均值。但在现实中交易价格的变动很难与可确定的与价格有关的客户类别挂钩。购买者可能不小心付出了比其他地方的价格或可最终谈成的价格更高的价格。尽管如此，价格采集员应避免做出价格差与质量（数量）差无关的假定。

6.94 在价格是经过讨价还价而决定的情况下，使用标准的价格调查方法（即直接通过卖方采集价格）可能得出无法反映市场上实际价格变动的错误价格指数。例如，人口调查员采集的价格取决于其谈判能力、意愿和力量，这与真正的购买者所支付的实际价格相同。此外，一天之中不同时间的价格可能不同，而且每天的价格也可能不同，这就为代表性的概念增加了另一层含义。为此，专家们设计了多种调查方法与价格采集技术，来克服衡量谈判议价的困难。

6.95 购买商品调查。这里的原则是，价格采集的状态应尽量与实际交易的状态相似。价格采集员就像普通购买者那样，真正购买需定价的商品，并在一天之中分多次购买，以确保价格数据的代表性。地方负责人将需要对价格采集员采集的数量与价格进行定期检查。具体方法如下：

- 价格采集员通过讨价还价购买商品的方法，来确定相关价格。经过训练之后，价格采集员应像普通购买者一样，争取在指定的商店和卖方得到最低的价格。由于卖方的流动性很高，因此应定期对卖方样本进行局部更新，以确保其恰当的代表性。
- 让价格采集员购买商品，并为他们提供取得最优价格的动力。例如，可设定一个价格上限，并允许价格采集员从该上限与议价的差额中抽成。这种奖励制度可避免因价格采集员未取得最低价格而带来的潜在问题，这是因为价格采集员与普通消费者不同，他们不关心实现金钱的最高价值，也不受收入约束。

6.96 购买者调查。在购买者离开商店或市场上的货摊后，立即采集其所支付的价格，并记录其购买的数量和产品质量。应确定争价的情况（如开盘价与收盘价），及决定价格的相关参数。如果购买者不愿回答这些很费时的问题，可能需要给他们一定的刺激性报酬。

6.97 在购买商品调查和购买者调查中，应当采集用以计算消费价格指数的商品篮子中所有议价商品。采集的价格的数目需足以涵盖所有相关商品，并为平均价格提供一个可靠的指南。这在事先可能很难决定，不过，从过去采集的价格中应能得到一些借鉴。有人建议，为进行购买者调查的价格采集员提供一份表，让他们在表上记录每家货摊或商店报价的数目。这可用来对比实际采集的报价数目与总部决定的目标数目。表 6.1 为该表格的一个例子。

表 6.1 例子：显示各商店或货摊报价数目的调查表

商品	(总部决定的) 报价数目目标	实际报价数目			
		商店/货摊1	商店/货摊2	...	商店/货摊 n
商品 1	5	0	3		5
商品 2	4	4	5		4
商品 3	8	5	8		8
...					
商品 k	5	7	2		6

6.98 批发价趋势调查。在采集零售价格的同时采集一些批发价格，可作为对那些观测值个数比预期值小的问题商品的有益补充。理想的做法应是通过为相关零售商提供货物的批发商采集价格。应观察所有的因素（如零售税的变化、执照费以及市场上的货摊的租赁费），并根据这些信息来提高零售价格。假定这些因素不会随时间而改变，那么批发价格的变化率可被用作相关商品的零售价格指数的代理变量。一件商品的当期价格可估算如下，即以上期价格乘以相应的批发价格的变化率。

6.99 如果最终价格是一组商品的价格（比如货摊主向购买许多货物的购买者赠与更多的商品），那么确定购买者所支付的价格就比较麻烦。如果其赠予品分为几类，并包含了双方直接议定了交易价的商品，那么就需要把这一笔买卖分为多种次交易。在这种情况下，我们需有一种常识性的方式。这类情况与诸如西方超市“买一送一”之做法有些细微的区别。后一种折扣通常不含在价格之中，其理由是购买者不想要或不会使用这些额外的商品。例如，额外的容易腐烂的货物会因过期而被扔掉。这一论点对于发展中国家的市场购买产品的相关性更小一些。在发展中国家，许多消费者刚刚能维持生计，因此，他们将会消费全部购得之物。在这种情况下，购物者将会积极讨价还价，达成购买整个篮子货物（包括所有“免费”品）的价格。

6.100 下面的例子将说明用以决定购买者所支付的价格的方法：一位需购买 5 公斤胡萝卜的购买者得到下列额外赠与：500 克胡萝卜、100 克生菜及 200 克小葫芦。

6.101 这里，我们可确定三种交易：5.5 公斤胡萝卜；100 克生菜；及 200 克小葫芦。我们需根据卖方既愿意出卖、买方也愿购买的价格来对额外赠与品计价。这里使用的假定是，以本币单位表示的价格的议定条件将与其所需商品（胡萝卜）之价格的议定条件相同。假定 5 公斤胡萝卜的起价是 15 000 个本币单位，收价为 12 000 个本币单位，同时假定赠与食品的起价如下：一把重 264 克的蔬菜的价格为 990 个本币单位，一堆重 4.4 公斤的小葫芦的价格为 4 620 个本币单位。表 6.2 说明了胡萝卜的实际收盘价的决定过程。计算结果显示，胡萝卜购买者的实际价格为每克 2.0967 个本币单位或每公斤 2 096.7 个本币单位。

表 6.2 举例说明在存在议价的情况下决定购买者实际支付价格的方法

	采价商品		额外赠送商品	
	胡萝卜	胡萝卜	生菜	小葫芦
标准销售量/采集量的起始价值（本币单位）	15 000	15 000	990	4 620
标准销售量/采集量（克）	5 000	5 000	264	4 400
标准销售量/采集量的起始单价（每克的本币单位数）	3	3	3.75	1.05
奉送品的起始单价（每克的本币单位数）		3	3.75	1.05
奉送品的数量（克）		500	100	200
奉送品数量的起始价值（本币单位）		1 500	375	210
收到的商品的收盘价值（本币单位）	12 000	1 200	300	168
新的价格（每克的本币单位数）	2.4	2.4	3	0.8
议价比率	1.25	1.25	1.25	1.25
付款（本币单位）	12 000			
估算的奉送品收盘价值（本币单位）		1 668		
被采集的商品（胡萝卜）的实际价格（本币单位）	10 332			
所收到的采集品数量（克）	5 500			
被采集品的实际购买者单价（每克的本币单位数）	2.0967 ¹			
改进后的议价比率	1.52 ²			

¹ $(12\,000 - 300 - 168) \div 5\,500 = 2.0967$ 。² $3 \div 2.0967 = 1.52$ 。

6.102 价格采集员如果不知道胡萝卜出售者愿出售生菜和小葫芦的收盘价，可对其进行估算。具体的做法，通过同一个市场或同一地区的不同销售渠道的销售者样本采集起始价值及标准的销售量。一件商品的平均开盘价等于该商品起始价值之和除以相关的标准销售量

之和。对每件奉送品（生菜或小葫芦）而言，可将平均初始价格除以所需商品（胡萝卜）的议价比率，来估算奉送品的收盘价。每件奉送品的价值等于收盘价与赠品数量的乘积。如果这些奉送品中包含了与被采集的商品质量相同的商品，即根据被采集的商品收盘价来对奉

送品计价。

不得以的替换、产品替代及质量调整

6.103 地方及中央价格采集中遇到的一种困难是，被定价的商品已经退市，需找到替代品。在这里简单讨论此问题的原因是，它涉及到价格采集员实地做出的实际决定。第七章和第八章将更深入地讨论这个问题。在必须找到替代品的情况下，价格采集员通常会结合那些对决定价格和购买习惯最有影响力的特征（例如，不应该用即将被淘汰的商品来替换已经被淘汰的商品），在同一个商店选出最接近的同类产品。尽管如此，在可以利用产品替换之机更新样本的情况下，可选择一件“最具代表性”的替换品。这里，我们必须确保要运用充分的控制措施，以达到理想的结果。

6.104 在确定替换品之后，价格采集员应详细描述该新产品，以便使总部能够辨别任何相关的质量变化。其目的是为了确保消费价格指数能继续反映购买一篮子固定的、质量恒定的货物的成本。总部应利用这些采集的信息来决定进行相关的质量调整。

6.105 在这种情况下，我们需采集新的或替换品在基本月份（对于一些指数而言这是指上一个月）的名义价格。这可向店主索取，也可根据可处理质量差异的三种方法的任一种方法，对新的基期价格进行估算。这三种方法是：直接对比（即在没有质量变化的情况下进行对比）、直接的（明确的）质量调整及间接的（隐含的）质量调整。在采集新产品而不是可比的替换品时，可能有必要在短期内把新产品排除在指数之外，直到有了其长期可用性及价格稳定性的充分证明为止。

6.106 一些国家利用质量系数表对价格进行调整。例如，在一个北非国家，“绿茶”应由 Minara 茶代表；但如果没有该产品的话，可采集另一种茶，并根据相关系数对该系数进行调整（例如 Oudaya 茶 x 1.20）。第七章对直接与间接质量调整作了更多的说明。

6.107 如果一家商店关门或不愿意继续协助价格采集工作，那么，就应该在同一个地区另选一个类似商店，并利用间接质量调整方法来计算新的基期价格。有关地区内商店替换的抽样工作，可参见第五章。

相关问题

电子申报

6.108 电子申报集中采集的价格以及利用手提电

脑采集地方价格的做法既可提高价格采集与处理的效率，还有助于有效审计。不过，这两种方法取决于有效的质量控制措施。利用电子销售点或扫描数据制作的电子报表可能会随时间推移而增多。

6.109 电子申报集中采集的价格。集中采集的数据可通过多种电子方法采集。在初次接触数据提供者之后，可启动对于双方都方便的电子数据采集程序。这些方法包括：

- 以电子邮件形式在国家统计机构与零售商之间传递采集电子数据表；
- 由零售商在商定的时间以电子邮件的形式发送价目表；
- 以拨打电话的形式提供格式已定的数据；
- 使用互联网（如果需要，可打电话说明相关定义与可得性）。

6.110 手提电脑。利用手提电脑采集地方价格数据的最大好处可能包括：数据传送的效率更高、数据质量更好（因为实地编辑设备更多）以及抄写错误被消除了。此外，使用手提电脑一般还能加快完成价格采集工作。

6.111 一般来说，在使用手提电脑采集地方价格过程中进行的核查，与在更传统的价格采集方法下中央办公室收到非电子表格时应作的核查差不多。手提电脑的优势在于，它允许价格采集员实地核对价格，并在价格采集时纠正错误，而不是在事后再纠正。实际上，在采集价格之后再核查的成本可能很大，也很困难。例如，在此间价格可能发生了变化，而价格采集员可能不得不依赖店主的记忆。

6.112 选择手提电脑需考虑许多因素，包括价格、可靠性、维修成本及使用的方便性。数据转移的计算功能（包括数据备份与下载）以及与办公系统的兼容性也很重要。价格采集员特别关心的其他因素还包括：工作环境因素、大小与重量、编辑功能及电池的预期寿命。失窃风险及其他安全因素也会有一定的影响。

6.113 使用手提电脑最初需要有一大笔开支，用于购买电脑、购买软件以及训练价格采集员。此外，还需经常支付维修费。这些成本有时是可以降低的，一个方法是使用国家统计机构采集其他数据（如住户收支调查）中使用的电脑，另一个方法是把采集工作包给另一个可能已在其他统计调查中使用这些电脑的组织。价格采集员提高工作效率，以及因减少抄写及非自动数据输入和总部的数据编辑工作减少而带来的节省至少可在一定程度上冲抵这些电脑成本。

6.114 从非电脑采集系统转移到电脑采集系统需有一个认真计划，以避免这一变化的内在风险。国家统

计机关若计划使用手提电脑采集价格，就应当进行深入的试点测试，还应当考虑同时有限地使用旧的非电脑采集系统，这样即能确保新方法的稳健性，还能保证新旧方法的数字结果是相同的。

6.115 由于手提电脑提供了其他功能（包括编辑地方价格的功能），而且数据也不再需要抄写，这样可能有必要重新组织编制消费价格指数的程序，以及重新确定编制队伍各个成员的职责与互动关系，及总部与各价格采集员的职责与互动关系。

6.116 制定明确的规章和程序，说明价格采集员可实地进行的调整与总部应统一进行的调整将很重要。例如，可预先规划好替代商店，以应付个别商店关门或拒绝合作的情况。应允许价格采集员有一定的灵活性，在遵循总部统一制定的程序的前提下，可选择并输入替代商品的新特征。

6.117 电子收款机或扫描数据。电子收款机数据通常是指直接从零售商的电子收款机取得的数据，而扫描数据则通常是指根据电子收款机数据而整理的商用数据库。全国统计机构把电子收款机和扫描数据作为取得最新、最准确的信息的简便方法。这些信息不仅包含了售出货物的数量与价格，还包含了其规格说明。这些规格说明可用来控制样本的代表性，及衡量质量变化。其优点是，可对数据进行电子核对，而不需要派价格采集员进行实地核对。

6.118 在考虑使用扫描数据时，应注意商户及产品涵盖面的代表性，以及扫描数据中的平均价格是否准确地反映了商户的实际交易价格。此外，我们不能假定货物和交易的地理与总体涵盖范围或处理方法与指数涵盖范围是相同的。另外，扫描数据对于采集服务价格也可能没有多大的帮助。许多国家的服务在交易中所占的份额越来越大，因此其在消费价格指数中的权数值也越来越大。从实际角度看，准确确认产品有时可能会成问题，因为一件商品的编码可能不止一个，而且，一个编码不一定只属于一种产品。当一种商品退市后，其编码可能被重新用在另一种商品上。

购买力平价

6.119 购买力平价一般用来缩减诸如国内生产总值等主要经济总量，以便以实际数量对实际收入水平进行国际对比，即根据本地价格及不同的消费格局对其进行调整。购买力平价涉及到对一篮子具有代表性及国与国之间具有可比性的产品和服务的价格的国际对比。因此，其价格数据与消费价格指数的数据不同，因为消费价格指数的产品和服务篮子仅代表一国经济领域中的私人住户消费。

6.120 从原则上讲，利用同一套基本价格数据来计算消费价格指数和购买力平价是有其可取之处的。但实际上，由于这二者的目标不同，因此这样做余地可能有限。使根据购买力平价原则采集的价格在各国之间具有可比性所需界定的商品篮子，将比消费价格指数所界定的商品篮子更狭窄。

6.121 不过，通过分析这两种篮子的潜在交迭情况，可能发现某种在这两种情况下均可使用的价格采集方法。这可能特别适用于无品牌的货物及本地地产的新鲜水果和蔬菜。例如，在不考虑产品种类的情况下，可对本地地产的普通苹果点心进行跨国对比。相反，由于名牌商品（食品或非食品）在各国之间的可用性与规格说明有差异，对比起来问题可能更多。

6.122 扫描数据尽管存在上述缺点，但在某些情况下，它仍可为计算购买力平价的某些部分提供有用的统一价格数据。附录四将进一步阐明与购买力平价及国际比较项目相关的一些问题。

数据质量与质量保证

6.123 应核查并确保价格数据的准确性，并确保价格指数整理方法的恰当性。确保数据之完全性和正确性的核查工作，最早在价格采集和整理阶段就应当展开。随着时间的推移，回商店重新采集价格的做法就越来越不现实，而商店的价格在初次采集之后已发生变化的风险也更大。然而，我们不可能一一指出应当进行的各种核查及核查的范围。具体的核查内容将取决于实际情况，包括样本设计及价格采集方法。例如，价格采集员如果使用手提电脑的话，与使用相应的纸张系统相比，就能在初次采集价格时进行更详细的核查。第十二章就质量保证问题提供了更多的指导。

文档记录

6.124 良好的文档记录非常重要。对需做的事情、应在何时做、应如何做以及为什么应做等问题的解释都需记录在相关文档中。准备这些文件是一个确保采集价格和编制价格指数的现行程序之质量的有益机会。同时，这也为我们提供了一个审察和改进这些程序的机会。就编制价格指数而言，这些文档可起到两个作用。第一，如果原来的工作人员生病或离职，这些文档可帮助其他人承担起这份工作。第二，这些文档还提供了一个质量检查的工具，可保证应被执行的程序确实被执行了。更广义而言，这些文档可为消费价格指数的使用者提供一份有益的参考资料。第十二章将更详细地说明有关文档记录的问题。

附录 6.1 简约价格采集表之摘录

注：采集员填写最后四纵行。适当的话，“品牌”一栏可空缺。通常，每种产品或每个商户有一份单独的调查表。
采集日期： 采集员姓名： 商户名称：

产品	零售商户	规格说明：品牌	价格	指示码 ¹	备注 (需要的话，针对商户或商品填写恰当的电子预编码)
土豆（新鲜、散装），一公斤	Green Fingers Green Grocers	Jersey Royals	59p	C	可比商品。季节性变化。
优质刀切牛肉，一公斤	SuperBuys Supermarket	本家品牌。优质，低脂肪。红蓝包装。	£3.45	S	特价：半价。
冷冻比萨饼，中号，300-450克	SuperBuys Supermarket	本家品牌。肉多。带比萨饼图案的盒子。	400g	W	过去的大小为 450 克。
牛奶，巴氏灭菌，4 品脱或 2 公升	SuperBuys Supermarket	纯杀菌乳酪。带蓝色标签的塑料瓶子	89p		
男式长袖衬衣	Formal For Men	“Dickie Dirts”牌。白色。75%棉，25%涤纶。英国制造。蓝色包装。	£34.99	Q	包括一条免费领带。
流行女鞋	Steps	黑鞋。鞋名为“Sleekie”。皮面，鞋底。中国制造。	£30.00	R	25%的折扣。
餐馆正餐，晚餐	Fill Up	鳕鱼、土豆片和沙拉。主菜单	£7.50	C	过去为“鳕鱼、土豆片和沙拉”。
戏票，晚场，前排，成人	Civic Theatre	“杰克与豆茎”。每周一至周四晚间演出。	£12.00	N	以前的节目为“会说话的头”。

¹C = 可比的；S = 促销或特价；W = 重量；Q = 备注；R = 恢复；N = 新的。

第七章 质量变化调整

引言

7.1 衡量消费者价格水平的变化由于新旧货物与服务的进入和退出以及现有商品质量的变化而变得复杂。如果没有这些复杂情况，那么就可以从时期 0 住户消费的项目中选择代表样品，将它们的价格记录下来，并与随后时期（如时期 t ）同样可比项目的价格进行比较。按照这种方法，相同商品的价格可以进行比较。然而，现实中确实存在这种复杂性。例如，某个项目可能在时期 $t+1$ 不再生产，所以在时期 0 和时期 $t+1$ 之间不能进行价格比较。

7.2 可以采取一些方法来对这一问题进行补救。在时期 $t+1$ 可能存在一个替代项目，如果该替代项目具有相同的质量，其价格就可以与“旧项目”在时期 t 的价格进行比较。但是替代项目可能具有不同的质量。一种选择是忽略这种质量差异，并继续将时期 $t+1$ “新的”替代项目价格与时期 t 旧项目的价格进行比较，以继续价格系列。虽然对质量差异的调整还在进行，但这是一种很不理想的调整，因为质量变化对价格没有影响。第二个选择是从指数中剔除质量发生变化的项目，在编制时期 t 和时期 $t+1$ 的指数时，仅针对具有相同特征的可比项目。这种排除法相当于一种隐性的质量调整，即假定现有可比项目的整体价格变化与退市旧项目和替代新项目经质量调整后的价格变化相同。但是，在实际中，产品生命周期各阶段发生的价格变化一般不相同。例如，当型号升级时（当某种项目正在退市并且被替代时）的价格变化可能非常不同于其他阶段。因此，这种隐性假设可能是不适当的。第三，如果具有退市项目与替代项目在共同重叠时期（如时期 t ）的价格，则新替代项目的价格变化可能被嫁接到价格指数之中。旧项目在时期 0 和时期 t 之间的价格变化被乘以替代项目在时期 t 和时期 $t+1$ 的价格变化。然而，这里也存在一种隐性质量调整，要求旧项目与替代项目在时期 t 的价格差异反映了质量变化对价格的影响。这些差异还可能部分源于该项目生命周期相关阶段的战略定价行为。

7.3 还可采用其他方法，针对质量差异对不可比替换项目的价格进行调整，其中包括显性估算质量变化对价格的影响。有很多获得这种显性估计的方法，并且显性质量调整的适当性不仅取决于所采用的方法，也取决于是否可以获取实施方法所需要的合适数据。在每一种

情况下，无论统计部门采取哪种方法，每当项目退市时，都需要根据质量对价格进行调整。本章的目的是要帮助确保合理的质量调整。

7.4 研究如何对质量变化进行调整具有三个主要理由。首先，各种新方法不断出现。其次，统计部门在处理质量变化时所选用的方法缺乏统一性，因此，不同产品领域和不同国家之间的消费者价格指数比较以及长期的消费者价格指数比较可能存在误导性。最后，很多实证研究对使用不同方法的效果进行了研究，结果发现对方法的选择确实很重要（Dulberger, 1989 年；Armknrecht 和 Weyback, 1989 年；Moulton 和 Moses, 1997 年；Lowe, 1996 年）。

7.5 鉴于这些因素，必须认识到统计机构确实需要采用可比型号法来预防质量变化。价格采集人记录选定项目的特征，并于随后时期按照同一模型采集价格数据，以便对相同的项目进行比较。如果存在一个产品组，其中没有发生质量变化的项目，并且不存在新的或退市的货物与服务，那么可以依据代表项目采用可比型号法。更加笼统地说，可比型号法的误差可能出于三个原因：项目丢失、样本空间变化以及新产品引进。

为什么可比型号法可能会失败

7.6 某项目的长期价格变化通过比较该项目的当期价格和参考期价格来衡量。参考期是指该项目与大多数其他项目一起进入样本的时期。

丢失项目

7.7 第一种误差来源也就是本章的核心是当某项目不再出现在商店时。该项目可能停止供应了，或者不再以同样的规格出售——其质量已经发生变化——并且实际上在当期丢失。该项目价格还可能因其他原因丢失：它可能是一种季节性项目，或者其价格不需要如此频繁地记录，或者它可能是一种为顾客定做的货物或服务，每一次都根据顾客的具体要求提供。

7.8 必须将永久性退市的项目区别于暂时丢失的项目。暂时性丢失项目是在相关月份内没有供应或没有标价的项目，但在随后月份又具有价格。例如，项目丢失原因可能因为需求是季节性的，如部分水果和蔬菜的情况，或者是存在短缺情况。一些商品的定价频率较低，可能是季度性或半年度定价，因为其价格变化不规则。

当“脱季”时，这些项目自然就丢失。

7.9 处理季节性项目的问题是虚拟其丢失价格，直到该项目重新出现。使用的虚拟方法在一些情况下类似于质量调整方法。但是由于虚拟是临时性的，所以要求受访者按照“暂时性丢失”或“季节性丢失”分别列出这些项目。关于这种虚拟的原则和方法见 Armknecht 和 Maitland-Smith (1999 年)、Feenstra 和 Diewert (2001 年) 以及第二十二章。本章关注的是永久性丢失项目，并且持续进行虚拟或使用替代项目。

7.10 处理丢失项目可采用以下几种方法：

- 可剔除该项目，理由是假定其他项目组的总体价格变化反映了退市项目的变化情况——一种对价格的隐性质量调整。
- 可选取一种替代项目，并且可使用该替代项目的价格进行比较，因为一般认为替代项目的质量与丢失项目具有可比性。
- 替代项目可能无法与丢失项目相比较，但是在丢失项目退出前，丢失项目与替代项目可能同时出现在一个重叠时期。在重叠时期的价格差异可用来估计质量差异，并据此对替代项目的价格进行调整。
- 可采用不可比替换项目的替代价格，显性估算质量差异的调整值，以区分“纯”价格变化和质量变化。

7.11 因此，在很多情况下，需要对替代项目的价格做质量调整。这种质量调整是对替代项目（与丢失项目进行比较时）的价格（价格变化）所进行的调整，以剔来自质量差异引起的价格变化。质量调整可以看作一种系数，该系数乘以替代项目的价格，使它按照消费者的观点来说与原产品价格相符。

7.12 举一个简单的例子，假设某项目出售的大小（或数量）是一种质量特征。假定丢失项目的大小与其替代项目不同。假定 k 单位替代商品的出售价格与 j 单位原商品的价格相同。无论消费者购买一个单位原产品还是 j/k 单位替代产品，结果没有差异——它们的价格相同。为使一个单位替代产品的价格与一个单位的原产品价格相同，替代品必须被乘以 k/j 。这是所需要进行的质量调整。例如，2 个单位替代产品相当于 3 个单位原产品，那么需要对替代项目价格的质量调整为 $2/3$ 。假设一个单位替代产品实际销售价格与一个单位原产品相同，那么替代产品价格调整质量变化后，只是原产品价格的 $2/3$ 。如果 1 个单位替代产品的售价相当于原产品价格的两倍，那么质量调整后的价格是原产品的 $4/3$ ；即价格上涨了 33%，而不是 100%。消费者价格指数要记录原产品价格与经质量调整后的替代产品价格之间所存在的差异。

7.13 第 7.10 段提出的方法及其隐含的假设条件将在后面详细讨论。根据定义，不能确定丢失项目的

价格。至于其价格变化的一些假设（如果存在的话）是否准确，也很难断定。这里要强调的是：如果项目价格可比，那么将有助于使所衡量的价格变化不受质量变化的影响。当用质量不同的产品来替代原产品时，就需要根据质量对价格进行调整。如果调整不当，就会存在误差，并且如果在系统方向上不合适，就会存在偏差。需要进行仔细的质量调整以避免误差和偏差。这些调整是本章的主题。

抽样问题

7.14 关于抽样主要存在四个方面的问题。首先，相同项目在一段时间内的价格可比问题，根据其性质，可能会导致抽取的项目样本越来越不代表交易总体。被放弃的旧项目的价格可能较低，而新项目的价格可能较高，并且这种价格差异即使在考虑了质量差异后仍然存在（Silver 和 Heravi, 2002 年）。企业可能因为战略原因希望放弃旧产品，或许是为了引入价格比较高的新产品。在衡量一种消费者价格指数时，忽视这种“不可比”的产品将使指数下偏（见下文的第 7.150 段至第 7.152 段）。因此令人奇怪的是，如果忽略价格变化异常的项目，那么用来确保稳定质量的可比方法本身也可能会导致偏差（另参见 Koskimäki 和 Vartia, 2001 年）。第八章建议在根据质量对价格进行调整时，应结合采用项目筛选和链接的策略。这种策略尤其适用于不断有技术创新的部门（也可参见以下对特征价格指数的讨论）。

7.15 第二，由于需要更多的资源对价格进行质量调整，因此价格采集人员和案头统计员可能希望避免进行不可比的替代和质量调整，这也正是其所应该遵守的指导原则。因此项目将继续被监测，直到它不再被生产。这意味着需要对销量有限的旧项目进行监测。鉴于企业的营销战略，这些项目的生命周期在接近尾声时可能会出现异常的价格变化。对于企业来说，如果在产品生命周期的不同阶段，特别是在生命周期的开始和结束阶段，如果采用不同的定价策略，那么将会带来好处（Parker, 1992 年）。因此，对于指数中处于生命周期尾声的项目来说，其隐性权重或其他权重可能偏高，因为在抽样时，是以其销售份额为基础的。此外，可能忽视了不可比但销量可能相对较大的新项目。结果，对于处在产品生命周期尾声的可比项目来说，对其异常价格变化所给予的权重可能不适当。

7.16 第三个抽样问题与项目替代的时间有关：当选择一个项目来代替原项目时。建议选择一种可比较的替代项目以避免繁琐的价格质量调整，然而这却使问题复杂化了。过时项目本质上处于其生命周期的尾声，为了方便比较，可比较替代品也必须接近或者处于其生命周期的尾声。处于生命周期尾声并且存在异常价格变化

的过时项目同样由具有异常价格变化的过时项目所替代，这就加剧了抽样不具代表性的问题，并且继续使指数中提供廉价服务流的高技术项目出现偏离。

7.17 当价格采集者继续报告原项目价格，直到该项目被强行替换时——即当该项目不再有供应，因而需要以通常消费的或流行的项目来替代原项目时，将会出现可比方法中的最后一个抽样问题。尽管这种做法改善了样本的涵盖面和代表性，但同时它也使人们更加难以根据质量对过时旧项目与流行新项目进行可靠的价格调整。质量差异可能不能归因于某个重叠时期的价格差异，因为某一项目处于其生命周期的最后阶段，而另一项目则处于生命周期的初始阶段。此外，项目之间的技术差异可能使得人们更加难以直接针对质量差异对价格的影响做出可靠的估计。最后，对于非常旧的项目和非常新的项目，其（质量调整后）的价格变化可能不会满足虚拟方法所要求的假设，即：“与现有项目或项目组具有类似的价格变化”。如果较早地而不是较晚地转向替代项目，那么处理丢失项目质量调整的很多方法就更加有效。可以认为抽样问题定然与质量调整方法有关。这一问题将在第八章做进一步的讨论——第八章将讨论项目选择以及在处理代表性问题和对价格进行质量调整时，采用统一方法的必要性。

新产品

7.18 当市场上引入一种新产品时，就可能出现第三种误差。很难区分新项目 and 旧项目的质量变化；第八章将对此进行讨论。在引入一个真正新的项目后，会立即增加福利或效用，因为需求从先前的技术和其他产品转移到新产品上。例如，衣服拉链的出现取代了以前所用的纽扣，这是一种全新的产品，消费者在从使用旧技术转向使用新技术的过程中，最初增加了效用或福利。只有等到对指数重新确定基期时，或者至少等到有了连续两期的拉链价格，并将新价格比较与旧指数进行链接时，才能适当地将引进新产品所带来的收益纳入指数。随后，价格可能不变甚至下降。为了计算最初增加的福利，可以对引入期间的价格与前期的假设价格进行比较——前期供应量将为零。评估这种理论价格的实际工具还不是很成熟，第二十一章将会对该问题进行更详细的讨论。对于一个建立在基期和固定篮子概念基础上的消费者价格指数，严格来说不存在什么问题。新产品不在旧篮子内，应该被剔除。尽管从定义角度看，一个合理衡量旧固定篮子的指数将是合适的，但它不能代表我们购买的产品。因此，该指数将是不适合的。如果生活费用指数所衡量的是保持一定效用所必需的支出变化（见第十七

章），那么从概念上来说，无疑适合纳入新的产品。

质量变化的特征

7.19 本节讨论什么是质量变化，然后指出了处理退市项目价格的方法。要理解质量变化的“涵义”，需要一个概念的和理论的平台，从而根据一个良好的框架对价格进行质量调整。

7.20 首先，要认识到随着时间的推移，所产物品的质量会发生变化。在此采用一个新汽车的例子。Bode 和 van Dalén（2001 年）对 1990 年到 1999 年期间荷兰新汽车的价格进行了深入研究。这一时期平均名义价格上涨了大约 20%，但同期汽车的一般质量特征发生了变化。例如，马力（HP）平均从 79 HP 增加到 92 HP；每百公里使用燃油从 9.3 升下降到 8.4 升，燃油平均使用效率上升；电喷汽车的比重从 51% 上升到 91%；带有动力方向盘的汽车比率从 27% 增加到 94%；安装安全气囊的汽车比率从 6% 上升到 91%，同样的情况出现在中控锁、着色玻璃以及其他方面。对于所购买的货物来说，这种质量组合变化只是质量变化的一个方面。例如，在将 1 月份型号样品的价格与随后月份同样型号的价格进行可比时，保持质量组合不变，以避免质量差异影响价格衡量。然而，正如下文将看到的那样，在最终抽取的型号中，可能对事后引进的型号重视不够，因为在保持其服务质量不变的情况下，由于受益于近期的技术变革，这些型号可能具有不同的价格变化。有一种方法可用来修正这种质量变化，但需要使用全部样本，这个方法就是虚拟变化特征回归法（见下文）。Bode 和 van Dalén（2001 年）采用了一系列的特征回归方程，发现这些新汽车经质量调整后的价格在该时期基本保持不变，但它们的平均名义价格上涨了约 20%。

7.21 第二十一章指出，观察到的价格变化在理论上有多方面的来源，包括质量变化、口味和偏好的变化以及制造商技术的变化。更加正式地说，观察到的价格数据是具有不同口味的消费者需求曲线与可能具有不同生产技术的制造商供应曲线的交叉轨迹。只有在极其有限的情况下，才能将口味和偏好变化的效应和质量变化的效应区分开来。第八章建议进行链接或定期重新确定基期，从而使反映口味和偏好的权重不至于过时。

7.22 观察到的项目特征变化组合并不是关心的唯一问题。还存在不是总是能够观察到或者量化的问题——如风格、可靠性、使用便利性和生产安全性等现实问题。至于引起质量改进的因素，《1993 年国民账户体系》的第十六章在阐述价格和数量衡量的问题时，除了提到有形特征变化外，还指出了其他因素，包括“向需求量更大的地方运输货物，这本身是一个生产过程，在这一过程中，该

货物被转化为一种较高质量的货物”。同样产品提供于不同而且更加方便的地方，可能获得更高的价格和更高的质量。此外，每日的不同时间或者年内的不同时期也可能造成质量差异：“例如，在高峰期提供的电力或交通应认为比非高峰期提供的同样数量电力或运输具有更高的质量。存在高峰期的事实表明购买者或用户对于该时段的服务赋予了更多的效用，同时高峰时段生产的边际成本也通常要高一些……”。其他差异，包括货物或服务供应或送货时的销售条件或环境状况，也能够对质量差异产生重大影响。例如，零售商可以通过以下方式吸引顾客：免费送货、提供信用或更加多样化、更便利、缩短订货时间、更小量身定做订货、更加明确的标识、更好的支持与建议、更方便的停车或者更广泛的品牌、或者简单地通过在一个更加理想和时尚的环境下经营。这些优惠条件并不总是在项目描述中具体说明，首先，提供这些服务没有具体收费——它们包含在销售产品的价格当中。第二，在对具体商店中型号的价格进行比较时，往往假定这些服务水平保持不变。然而，这并不意味着在概念上，这些质量改进不在指数范围之列。如果这些优惠条件发生变化，就应该根据这些好处的估值对价格进行调整。

7.23 关于如何对价格的质量变化进行调整，首先要了解什么是质量。尽管人们可能对一个时期消费的项目优于另一个时期具有直觉感受，但拥有一个理论框架有助于建立这种比较的基础。例如，一种服装被抽样，并在几个月后退出市场。一种选择是用一种相似项目来替代它。最接近的可比较服装可能需要更多的布料，或者加有内衬，颜色不同，纽扣不同，做工更好，或者更加时尚。需要对新旧项目的质量差异进行价格评估，才能对相同产品价格比较。要建议或否定一种质量调整方法，需要大致了解最理想的要求是什么，以及该方法是否能满足这种要求。尽管这种讨论使我们暂时不能明确这些方法的实用性，但其用途在以后各节中将变得明显。

基于效用的方法

7.24 第十七章将生活费用指数 (COLI) 定义为获取给定生活标准或“效用”所需的基期和当期最低支出的比率。价格的质量调整包括衡量某产品当期特征不同于较早时期、从而给消费者带来不同效用水平的产品价格变化。将质量变化值等同于消费者获得效用的变化，尽管自然属于生活费用指数的框架，但并不限于这种框架。从这种角度来看待质量问题，对固定货物篮子费用指数 (COGI) 也有一定的帮助。尽管固定货物篮子费用指数需要对固定产品篮子进行定价，但一些项目将退出市场，而选择用来维持抽样的替代项目质量可能不同。这样就需要确定总体价格变化中有多大比例来自质量变化，以及有多大比例来自

纯粹的价格变化。使用效用概念将有助于处理前一问题。

7.25 在对质量变化进行定义时，所依据的是特征的某种变化等同于所提供的不同效用水平。试分析一个例子，其中新的、质量改进后的项目代替了时期 t 的旧项目，消费者必须在两者间做出选择。设想在新质量项目出现后，这两种质量以同样价格提供给消费者，比如说 $p^t=100$ 。然而要求消费者对它们进行选择，人们自然会选择新质量的产品。假设旧质量产品的价格被逐步降低，直到某一点，如 $p^{t*}=75$ ，此时消费者对于以 $p^{t*}=75$ 价格购买旧产品或者以 $p^t=100$ 价格购买新产品无所谓。消费者可能以 75 的价格购买旧产品，或者以 100 的价格购买新产品。无论哪一种情况，消费者都将获得相同的效用，如果旧产品的价格进一步低于 $p^{t*}=75$ 时，将使消费者转向购买旧产品。

7.26 p^t 和 p^{t*} 之间的差异可衡量新产品相对于旧产品给消费者增加的效用。它将衡量消费者愿意为新产品超过旧产品价格而付出的最高值。在经济学理论中，这将在第二十一章里说明，如果对于消费者（或住户）来说，这两种选择没有差异，那么从它们那里得到的效用就是相同的。75 和 100 之间的差异因此一定来自消费者对于从两个项目中获得效用的评估：其质量差异。该定义作为一种概念框架来说是有意义的。自然会存在与执行有关的问题，但它不是我们这里要关心的地方。我们初期的想法是提供一种分析框架，并以此作为思考与分析的基础。

7.27 基于效用的框架是关于消费者在不同质量项目中如何做出选择的问题。部分原因是由于消费者从更高质量的产品中获得了更多的效用，从而愿意购买更高质量的产品。但这不能解释为什么购买一种项目而不是另外一种项目。因为还必须了解一种项目相对于另一种项目的价格，因为如果较低质量的项目更加廉价，也可能被消费者购买。以上确定了在某价格以下 ($p^{t*} \leq 75$) 消费者将购买旧质量货物，其目的正在于此。

7.28 根据质量变化对效用的影响来对其定义明显有利于对价格指数采取经济方法 (第二十一章)。Fixler 和 Zieschang (1992 年)、Feenstra (1995 年)、Triplett (1987 年) 和 Diewert (2003 年 a) 已为生活费用指数确定了理论框架，该框架第二十一章定义的生活费用指数类似，但也纳入了质量发生变化的货物与服务。Silver 和 Heravi (2001 年 a 和 2003 年) 以及 Kokoski 等人 (1999 年) 根据这些框架进行了实证研究，分别在时间上和地理区域上进行了比较。然而，将效用作为理解价格的质量调整指南并不限于生活费用指数的经济理论 (第二十一章)。当某项目退市时，并且固定篮子指数定义中没有什么因素排除将效用差异作为一种准则，那么根据固定篮子概念的消费者价格指数就具有调整质量差异的实际需要。如果项目 A 优于其旧款的项目 B，那么是因为对于愿意多付款的消费者来说，它带来了更多的东西。这种“东西”被称为效用。

7.29 还有必要区分在质量调整分析中使用的两个价值概念：资源成本和用户价值。用户从消费中获得的价值是其效用。Triplett（1990年，第222页至223页）研究了一种消费者价格指数如何不同于一种生产价格指数：

Fisher 和 Shell（1972年）首先证明，不同的价格指数衡量方法（他们考察的是产出价格指数和消费者价格指数）意味着对质量变化的不同处理，并且对这两种指数在理论上合适的的质量变化处理方法分别对应于“资源成本”和“用户价值”指标。Triplett（1983年）对于“质量变化”等同于货物特征——并因此与实证特征方法相一致的情况，得出了相同结果；结论是某特征的资源成本是对产出价格指数的合理质量调整，而其用户价值是生活费用指数或投入指数的质量调整。

7.30 这种情况不是没有困难的。Diewert（2002年d）对于产出型生产者价格指数建议采用用户费用法。这部分源于在国民账户中需要以不变价格整合投入与产出。如果在投入型生产者价格指数和产出型生产者价格指数中对相同项目采用不同的质量调整，那么缩减后的不变价增加值系列与其差异性一样将不平衡。这一问题一般出现在生产者价格指数领域，因为它是关于产出型生产者价格指数是否采用用户价值概念的问题。它不阻止在消费者价格指数中使用这一概念。

条件指数

7.31 固定货物篮子费用指数（COGI）的定义域是其固定的货物与服务篮子。使用生活费用指数框架需要考虑与我们生活质量有关的更广泛的问题。社会、物质和经济环境会发生很多变化，因此需要增加或减少支出来维持既定的效用水平。很多因素影响我们的福利，并且在实际中不是所有因素都能够包括在消费者价格指数中。因此应考察以被剔除项目保持不变为条件的指数。这一般包括健康状况、环境以及政府提供货物与服务的数量与质量。例如，当治安的有效性下降时，获得给定效用水平所需的最低支出就会增加。那么，为了加强住户的安全保障，必须增加支出量。它将与以往时期要花费更多的支出来维持给定的效用水平。同样，暴发疾病将导致增加医药支出以维持给定的效用水平。冬天的坏天气增加了维持与以前同样效用水平所需要的取暖开支。在每一种情况下，生活费用都确实发生了变化。然而，一般不认为消费者价格指数应该直接反映这些变化因素。应该被反映的是门锁、医药和燃料价格上涨的价格变化，因为对这些项目的需求发生了变化。此外，因为增加或减少了这些项目的支出，指数中应该最终在更新权重时包括这些变化——并且更新的频率越高，效果就越好。但是，通常指数不应反映因为这些外部因素影响而造成安全、医药、取暖等项目在支出上的短期变化。

Gordon 和 Griliches（1997年，第87页）发表了类似评论：

并且，不清楚是否应该将更加寒冷的冬天、出现艾滋病或者犯罪率上升的情况纳入价格指数定义中。因意外的气候原因引起的支出变化造成价格指数变动应仅限于其推动能源价格上升的幅度，而不是消费的数量。如果事件持续下去，最终将影响指数的商品权重，但这是另一个问题。（着重部分由作者标明）

7.32 如果环境因素严重影响一组给定人群，就可能不宜忽视它。在这种情况下，对特殊因素进行指数化通常不在指数范围之列。例如，政府可能在气温低于某一门槛时，向领取养老金人员支付寒冷天气款项。如果某一特定因素对重要住户组别具有很大的影响，就可能另外编制包括该效应的价格指数。

关于可比项目退市时质量调整方法的概述

7.33 从上述分析显然可以看到，对价格的质量调整不是简单地对特定产品领域的价格采取惯常的方法。以下提出了其他一些方法。对于特定货物领域而言，一些方法将比另一些方法更加合适。为成功实施质量调整，将需要理解消费市场、生产行业的技术特征以及其他数据来源。在有很大比重的项目被轮换时，将需要特别关注权重相对高的产品领域。一些方法不是很直接，需要具备一定的技能。将需要开发一种按产品逐项进行的渐进式方法来实施质量调整。这种考虑不应作为未能根据质量对价格进行调整的借口。根据统计部门在处理丢失数据中的做法，即使是要忽视这些数据，也暗含着质量调整。这种隐性方法可能不是最合适的做法，甚至可能是误导性的。由于质量和技术的变化，所以需要采用合适的方法。

7.34 为衡量价格总变化，从抽样商店中选取了具有代表性的项目，并具有确定每种价格的详细情况。每月对项目进行重新定价。应在每月重新定价表格中包括详细的规格，以确保对同样的项目进行定价。Merkel（2000年）曾经建议使用详细的项目描述清单，因为规格中任何不明确的情况都可能引发误差。应记住的是，价格采集人员可能不会报告规格变化，因为这将不可避免地增加新的工作量。还应当确保使用的规格包括全部有关的价格决定因素，否则在衡量价格过程中将有可能发现不了质量变化情况。

7.35 当某项目在某月的退市与脱季或周期结束无关时，替代品可能具有不同的质量——相似产品不能再进行比较。有很多方法可用以处理这种情况，而且通过充分证明，这些方法适用于消费者价格指数，Turvey 等人（1989年）、Moulton 和 Moses（1997年）、Armknicht 等人（1997年）、Moulton 等人（1999年）以及 Triplett（2002年）的著作对此进行了介绍。尽管各位作者和统计机构所用的术语不同，但都包括了以下要素：

- 虚拟——当缺少信息来合理估计质量变化对价格的影响时采用。假定所有项目或者类似项目的价格变化与退市项目相同；
- 重叠——当缺少信息来合理估计质量变化对价格的影响、但旧项目所在时期存在一个替代项目时采用。使用重叠时期内旧项目与其替代项目的价格差异来衡量质量变化；
- 直接比较——如果另一项目可直接进行比较，即它与旧项目相似，因而可以假定该项目特征大致与退市项目相同，它的价格替代了退市项目的价格。假定新旧项目价格水平的任何差异来自价格变化，而不是质量差异；
- 显性质量调整——当旧项目与替代项目的质量存在显著差异时使用，需要评估质量差异对价格的影响，以进行经质量调整后的价格比较。

7.36 在介绍和评估这些方法之前，有必要说明一下问题的情况。问题出现在项目退市时。它不仅是可比较项目退市时出现的一个问题，因为判断哪些项目是可比较的、哪些项目是不可比较的，本身需要对质量差异进行评估。统计部门统计元信息体系（见第八章描述）的部分职能就是要找到和监督那些可能受这种替代影响的部门，并确定使用的替代项目是否真正具有可比较性。加拿大和美国召开的研讨会替代的程度进行了解释。Moulton 等人（1999年）考察了在编制美国消费者价格指数过程中缺乏电视机项目价格的情况。在1993年到1997年时期，在电视机上共使用了10 553种价格，其中1 614种（15%）价格是替代价格——而其中又有934种（57%）被认为可直接进行比较的。因此一种典型的电视机在样本中保留的时间不到一年。几乎在同一时期内（1993年到1997年11月），加拿大电视机的情况是，10 050种价格中有750种价格（7.5%）是替代价格，其中178种（24%）价格可直接进行比较，162种价格（22%）需要做出判断，410种价格（55%）被“续接”——替代项目与退市项目在两个时期的价格差异被归究于质量差异（Lowe, 1999年）。因此，尽管不可比替换的频率大体相似（美国抽样中为6.4%，加拿大抽样中为5.7%），但总替代频率具有很大的差异性。Liegey（2000年）发现在为美国消费者价格指数采集的215种主要用品平均月度价格中（1999年8月至2000年4月），由于缺乏价格数据，需要进行22种项目替代，其中可比较替代为16种，其余6种为不可比替换。

7.37 美国具有更广泛项目的信息。Armknrecht（1996年）发现，在1993年到1995年的三年期间，每年为美国消费者价格指数采集的价格观察值平均为835 443个，其中59 385（7.1%）是替代品价格（不同于对退市项目的价格虚拟）。在这些替代中，约有一半使用可比较替代，不到四分之一使用总体均值虚拟，大约12%采用直接质量调整，10%采用组均值虚拟。应记住的是，这些数字忽视了美国劳动统计局在重新确定基期过程中

对样本进行轮换时所发生的隐性质量调整。重叠法被有效地用于样本轮换，对大约五分之一的地理区域重新选择商店与项目抽样，在相同月份里对新旧项目的价格进行取样。由于新样本被续接到旧样本上，新旧项目所有的价格水平差异被认为是质量差异。

7.38 对价格进行质量调整的方法一般分为隐性/虚拟（或间接）质量调整方法（该领域术语方面的差异很大）和显性（或直接）方法。下文将讨论隐性和显性方法。这两种方法都将旧项目与替代项目之间的价格变化分解为质量变化和纯价格变化。然而，显性调整是对质量差异进行显性估算，通常根据外部信息，并且纯价格效应被视为差数。而隐性调整的衡量方法是将旧项目视为替代项目，其中质量变化和纯粹价格变化的程度是间接由方法假定所决定的。方法的准确性取决于假设的准确性，而不是显性估计的质量。在进行显性调整时，需要单独对归因于质量差异的价格部分做出估计，以便原项目价格可以与同质量替代项目的价格进行比较。因此，显性方法是否适当在很大程度上取决于这类估计是否准确。隐性调整需要对价格走势做出假定，并且为了这些直觉或理论具有可靠性，某些情况下国家统计局可能会使用更加具体的经验市场知识。

加法调整与乘法调整

7.39 对价格的质量调整可以通过增加一个固定数值，或者乘以一个比率。例如，当 m 是旧项目，而 n 是其替代项目，在时期 t 、 $t+1$ 、 $t+2$ 以内进行比较，在时期 $t+1$ 采用重叠法要求将 p_n^{t+1}/p_m^{t+1} 比率作为衡量旧项目与其替代品之间相对质量差异的指标。然后，可以将该比率乘以旧项目在时期 t 的价格 p_m^t ，以获得经质量调整后的以下价格 p_m^{*t} ：

	t	$t+1$	$t+2$
旧项目 m		p_m^{t+1}	
替代项目 n	p_m^{*t}	p_n^{t+1}	p_n^{t+2}

7.40 通常建议采用这种乘法方法，因为这种调整不会因价格绝对值的变化而发生变化，否则规格变化的绝对值将有可能超过在较早时期或（在发生技术进步后）较晚时期的项目值。然而，可能有一些项目，其组成部分的价值不与价格成比例。换句话说，其组成部分具有其自身、内在、绝对和附加的值，这一部分价值长期保持不变。例如，生产商可能通过互联网销售产品，其中可能包括了邮资，但不管价格发生了什么变化，而邮资在一些情况下可能保持不变。如果随后将邮资从价格中剔除，这种质量下降被计值为一种固定数目。

基期与当期调整

7.41 质量调整的两种方法要么是对基期价格进行调整，要么是对当期价格进行调整。例如，在上述的重叠法中，采用隐性的质量调整系数来调整 p_m^t 。另一种方法将是用替代项目 p_n^{t+2} 的价格乘以比率 p_m^{t+1} / p_n^{t+1} ，以获得经质量调整后的价格 p_n^{*t+2} ，等等。第一种方法比较容易，因为在调整基期价格后，随后不需要进行任何调整。每个新的替代价格可以与调整后的基期价格进行比较。对于乘法调整，不论采用哪种方法，结果都是一样的。对于加法调整，结果有差异，并且更适于对接近重叠期的价格进行调整。

长期与短期比较

7.42 本手册的大部分质量调整分析是通过比较两个时期的价格来进行的，例如时期 0 与随后时期 1 的价格进行比较。对于长期比较来说，指数是通过价格比较进行编制的，如将基期定为时期 t ，那么首先将时期 t 与时期 $t+1$ 进行比较，然后将时期 t 与时期 $t+2$ 进行比较，再用时期 t 和 $t+3$ 等进行比较。短期框架可用以进行长期比较（如对时期 t 和时期 $t+3$ 进行比较），在这种情况下需要通过连续相乘建立起一个连接序列，例如连续将时期 t 与时期 $t+2$ 、时期 $t+2$ 与时期 $t+3$ 相乘；或者进行链接，将时期 t 与时期 $t+1$ 、时期 $t+1$ 与时期 $t+2$ 、时期 $t+2$ 与时期 $t+3$ 进行链接。第 7.165 段至第 7.173 段将讨论短期虚拟框架的优点。

7.43 在讨论质量调整的隐性和显性方法后，接下来将研究方法选择的问题。标准的长期 Laspeyres 框架列出了隐性和显性的调整方法，其中，将基期（或参考期）价格与随后各期相比较。然而，当产品经历大的技术变革时，可能不适合采用这些方法。在可比失败时，采用相似项目进行配比和重新定价并且“补上”经质量调整后的替代项目价格——这只是可比失败时的例外做法。但是对于型号替换率很高的高技术产品市场来说，这却是习惯做法。因此，还会考虑采用链接或特征框架的其他方法。这是为满足生产组合发生剧烈变化时的需要而采取的激进方法。最后，通过短期比较来进行长期比较是一种适中的方法——而对于虚拟来说是更加合适的方法。第二十二章将更详细地讨论与季节性项目有关的问题。

隐性质量调整方法

7.44 本节将讨论以下隐性质量调整方法：重叠法；总体均值虚拟或目标均值虚拟法；组均值虚拟法；可比替换法；保持价格不变的连接法；以及结转法。

重叠法

7.45 为了方便说明，设想一种情况，如在 1 月份对项目进行抽样，并且价格与年内剩余月份进行比较。对 1 月份价格以及年内连续月份价格进行可比比较。假定在 1 月份由两类商店销售五种项目，价格分别为 $p^{11}, p^{21}, p^{51}, p^{61}$ 和 p^{81} （表 7.1 (a)）。在这一总量层次上，假定对每个项目只取一个价格，从而可以忽略权重。2 月份与 1 月份 (= 100.0) 进行比较的价格指数很直接，因为只使用项目 1、2、5、6 和 8 的价格，并且通过价格比率的几何平均值来进行比较，即 Jevons 指数（相当于 2 月份几何平均值与 1 月份几何平均值的比率——见第二十章）。在 3 月份，缺少项目 2 和项目 6 的价格，一个来自专业连锁店，另一个来自百货商店。

表 7.1 隐性质量调整方法举例

(a) 一般演示

商店	项目	1月	2月	3月	4月
专业连锁店	1	p^{11}	p^{12}	p^{13}	p^{14}
	2	p^{21}	p^{22}		
	3			p^{33}	p^{34}
	4		p^{42}	p^{43}	p^{44}
百货商店	5	p^{51}	p^{52}	p^{53}	p^{54}
	6	p^{61}	p^{62}		
	7			p^{73}	p^{74}
	8	p^{81}	p^{82}	p^{83}	p^{84}

(b) 数字演示

商店	项目	1月	2月	3月
专业连锁店	1	4	5	6
	2	5	6	
	2. 重叠			6.9
	-虚拟			6.56
	-目标虚拟			7.2
	-可比较替代			6.5
	3			6.5
	4		7.5	8
百货商店	5	10	11	12
	6	12	12	
	-虚拟			13.13
	-目标虚拟			12.533
	7			14
	8	10	10	10

7.46 表 7.1 (b) 是表 7.1 (a) 对应的数例，以进一步说明计算结果。重叠法要求旧项目与替代项目的价格出现在同一时期。在表 7.1 (a) 中，在 3 月份，项目 2 没有任何报价。其替代品，比如说为项目 4。重叠法只衡量在共同重叠时期（2 月份）旧项目价格与替代项目价格的比率（分别为项目 2 和项目 4）。这被认为是其质量差异的一项指标。以上所列出的两种方法是明显的：要么为项目 4 插入一个经质量调整后的价格，并且继续使用替代项目 4 的序列；要么通过填补经质量调整后项目 4 的价格，来继续项目 2 的序列。这两种方法都得到同样的答案。以下将研究前一种方法。对于只针对专业连锁店 1 至 3 月份的 Jevons 几何平均值，假定具有相同的权重“1”：

$$P_J(p^1, p^3) = [p^{13} / p^{11} \times p^{43} / ((p^{42} / p^{22}) \times p^{21})]^{1/2} = [6/4 \times 8 / ((7.5/6) \times 5)]^{1/2} = 1.386 \quad (7.1)$$

注意，这是一种长期比较，也就是它们是在 1 月份与被考察月份之间的比较。修订的短期 Laspeyres 框架可以作为确定短期变化的基础，在确定短期变化时可将每个当前月及其前一个月的数据作为基础。在表 7.1 (a) 和 (b) 中，对专业连锁店的比较只能先使用项目 1 和项目 2 在 1 月份与 2 月份之间进行，并且这将被乘以一个比较值，即：项目 1 和项目 4 在 2 月份和 3 月份时期的比较值。这仍然隐性地使用了在 2 月份重叠时期项目 2 与项目 4 之间的价格差异来衡量这种质量差异。它得到了与以前一样的结果：

$$\left[\frac{5}{4} \times \frac{6}{5} \right]^{1/2} \times \left[\frac{6}{5} \times \frac{8}{7.5} \right]^{1/2} = 1.386$$

记录价格变化的好处在于，例如 1 月份到 10 月份（根据 1 月份到 9 月份）以及 9 月份到 10 月份，在进行数据编辑时，它有助于编制者对直接的月环比价格变化进行比较。而且，在采用虚拟法时，它还具有特别的优点（下文第 7.53 段至第 7.68 段将讨论）——在使用虚拟法的情况下，使用长期方法和短期方法所得的结果不同。第 7.159 段至第 7.173 段将更加全面地讨论长、短期框架。

7.47 方法的有效性只能取决于其基本假设。设想 $i=1\dots m$ 个项目，其中 p_m^t 是项目 m 在时期 t 的价格， p_n^{t+1} 是替代项目 n 在时期 $t+1$ 的价格，并且在时期 t 这两个项目具有重叠价格。现在用项目 n 代替项目 m ，但是质量不同。所以，假设 $A(z)$ 为 p_n^{t+1} 的质量调整系数，该系数使 p_n^{t+1} 的质量等于 p_m^{t+1} ，所以经质量调整后的价格 $p_m^{*t+1} = A(z^{t+1}) p_n^{t+1}$ 。简单地说，所讨论项目价格在时期 $t-1$ 到时期 $t+1$ 的指数为：

$$I^{t-1,t+1} = (p_m^t / p_m^{t-1}) \times (p_n^{t+1} / p_n^t) = \frac{p_n^{t+1}}{p_m^{t-1}} \times \frac{p_m^t}{p_n^t} \quad (7.2)$$

7.48 现在按照以上方式将时期 $t+1$ 的质量调整定义为： $p_m^{*t+1} = A(z^{t+1}) p_n^{t+1}$ ，它是 p_n 在时期 $t+1$ 的调整系数，该系数使 p_n 的效用等于时期 $t+1$ 的 p_m （如果那时它还存在的话）。因此，衡量时期 $t-1$ 和时期 $t+1$ 价格变化的一个理想方法是：

$$(p_m^{*t+1} / p_m^{t-1}) \quad (7.3)$$

在以下条件下，重叠公式将与该式相等：

$$\frac{p_m^{*t+1}}{p_m^{t-1}} = A(z^{t+1}) \frac{p_n^{t+1}}{p_m^{t-1}} = \frac{p_n^{t+1}}{p_n^t} \times \frac{p_m^t}{p_m^{t-1}}$$

其中， $A(z^{t+1}) = \frac{p_m^t}{p_n^t}$ ，并且同样适用于未来时期的

序列

$$A(z^{t+i}) = \frac{p_m^t}{p_n^t} \text{ 对于 } \frac{p_m^{*t+i}}{p_m^{t-1}}, i=2, \dots, T \quad (7.4)$$

所做的假设是，任何时期的质量差异等于续接时的价格差异。因此，从 m 转向 n 的时间很重要。遗憾的是，价格采集人员通常固守在一个项目上，所以转换可能发生在在一个不寻常的定价时期，如接近项目 m 的生命周期尾声和项目 n 生命周期的开端。

7.49 但是，如果假设不成立将会怎么样？如果时期 t 的相对价格， $R^t = p_m^t / p_n^t$ 在未来某个时期不等于 $A(z)$ ，比如说 $A(z^{t+i}) = \alpha_i R^t$ ，那么会怎么样呢？如果 $\alpha_i = \alpha$ ，那么正如所预料的那样，对未来连续时期的价格比较（如时期 $t+3$ 和时期 $t+4$ 的比较）没有受到影响，因为项目 n 实际上在与其自身进行比较：

$$\frac{p_m^{*t+4}}{p_m^{t-1}} \bigg/ \frac{p_m^{*t+3}}{p_m^{t-1}} = \frac{\alpha R^t p_n^{t+4}}{\alpha R^t p_n^{t+3}} = \frac{p_n^{t+4}}{p_n^{t+3}} \quad (7.5)$$

然而，如果旧项目与替代项目的相对价格差异随着时间发生变化，那么：

$$\frac{p_m^{*t+4}}{p_m^{t-1}} \bigg/ \frac{p_m^{*t+3}}{p_m^{t-1}} = \frac{\alpha_4 p_n^{t+4}}{\alpha_3 p_n^{t+3}} \quad (7.6)$$

注意，这里的质量差异与技术规格或资源成本无关，而是与消费者支付的相对价格有关。

7.50 相对价格还可能说明对市场少数领域采用了不寻常的定价政策。在医药的例子中（Berndt 等人，2003 年），作者认为普通产品与品牌产品的价格重叠反映了不同细分市场的需求。如果合理选择重叠时期，那么可以使用重叠法。如果可以采用替代产品被使用的前一个时期，那么就应该采用这种方法，因为在该时期，定价所

反映的可能是放弃旧型号并为新型号让路的战略。

7.51 当项目样本轮换时，就隐含地使用了重叠法。即使用项目的旧样本来计算时期 $t-1$ 和时期 t 之间的分类价格指数变化，而新样本用来计算时期 t 和时期 $t+1$ 间的分类价格指数变化。如果假定组与组之间，或者项目与项目之间在某个共同时点的价格差异准确反映了质量差异，那么就有理由将这些指数走势“续接”在一起。

7.52 重叠法的根基源于单一价格定律；当存在价格差异时，那么定然是要么与实际质量差异有关，要么与那些促使消费者愿意为之额外支付一定费用的因素有关，比如说销售的时间、地点、便利性或条件。在经济理论中需要假定：市场是由理性的生产者和消费者组成，因此这类价格差异将不会持续。然而，《1993 年国民账户体系》第十六章指出该假设不成立，其原因有三个：

第一，购买者可能不了解现有的价格差异，因此可能无意中以较高价格购买。尽管他们可能会寻找到最低的价格，但在这——过程中，成本却已经发生了。

第二，购买者可能不能自由选择价格，因为销售方可能在完全相同的条件下，对购买同样货物与服务不同消费者组别收取不同的价格——换句话说，即进行价格歧视。

第三，购买者可能不能以较低价格购买所期望数量的商品，因为在这一价格上供应会出现供应不足的情况。这种情况一般发生在存在两个平行市场时。可能存在一个主要或官方的市场，其销售数量与价格受当局控制，同时可能存在另一个市场——一个自由或非官方市场——其存在可能被正式承认，也可能不被承认。

总体均值或目标均值虚拟

7.53 这种方法采用其他项目的价格变化来估计退市项目的价格变化。试分析 Jevons 初级价格指数，即价格比的几何平均值（第二十章）。在对当期（如 $t+1$ ）退市项目的虚拟价格进行推算时，将其前一时期的价格乘以这两个时期之间其余可比项目价格比的几何平均值。然后通过乘法将该比较连接到前期的价格变化。这是一种很直接的计算方法，因为估计时，只需要简单地从计算中剔除两个时期的退市项目。实际上，为延续序列，需要将推算价格纳入数据库，在这种情况下，假设价格变化类似。在目标均值虚拟法下，将使用类似项目单元总量或初级总量的类似价格走势；或者，当较低层次上没有足够的样本时，或根据判断较高水平上的价格变化更能代表退市项目的价格变化时，则依据较高总量层次的价格变化。

7.54 在表 7.1 的例子中，1 月份到 2 月份对两种商店类型的比较是根据项目 1、2、5、6 和 8 进行的。对于 3 月份与 1 月份比较（权重都等于 1），项目 2 和项目 6 价格是依据项目 1、5 和 8，采用 2 月份（ p^2 ）相对

于 3 月份（ p^3 ）的短期价格变化来推算。对初级总量使用了不同的公式，这里列出了三个主要公式的计算方法（请参见第二十章关于公式的选择）。价格比率的几何平均值（Jevons 指数）为：

$$\begin{aligned} P_J(p^2, p^3) &= \prod_{i=1}^N [p_i^3 / p_i^2]^{1/N} & (7.7) \\ &= \left[(p^{13} / p^{12}) \times (p^{53} / p^{52}) \times (p^{83} / p^{82}) \right]^{1/3} \\ &= \left[(6/5) \times (12/11) \times (10/10) \right]^{1/3} \\ &= 1.0939, \text{ 或增长 } 9.39\%。 \end{aligned}$$

平均值（均值）价格比率（Dutot 指数）为：

$$\begin{aligned} P_D(p^2, p^3) &= \left(\sum_{i=1}^N p_i^3 / N \right) / \left(\sum_{i=1}^N p_i^2 / N \right) & (7.8) \\ &= \left[(p^{13} + p^{53} + p^{83}) / 3 \div (p^{12} + p^{52} + p^{82}) \right]^{1/3} \\ &= (6+12+10) / (5+11+10) = 1.0769, \text{ 或增长 } 7.69\%。 \end{aligned}$$

价格比率的平均值（均值）（Carli 指数）为：

$$\begin{aligned} P_C(p^2, p^3) &= \sum_{n=1}^N (p_n^3 / p_n^2) / N & (7.9) \\ &= \left[(p^{13} / p^{12}) + (p^{53} / p^{52}) + (p^{83} / p^{82}) \right]^{1/3} \\ &= [6/5 + 12/11 + 10/10] / 3 = 1.09697, \text{ 或增长 } 9.697\%。 \end{aligned}$$

在实践中，虚拟数字会输入数据表格。在表 7.1 (b) 中，3 月份，使用 Jevons 指数对项目 2 和项目 6 的整体平均虚拟值分别为 $1.0939 \times 6 = 6.563$ 和 $1.0939 \times 12 = 13.127$ ：都以黑体字表示。应注意的是，这里的 Dutot 指数低于 Jevons 指数，根据第二十章建立的关系式，这一结果出乎意料。第二十章的关系式假定随着时间的推移，价格变化将增大，但在表 7.1 (b) 中，三个项目的价格变化则出现下降。相对值的算术平均值（即 Carli 指数）对每一种价格变化给予同样的权重，而算术平均值的比率（Dutot 指数）则根据项目在基期的各价格与基期各价格之和的比值，对价格变化予以加权。项目 1 的基期价格比率低（4），因此权重也相对低，但是，该项目的价格上涨幅度最大（6/5）。因此 Dutot 指数低于 Carli 指数。

7.55 如上所述，还可以通过有“目标”地虚拟来改进虚拟方法：将退市项目权重纳入可能经历相似价格变化的小组中——比如，按照商店类型、具体产品领域或地理区域区分的小组。在选择商店时所采用的任何分层体系都可为此提供方便。例如，在表 7.1 中，假定 3 月份退市项目 2 的价格变化更可能跟随专业连锁店项目 1 的价格变化，并且项目 6 更可能跟随项目 5 和项目 8 在百货商店的价格变化。如果将 3 月份与 2 月份相比较，并且权重都等于 1，那么价格比率的几何平均值（Jevons 指数）为：

$$P_J(p^2, p^3) = \prod_{i=1}^N (p_i^3 / p_i^2)^{1/N} \quad (7.10)$$

$$= \left[(p^{13} / p^{12})^2 \times (p^{53} / p^{52} \times p^{83} / p^{82})^{3/2} \right]^{1/5}$$

$$= \left[(6/5)^2 \times (12/11 \times 10/10)^{3/2} \right]^{1/5} = 1.1041.$$

注意所使用的权重：对于专业连锁店，一个价格代表两个价格，而对于百货商店，两个价格代表三个价格，或每种价格代表的数量为 $3/2 = 1.5$ 。

平均值（均值）价格比率（Dutot 指数）为：

$$P_D(p^2, p^3) = \left(\frac{\sum_{i=1}^N p_i^3 / N}{\sum_{i=1}^N p_i^2 / N} \right) \quad (7.11)$$

$$= \left[(2p^{13} + 1.5p^{53} + 1.5p^{83}) / 5 \div (2p^{12} + 1.5p^{52} + 1.5p^{82}) \right]^{1/5}$$

$$= \left[(2 \times 6 + 1.5 \times 12 + 1.5 \times 10) \div (2 \times 5 + 1.5 \times 11 + 1.5 \times 10) \right]$$

$$= 1.0843$$

价格比率的平均值（均值）（Carli 指数）为：

$$P_C(p^2, p^3) = \sum_{i=1}^N (p_i^3 / p_i^2) / N \quad (7.12)$$

$$= \frac{2}{5} (p^{13} / p^{12}) + \frac{3}{5} \left[(p^{53} / p^{52} + p^{83} / p^{82}) / 2 \right]$$

$$= \frac{2}{5} (6/5) + \frac{3}{5} \left[(12/11 + 10/10) / 2 \right] = 1.1073$$

7.56 或者采用更简单的方法：只需要采用专业连锁店有关项目 2 的价格变化，以及百货商店关于项目 6 的价格变化，就可以在表格 7.1 (b) 中输入项目 2 和项目 6 在 3 月份的虚拟数据，并据此计算出相关的指数。使用 Jevons 指数，对于项目 2 来说，3 月份的虚拟值将为 $6/5 \times 6 = 7.2$ ，项目 6 的虚拟值为 $[(12/11) \times (10/10)]^{1/2} = 12.533$ 。显然，正如第二十章所讨论的那样，不仅选择公式很重要，而且虚拟的目标也很重要。实际上，目标次小组的项目样本可能太小。对于足够大的样本规模，需要进行合理的分层，但需要根据更大样本所增加的效率以及从该样本中获得的价格变化代表性，来进行取舍。如果预期将出现价格变化的地区差异，可能更适合根据产品领域和地区分层，而不是仅根据产品领域分层，但是由此导致的样本规模可能太小。一般来说，应根据分析人员有关市场的知识，及其对分层之间，以及分层内部价格变化相似性的理解来确定目标层，另外，还需要考虑代表价格变化的样本是否可靠。

7.57 需要对这些方法的基本假设做一些分析，因为如 Triplett (1999 年和 2002 年) 所讨论的那样，这种方法经常被误解。假定 $i=1 \dots m$ 等项目，如前所述，其中， p_m^t 是项目 m 在时期 t 的价格， p_n^{t+1} 是替代项目 n

在时期 $t+1$ 的价格。采用 n 来替代 m ，但质量不同。所以，与前面相同，假设 $A(z)$ 为 p_n^{t+1} 的质量调整系数，该系数使 p_n^{t+1} 的质量服务或效用等于 p_m^{t+1} ，所以经质量调整后的价格 $p_m^{*t+1} = A(z) p_n^{t+1}$ 。为了使用虚拟法，则 $i=1 \dots m$ 等项目的平均价格变化，包括经质量调整后的价格 p_m^{*t+1} （即等式 (7.13) 的左边表达式），必须等于只采用 $i=1 \dots m-1$ 其余项目总体均值时所引起的平均价格变化，即等式 (7.13) 的右边表达式。该方法的差异或偏差为平衡项 Q 。它是对该方法的隐性调整。这里给出了算术公式，当然可以很容易地计算出类似的几何平均值。下面给出了退市项目的等式：

$$\frac{1}{m} \left[\frac{p_m^{*t+1}}{p_m^t} + \sum_{i=1}^{m-1} \frac{p_i^{t+1}}{p_i^t} \right] = \left[\frac{1}{(m-1)} \sum_{i=1}^{m-1} \frac{p_i^{t+1}}{p_i^t} \right] + Q \quad (7.13)$$

$$Q = \frac{1}{m} \frac{p_m^{*t+1}}{p_m^t} - \frac{1}{m(m-1)} \sum_{i=1}^{m-1} \frac{p_i^{t+1}}{p_i^t} \quad (7.14)$$

并且对于 x 退市项目，等式为：

$$Q = \frac{1}{m} \sum_{i=m-x+1}^m \frac{p_m^{*t+1}}{p_m^t} - \frac{x}{m(m-x)} \sum_{i=1}^{m-x} \frac{p_i^{t+1}}{p_i^t} \quad (7.15)$$

7.58 如果 r_1 被定义为继续被记录的项目价格变化的算术平均值， r_2 被定义为退市项目经质量调整后价格变化的算术平均值，就很容易想象这种关系。算术公式为：

$$\text{其中， } r_1 = \left[\sum_{i=1}^{m-x} p_i^{t+1} / p_i^t \right] \div (m-x) \text{， 并且}$$

$$r_2 = \left[\sum_{i=m-x+1}^m p_i^{*t+1} / p_i^t \right] \div x \quad (7.16)$$

那么，在等式 (7.15) 中替代等式 (7.16) 后的算术平均值偏差的比率为：

$$Q = \frac{x}{m} (r_2 - r_1) \quad (7.17)$$

当 $r_1 = r_2$ 时， Q 等于零。该偏差取决于退市项目的比率以及现有项目价格变化均值与质量调整后替代项目价格变化均值之差。当 (x/m) 或者 r_1 与 r_2 间差异下降时，偏差也会下降。另外，该方法取决于现有项目价格变化与替代项目或退市项目价格变化质量调整后的比较。相对于未对价格做质量调整的比较而言，这可能更合理。例如，假设 $m=3$ 个项目，每个项目在时期 t 的价格都为 100。假定时期 $t+1$ 两个项目的价格为 120，但第三个项目的价格丢失，即 $x=1$ ，并且被一个价格为 140 的项目所替代，其中 20 来自质量差异。这样，等式 (7.16) 和 (7.17) 中给出的算术偏差（其中 $x=1$ ， $m=3$ ）为：

$$\frac{1}{3} \left[(-20 + 140) / 100 - \left(\frac{120}{100} + \frac{120}{100} \right) / 2 \right] = 0$$

如果引起偏差的原因是：与 100 进行比较的价格“140”

没有经过调整，那么虚拟法将容易出现严重的误差。在该计算中，偏差的方向由 $(r_2 - r_1)$ 决定，并且不取决于质量是改进还是下降，换句话说，无论是 $A(z) > p_{ln}^{t+1}$ 还是 $A(z) < p_{ln}^{t+1}$ ，都不会对其造成影响。如果 $A(z) > p_{ln}^{t+1}$ ，质量出现改进，仍然可能 $r_2 < r_1$ ，并且偏差为负值，Triplett (2002年)强调了这一点。

7.59 这里的分析是在短期价格变化的框架内进行的。更确切地说，采用当期及其前一期之间的短期价格变化进行虚拟。这不同于长期虚拟法，后者将基期价格与随后月份的价格进行比较，并且隐性假设更严格。

7.60 表 7.2 说明了继续存在项目的（平均）价格变化 r_1 ，其值的变化介于 1.00 和 1.5 之间——也就是介于没有价格变化和变化增长 50%之间。假设新项目经质量调整后的（平均）价格变化与其替代项目相比没有变化，即 $r_2 = 1.00$ 。表 7.2 分别按照 0.01、0.05、0.1、0.25 和 0.5 等丢失值的比率列出了各自算术平均值和几何平均值的偏差系数。例如，如果丢失了 50%的项目报价，但丢失的价格经质量调整后未发生变化，但是现有项目的价格增长了 5% ($r_1 = 1.05$)，则几何平均值的偏差以比率系数 0.9759 而不是 1.05 来代表；即，该指数应该为

$0.9759 \times 1.05 = 1.0247$ 。对于算术平均值而言，偏差为 -0.025；它应该是 1.025 而不是 1.05。

7.61 等式 (7.17) 表明 x/m 比率以及 r_1 和 r_2 之间的差异决定了偏差值。表 7.2 显示，当 x/m 相对大时，偏差也可以很大。例如，当 $x/m = 0.25$ ，并且 $r_2 = 1.00$ 时——即当退市项目经质量调整后的价格不发生变化时，现有项目 5% 的通货膨胀率可以转化为 3.73% 的指数变化值（几何平均值）或 3.75% 的指数变化值（算术平均值）。如果忽视退市项目将得出 1.05 的结果，而不是 1.0373 或者 1.0375。即使有 10% 的项目丢失 ($x/m = 0.1$)，但现有项目 5% 的通货膨胀率可以转化 4.45% 的几何平均指数变化值或 4.5% 的算术平均变化值（当 $r_2 = 1.00$ ）。假设 x/m 的比率相当低，如 0.05，那么即使当 $r_2 = 1.00$ 和 $r_1 = 1.20$ ，但表 7.2 显示，修正通货膨胀率的几何平均值和算术平均值应分别为 18.9% 和 19%。在竞争性市场中， r_1 和 r_2 的差别不可能很大，因为 r_2 是调整质量差异后新旧项目的价格比。如果 r_1 与 r_2 相同，那么即使 $x/m = 0.9$ ，该方法也不存在任何偏差。然而，可能存在更多的抽样误差。应记住的是，不宜比较算术平均值与几何平均值的偏差，至少不能比较它们在表 7.2 中的形式。后者将有一个较低的平均值，从而使偏差比较毫无意义。

表 7.2 当假定经质量调整后新项目的（平均）价格变化相对于它所替代项目的价格而言不发生变化时，经隐性质量调整后产生偏差的例子 ($r_2 = 1.00$)

	几何平均值					算术平均值				
	退市项目的比率, x/m					退市项目的比率, x/m				
	0.01	0.05	0.1	0.25	0.5	0.01	0.05	0.1	0.25	0.5
r_1										
1	1	1	1	1	1	0	0	0	0	0
1.01	0.999901	0.999503	0.999005	0.997516	0.995037	-0.0001	-0.0005	-0.001	-0.0025	-0.005
1.02	0.999802	0.99901	0.998022	0.995062	0.990148	-0.0002	-0.001	-0.002	-0.005	-0.01
1.03	0.999704	0.998523	0.997048	0.992638	0.985329	-0.0003	-0.0015	-0.003	-0.0075	-0.015
1.04	0.999608	0.998041	0.996086	0.990243	0.980581	-0.0004	-0.002	-0.004	-0.01	-0.02
1.05	0.999512	0.997563	0.995133	0.987877	0.9759	-0.0005	-0.0025	-0.005	-0.0125	-0.025
1.1	0.999047	0.995246	0.990514	0.976454	0.953463	-0.001	-0.005	-0.01	-0.025	-0.05
1.15	0.998603	0.993036	0.986121	0.965663	0.932505	-0.0015	-0.0075	-0.015	-0.0375	-0.075
1.2	0.998178	0.990925	0.981933	0.955443	0.912871	-0.002	-0.01	-0.02	-0.05	-0.1
1.3	0.99738	0.986967	0.974105	0.936514	0.877058	-0.003	-0.015	-0.03	-0.075	-0.15
1.5	0.995954	0.979931	0.960265	0.903602	0.816497	-0.005	-0.025	-0.05	-0.125	-0.25

r_1 = 继续存在项目的（平均）价格变化。

7.62 了解与商品有关的市场状况有利于理解 r_1 和 r_2 之间可能的差异。这里应注意的是，项目价格在产品生命周期的什么时间发生了变化？因此，例如，引进新型号时的价格变化可能十分不同于其他现有项目的价格变化。因此，假定价格变化相似，即使进行了质量调整，也可能是不合适的。Greenlees (2000年) 给出了个人电脑的例子：新电脑以等于或低于以前型号的价格进入市场，但是，速度更快，功能更多。假定 $r_1 = r_2$ 将是没有根据的。他接着举了服装的例子，其中新服装以相对高的经质量调整后价格进入市场，而旧的、过季或不再流行的服装价格被打折。这里也可能存在偏差，因为 r_1 不同于 r_2 。

7.63 出现这种差异的部分原因是，市场由不同的消费者群体组成。实际上，对消费营销人员的培训内容包括开发不同的细分市场，并为每个细分市场确定相应的价格、产品质量、促销手段与地点（配送方法）——营销组合的 4Ps (Kotler, 1991 年)。此外，培训还要求市场营销人员按照项目的生命周期来规划营销组合。该规划有助于对生命周内不同时间点的这些营销组合变量做不同的投入。这包括在引入时期的“撇脂订价法”，来对细分市场中愿意多付款的消费者群体收取较高的价格，以此来撇取消费者剩余。价格歧视的经济理论也会对这种行为进行预测。因此，旧项目经质量调整后的价格与新替代项目价格相比时的变化可能高于产品组内其他项目的价格变化。在引进新项目后，其价格相对于小组中其他项目而言可能下降了。如果市场中存在着差异项目，可能不存在单一价格变化定律。Berndt 等人 (2003 年) 明确指出，在专利期过后，随着新的普通药品以较低价格进入市场，品牌处方药品的价格可能上涨，因为忠诚度很高并且对价格不敏感的消费者仍然忠于该品牌药品。

7.64 因此，经济理论或营销理论很少支持新的和替代项目相对于产品组其他项目具有相似的（经质量调整后的）价格变化。在考虑这种方法的适当性时，对被研究市场的实际情况有一定的了解将很有用。在决定使用虚拟法时，将需要考虑两个因素。第一个因素是替代比率；这里的表 7.2 提供了指南。第二个因素是 r_1 和 r_2 之间的预期差异。从以上讨论可以看出，在有些市场上，这两者之间不太可能类似。然而，这不等于说不可以采用这种方法。这是一个简单和便利的方法。有争议的是，如果事先没有对预期价格变化与转换时机进行估计，就不宜采用这种方法。此外，应该有目标地使用该方法，也就是选择预计具有相似价格变化的项目。然而，选择项目时还应注意样本应该足够大，以免估计值出现不当的抽样误差。

7.65 计算方式也值得研究。在最简单的形式上，用于计算的形式（如使用电子表格）一般要对每个项目进行描述，并且每月记录其价格。将退市项目的估算价格输入电子表格中，并且用记号标明它们是推算（虚拟）的价格。

需要突出这些价格的原因是：第一，不应将它们当作实际价格用于随后的虚拟中；第二，纳入虚拟值可能会造成样本规模比实际情况大的假象。在审计编制指数中所用的价格数字时，应把这些观察值标为“虚拟值”。

7.66 以上所描述的方法是一种短期虚拟法。如下文第 7.165 段至第 7.173 段讨论的那样，有充分的理由说明宜于使用短期虚拟法而不是长期虚拟法。

组均值虚拟法

7.67 Schultz (1996 年)；Reinsdorf、Liegey 和 Stewart (1996 年)；Armknrecht、Lane 和 Stewart (1997 年) 以及 Armknrecht 和 Maitland-Smith (1999 年) 讨论了美国消费者价格指数中对价格进行隐性质量调整的组均值法（或替代比）。它出于以上章节同样的考虑，即在引进新型号时，特别是引进耐用消费品时，引入产品的初期出现了异常的价格变化。Moulton 和 Moses (1997 年) 在对特定产品的研究中使用了 1995 年美国消费者价格指数数据，研究发现，在被重新定价（每个月或每两个月重新进行定价）的类似项目中，纯价格变化平均只有 0.12%，而可比较替代品（根据判断，其与替代项目相当）的纯价格变化率平均为 2.51%。对于直接替代且经质量调整的价格变化，其相应的平均价格变化率为 2.66%。因此，持续项目的价格变动似乎不能有效替代旧项目与替代项目差异中的纯价格变化。

7.68 1989 年美国消费者价格指数对汽车行业采用了组均值法，并且从 1992 年开始，逐期对其他大多数非食品类货物实行该方法。它与总体均值虚拟法不同的只是旧项目在时期 $t+1$ 价格变化推算比率的来源不同。在这种方法下，价格变化的虚拟比率不是采用分类指数变化（该变化采用分类指数中所有非退市项目来推算），而是依据质量不变的替代项目——根据判断，这些项目具有可比性，或者直接经过质量调整。组均值法被认为是对总体均值虚拟法的改进方法，因为被虚拟价格变化所依据的：不只是已经被替代的项目，而是其替代价格已经过质量调整，或者断定其新替代项目可以直接用以比较。然而，也许可能没有足够大的可比较替代品样本，或没有直接进行了质量调整的项目；或者质量调整以及可比较项目的选择没有足够的可靠性。这种情况下，可能考虑使用目标虚拟法。目标均值法期望的目标没有那么多高，因为它只寻求反映类似项目的价格变化，而不管它们在生命周期中所处的阶段。然而，如果采用了足够大的样本规模，就是对总体均值虚拟法的一种改进。

可比替换法

7.69 可比替换法要求受访者判断替代项目具有与旧项目类似的质量，并且任何价格变化未受到质量变化的

影响。对表 7.1 (b) 中的专业连锁店来说, 可以断定项目 3 与项目 2 具有可比性, 并且其在随后月份的价格可能被用来继续该序列。项目 3 在 3 月份的价格 (6.5) 可能被用作项目 2 在 3 月份的价格, 其 1 月份至 3 月份的价格变化将等于 $6.5/6 \times 100 = 1.0833$ 或 8.33%。Lowe (1999 年) 指出电视机制造商新生产线的普遍做法是, 尽管没有发生任何实际变化, 或者只是在规格上发生了一些小的变化 (如遥控器类型、插孔的数量或位置发生了一些变化), 但却会改变产品的型号。可比较替代法不但取决于价格采集人员的工作能力, 同时还取决于描述项目时所用规格的充分性。统计部门可能担心剔除需要对价格进行虚拟的项目, 将会使样本数量下降, 并担心在进行显性估计时 (见下文内容) 将会过度使用资源。使用可比较项目的重新定价项目有很多值得推荐的地方。然而, 如果项目质量在改善, 则前一项目就会次于当前项目。持续忽视替代项目发生的这种小变化将导致指数向上偏差。问题的严重程度将取决于发生这种情况的比例, 接受这种可比较项目为替代项目 (尽管存在质量差异) 的程度, 以及赋予这些项目的权重。第八章建议根据产品领域监测质量调整方法, 该建议为在最需要的地方采用显性调整奠定了战略基础。

保持价格不变的连接法

7.70 连接法将当期替代项目与上期旧项目之间的任何价格变化归因于质量变化。例如, 在表 7.1 (b) 中, 从百货商店选择了替代项目 7 来替代 3 月份退市项目 6。项目 6 与项目 7 的质量可能不同, 价格差异很大。价格变化被假定来自于质量变化。通过将 p^{72} 等于 p^{73} 来估计其价格, 表明没有发生什么变化, 即在表 7.1 (b) 中假定 2 月份项目 7 的价格为 14。因此, 假定项目 7 的价格在 2 月份至 3 月份期间没有发生变化。项目 6 从 1 月份至 3 月份的结果为 $(12/12) \times (14/14) = 1.00$, 表明没有发生变化。然而, 在 3 月份至 4 月份期间, 项目 7 在 3 月份的价格可以与虚拟后 2 月份的价格 p^{72} 进行比较, 并且与前面的结果相连接。所以, 1 月份至 4 月份的比较包括了 1 月份至 2 月份对项目 6 的比较, 再连接到 (被乘以) 2 月份至 4 月份对项目 7 的比较。这种连接类似于第 7.153 段至第 7.158 段以及下文第 7.171 段至第 7.173 段所讨论的连接方法以及短期框架。使用该方法是因为可比较替代项目丢失并且旧项目与替代项目之间存在相对大的价格差异 (这源于价格基期和质量的差异)。不大可能区分价格差异中多大因素是来源于价格变化, 又有多大因素来源于质量差异, 所以该方法将它全部归因于质量因素, 并且保持价格不变。该方法为指数中的价格带来了一定程度的不当稳定性。替代时期可能是发生大幅度价格变化的时期, 因此这种方法有可能会错误地将

此归因于质量变化。欧洲联盟委员会 (EC) 第 1749/96 号条例第 5 条要求成员国避免采用“自动连接法”。这种连接相当于假定两个连续项目之间的价格差异全部源于质量差异 (欧盟统计处, 2001 年 a, 第 125 页)。

结转法

7.71 在结转法中, 当某个时期 (比如在时期 t) 某项目丢失时, 计算价格变化使用旧时期 $t-1$ 的价格——直接结转使用该价格, 而不考虑价格变化。因此, 根据表 7.1 (a) 关于专业连锁店在 1 月份至 3 月份的情况, Jevons 和 Dutot 指数 (第二十章) 为:

$$P_j(p^1, p^3) = \left[(p^{13} / p^{11} \times p^{22} / p^{21}) \right]^{1/2} \quad \text{和} \\ P_D(p^1, p^3) = [(p^{13} + p^{22}) / (p^{11} + p^{21})] \quad (7.18)$$

其中, p^{22} 填补了丢失的 p^{23} 。这给指数带来了不当的稳定性, 如果在接下去时期内, 继续使用旧价格 p^{22} 来填补未观察到的价格, 就会进一步加剧这种情况。它使指数增加了一种不当的稳定性, 并且可能对实际样本规模产生的错误印象。欧洲联盟委员会第 1749/96 号条例关于《协调消费者价格指数》的第 (6) 条 (欧盟统计处, 2001 年 a, 第 126 页) 禁止采用结转法。要使用这种方法, 必须假定该商店的价格不发生变化。只有相当确定不会发生价格变化的情况下, 才能使用该方法。

显性质量调整方法

7.72 前面提到的方法不取决于关于质量变化值的显性信息, $A(z)$ 。本节讨论依赖于获得质量差异显性估值的方法: 专家判断; 数量调整; 生产或选项成本的差异; 以及特征法。

专家判断

7.73 Hoven (1999 年) 将可比较替代描述为主观质量调整的特殊情况, 因为确定产品对应物是依据商品专家的判断。反对主观方法的理由之一是它不能提供可以独立复制的结果。然而, 在可比较替代中, 并且对于选择代表项目, 主观成份是正常程序的一部分。当然, 这不是要扩大使用主观方法的理由。

7.74 Hoffman (1999 年) 介绍了德国消费者价格指数替代项目质量调整时一个可能很独特的方法。当新产品的价格高于它所替代的项目时, 可以采用一个弹性的调整因子, 将没有、部分或全部价格差异归因于质量改进。特别是, 当没有可用以确定质量的准确信息时, 可以对 50% 的价格差异进行调整。德国自 1997 年以来采用的指导方法替代了存在缺陷的方法, 其中用于单个

质量调整的具体方法仅取决于价格差异。然而，如 Hoffmann 所指出，即使在当前方法中，如果新项目价格低于旧项目时，就没有任何质量调整。结果，如果质量提高伴随着价格下降（反之亦然），就会出现质量问题。需要采用德国消费者价格指数编制总部进行的方法，而是由实地采集价格人员进行的。在这些情况下，排除了广泛使用特征法和生产成本方法的可能性。因此，统计机构的组织结构及其融资水平将肯定影响对质量调整方法的选择。

7.75 Turvey (1998 年) 建议不采用消费者协会的报告以及消费者杂志的产品评估，他引用了一项研究结果，该研究采用消费者报告将 135 个产品类别的质量评估和价格相联系。平均相关性为 0.26，一半以上具有正相关，三分之一多一点没有相关性，其余为负相关。他还反对“最佳购买”估计，这是专家认为一个正常消费者应该支付的价格，而不是市场价格(还可参见 Combris、Lecocqs 和 Visser, 1997 年)。

7.76 采用专家关于消费计算的看法可能适用于高度复杂同时又没有其他方法可用的项目。应告知专家所要求的估计具有怎样的性质。应选择一名以上的专家，并且在可能的情况下，专家应来自不同的背景。还建议向专家指出其进行估计的间隔期。可采用人们所熟知的 Delphi 方法(如见 Czinkota 和 Ronkainen, 1997 年)。在该方法中，一组专家从不碰面，以避免其估计过程中的“跟风”效应。要求专家估计平均的调查回应值以及可能做出回应的范围。抽取这些估计的中间值，并且将极端值返回有关专家，并要求其说明差异背后可能存在的原因。某个专家可能对这个问题具有很好的看法，而其他专家则没有考虑到这一点。如果该名专家提出了令人信服的理由，就将该回应反馈到专家小组，并请专家小组决定是否修正其观点。然后，抽取新的中间值，并且有可能进一步反复。Delphi 方法耗时而且成本高，但它却说明对于此类问题要谨慎。如果需要对消费者价格指数中权重大的产品领域进行调整，并且没有其他可用的技术时，可采用这种方法。

数量调整

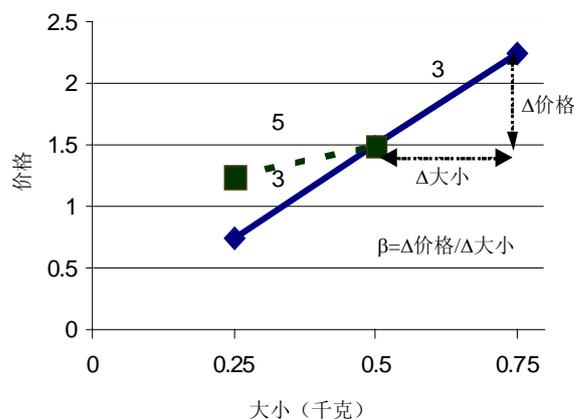
7.77 数量调整是一种最直接的显性调整方法。它在替代项目大小不同于现有项目时使用。在一些情况下，很容易获得可以用来比较项目的数量单位。如，一个包装(如纸盘或维他命丸)的单位数量、容器的大小或重量(面粉的千克数量、烹调油的升数)、床单或者毛巾的大小等。对价格的调整通过对旧项目或新项目的价格按比例进行。指数编制系统可自动进行这种按比例调整，即将类别中所有价格转化为单位、权重或数量的

单价。例如，如果烹调油以 5 升包装出售，而不是 2.5 升包装，并不表明价格增长了一倍。

7.78 然而，还存在另一方面因素。就药品而言，如果瓶装的药丸大小不同，那么价格也不同。在一瓶装有 100 个药丸的药品中，每个药丸的药物重量为 50 微克，与一瓶装有 50 个药丸、每个药丸的药物重量为 100 微克的药品不同，尽管这两瓶都具有 5 000 微克的同样药品。如果发生了一些变化，例如采用更大容量的瓶子，并且单位价格随之下降了 2%，那么如果消费者从更大和更加不方便的包装中获得的效用下降了，那么就不应认为价格下降了 2%。在实际中，将难以确定价格下降中有多大比例是质量原因，有多大比例是价格原因。一个基本的原则是，如果具有相反的信息，就不要将因包装大小变化引起的单位价格变化自动归因于纯价格变化。

7.79 再考虑另一个例子：一种品牌面粉原来的包装为 0.5 千克，价格为 1.5，后改为 0.75 千克包装，价格为 2.25。这里的主要问题是按比例对数量进行调整。该方法将使用每包的相对面粉数量作为调整。价格可能上升了 $[(2.25/1.5) \times 100 = 150]$ ，即 50%，但经质量调整后的价格(即按包装尺寸调整后的价格)保持不变 $[(2.25/1.5) \times (0.5/0.75) \times 100 = 100]$ 。采用图 7.1 能够更好地说明这种方法。这里要关心的是两个坐标点((1.5, 0.5) 和 (2.25, 0.75))之间的实线部分，这两个坐标点的单位价格都为 3(价格= 1.5/0.5 以及 2.25/0.75)。经质量调整后的价格应该没有任何改变。 Δ 符号表示变化值。直线的斜率为 β ，它等于 Δ 价格/ Δ 大小 = $(2.25-1.5) / (0.75-0.50) = 3$ ，即来自包装大小的单位(千克)变化所引起的价格变化。旧包装 m 经质量(规模)调整后在时期 $t-1$ 的价格为：

图 7.1 对不同大小项目的质量调整



$$\hat{p}_m^{t-1} = p_m^{t-1} + \beta \Delta \text{大小} = 1.5 + 3(0.75 - 0.5) = 2.25 \quad (7.19)$$

经质量调整后的价格表明未发生变化，像以前一样：

$$p_n^t / \hat{p}_m^{t-1} = 2.25 / 2.25 = 1.00$$

以这种形式来概括这种方法，以便将它看作特征方法（以下讨论）的一种特例，这里价格与一些质量特征有关，其中包装尺寸可能是其中之一。

7.80 如果不同尺寸包装的单位价格保持不变，该方法从直觉上看可能是成功的。如果将 0.5 千克包装转向 0.25 千克包装，价格为 0.75（见图 7.1 里实线坐标点（0.75, 0.25）的续线），那么经质量调整后价格同样没有变化，然而，需要假定 0.25、0.5 和 0.75 千克包装的单位（千克）价格分别是 5、3 和 3——见表 7.3 和图 7.1（包括虚线）所显示的情况。然后，衡量经质量调整后的价格变化将取决于 0.5 千克包装是否被 0.25 千克包装（增长 67%）或 0.75 千克包装（没有变化）所替代。结果不令人满意，因为选择替代包装尺寸是主观性的。进行质量调整程序的根据是要了解：每种情况单位价格的差异是否反映了不同的效用水平？如果是这样，就应该对单位价格进行调整使它们相一致。如果不是这种情况，就应该对来源于更便利包装或提供更小包装引起的效用差异部分的单位价格进行质量调整。从产品性质看可能很明显，即小包装项目以不成比例的高价格出售会带来很高的利润，并且这种非常小的包装不宜作为大包装项目的替代。

生产成本或选项成本的差异

7.81 一种自然的质量调整方法是通过等于新项目所增特征的资源成本，来调整旧项目的价格，即采用以下公式来比较相对价格：

$$p_n^t / \hat{p}_m^{t-1} \quad \text{这里} \quad \hat{p}_m^{t-1} = p_m^{t-1} + x \quad (7.20)$$

x 是时期 $t-1$ 价格增加特征的价值。该价值应该是消费者的估计值，反映了增加的服务流或效用。数据的来源之一是制造商。将请制造商提供生产成本方面的数据，在此基础上加上零售商的加价与相应的间接税。该方法适用于制造商数量相对少、产品型号不经常更新并且具有可测性的市场。只有在制造商与统计部门工作人员沟通良好的情况下，它才能起作用。当还采用质量调整来计算生产者价格指数或其他价格项目时，它特别合适。Greenlees（2000 年）提供了一个美国 1999 年新卡车和摩托车的例子。就在引入年度型号之前，美国劳动统计局工作人员参观了一些制造商以采集成本信息。数据用于生产者价格指数、国际比较项目以及消费者价格指数，并且信息采集活动是三个项目的联合行为。为质量调整之目的，所允许的产品变化包括加强乘坐人员安全措施、对整个汽车运行或效率在机械和电器上的改进、影响服务长度或维修需要的变化，以及影响舒适度或便利性的变化。

7.82 注意第 7.30 段所做的解释，即生产者价格指

表 7.3 面粉袋包装大小、价格和单价

包装 (千克)	第一次 价格	第一次 单价	第二次 价格	第二次 单价
0.25	0.75	3	1.25	5
0.5	1.50	3	1.5	3
0.75	2.25	3	2.25	3

数以生产商为中心，这说明资源成本是对价格进行质量调整的合理标准（Triplett, 1983 年）。消费者价格指数与生产者价格指数采用对生产成本估计的差别在于，只有消费者价格指数会加上零售加价与间接税。另一种重要差异可能出现在政府强制产品改进的情况下。这类强制性改进中有一部分不会给购买者带来任何直接利益。在这些情况下，适合对生产者价格指数中相应资源成本的价格进行质量调整，而不是对消费者价格指数，后者的合理标准是用户价值。如果只有生产成本数据，那么，估计零售加价时必须考虑有关型号的（平均）年限。当产品型号走向其生命周期的尾声时，加价额将下降。因此，基于产品型号生命周期尾声的加价不应用于处在生命周期开始阶段时产品型号的生产成本。

7.83 鉴于在使用生产成本方法中存在的这些困难，一般倾向于采用选项成本方法。经常是一个现有选项的零售价格，这当然包括利润的加价部分。试分析一个用于质量调整的选项价格例子。假定某项目在时期 $t-1$ 和时期 t 的价格分别为 10 000 和 10 500，但假定期 t 的价格是针对具有新特征或“选项”的项目，并且假设增加特征在时期 t 的价格为 300。那么，价格变化率将为 $10\ 200/10\ 000=1.02$ 或 2.0%。调整可能采用乘法形式（见上文第 7.39 至 7.40 段）：增加的选项值为时期 t 价格的 $300/10\ 500=0.028571$ 。因此，时期 $t-1$ 的调整后价格为 $10\ 000 \times 1.028571 = 10\ 285.71$ ，并且价格变化为 $10\ 500/10\ 285.71 = 1.020833$ 或约 2.08%。如果在随后时期，这些因素中的任意一个发生变化，那么 $\hat{p}_{n,t-1}$ 为这些比较也必然发生变化。因此，选项成本法一般用于具有稳定技术的稳定市场。或者，为前一基期价格估计一个一次性的调整值，然后将该时期以后所有带有新选项的价格与该估计值进行比较， $10\ 500/10\ 300=1.019417$ ，或约为 2%。

7.84 因此，如果可以参照市场价格，以货币形式对新旧项目差异的特征进行量化，那么可以采用选项成本。例如，供应的坚果可能是烤过的，也可能是未烤过的；供应的食品可以是熟的，也可是生的。试分析对某汽车型号增加一项特征的情况。由于在前期或当期，其他型号可能已经将该特征作为一种新的选项，所以可以据此做出绝对的或按比例的消费估计值。Armknicht 和 Maitland-Smith（1999 年）指出，当子午线轮胎成为新汽

车的一项标准配置时，那么增加一个子午线轮胎选项的价格被用来确定美国消费者价格指数的质量调整。在对可以量化的产品特征进行估价时，可很方便地通过比较不同的产品价格获得。Turvey 等人（1989 年）给出了不同度数（酒精百分比含量）的威士忌例子。一种产品酒精含量变化的质量调整可以从酒精含量与价格的市场关系中推断出来。

7.85 试分析对某产品增加一种特征的情况——例如给冰箱安装自动制冰机（Shepler, 2000 年）。既可以出售标准的冰箱，也可以出售装有自动制冰机的冰箱。价格采集人员或许总能够采集标准型号的价格，但是该型号可能不再生产，而是被装有自动制冰机的冰箱型号所替代。因此，选项的成本以前就已知道，这样使用等式（7.20）和简单调整选项在基期的旧价格，就可以延续序列。但这种方法可也能存在问题。首先，将某种功能作为标准生产的成本可能低于作为选项生产的成本，所以现在所有新冰箱都安装了自动制冰机。这项节省可能至少部分地转给了消费者。因此，选项成本法将低估价格上涨情况。Triplett（2002 年）引述了 Levy 等人（1999 年）的研究——该研究将汽车安装防盗系统作为标准配件，但当不要求该选项时，该系统就失去作用。从表面看，这样做似乎更加便宜。其次，通过将某项功能作为标准配置，消费者对该选项的估价可能下降，因为购买者不能拒绝安装。一些消费者可能对该选项赋予很低的价值。总体效应是，如果选项成本是为那些需要该选项的消费者确定的，那么相对于消费者按照标准配置所支付的隐性平均价格而言，前者的估计值可能要高一些。原则上，应该估计这种差异对价格的影响，尽管在实际上很困难。

7.86 可以认为选项成本调整接近质量调整，只是在选项成本调整下，替代项目增加的质量特征不是大小，而是任何其他个体特征。比较项为： p'_n / \hat{p}'_m ，其中 $\hat{p}'_m = p'^{t-1}_m + \beta \Delta z$ ，对于一个单个的 z 特征，其中 $\Delta z = (z'_n - z'^{t-1}_m)$ 。当一个特定型号的个人电脑型号被另一个与之类似但随机存储器却不同的个人电脑所取代时，选项特征将为个人电脑随机存储器（RAM）的大小。如果价格与随机存储器的大小具有线性关系，那么上述公式是合适的。很多网站在电脑其他特征以外，单独列出了存储器的价格，因此适于进行线性调整。需要注意的是，采用线性表达式时，实际上是认为固定容量的随机存储器具有相同的价值，而不管机器处理的存储器容量为多少。

7.87 当然，这种关系也可能不是线性的。比如说，对于 x 每增加 1%， y 增加 1.5%（ $\beta=1.015$ ）。在这种情况下，

$$\hat{p}'_m = p'^{t-1}_m \beta^z \quad (7.21)$$

其中 p'_n / \hat{p}'_m 用来衡量经质量调整后的价格变化。

此外， z 变化可能反映了服务流量，但是，价格 - z 关系中的非线性可能反映了效用随着被提供特征的大小而增加或减少的情况。项目中属于高端市场型号特征的部分可能按照高于低端市场的比例定价，即等式（7.21）中 $\beta \geq 1$ 。

7.88 在图 7.1 中，假定 z 特征是在横轴上的选项。数量调整与选项成本法的相似性很明显，因为两者都认为价格与一定的质量有关：型号尺寸或者选项。选项成本法可以扩大到一个以上的质量层面。这两种方法都需要对源于选项或型号尺寸所引起的价格变化进行估计： β 斜率估计。在数量调整下，要根据与被替代项目类似的项目来进行调整，只是用以调整的项目在大小上不同于被替代项目，在这种情况下，估计 β 斜率完全可以从这两个信息中获得。由于在这种调整方法下，除了数量（大小）变化以外，实际上是将基本上相同的东西进行比较，这意味着在该方法下，要保持其他质量因素不变。

7.89 同样的道理适用于选项成本。例如，可能有两个类似的项目，这两个项目除了某项特征外，其他方面相同，这样就可以确定该特征的价值。然而，有时候必须从更大数据集里得到一项特征或选项的价值。这可能是由于质量层面的极差可能较大，无法直接获得具有明显一致性的估计值。试分析产品只有一个特征选项的简单例子，即个人电脑的处理速度。不能直接确定每增加一个速度单位的价值。使问题更复杂的是，项目可能存在几个质量层面，并且所有这些质量层面的组合可能不像项目一样存在于任何一个市场时期。此外，在被比较的第二时期中，质量特征组合可能明显不同于第一个时期。基于这种考虑，所以出现了一种更广泛的框架，即所谓的特征法。

特征法

7.90 特征法是前面两种方法的延续，因为：第一，来自质量单位变化引起的价格变化（图 7.1 的直线斜率）现在是从更多种类组成的价格和质量特征值数据集来估计。第二，原则上，质量特征集扩大到包括可能影响价格的所有主要特征，而不仅是数量或选项调整。第二十一章将解释特征回归法的理论基础，这里做一个简要的回顾，采用关于个人电脑的一个例子。

7.91 应指出的是，特征法要求扩展数据集，以包括确定每个项目价格的质量特征值。在可比型号法下，每个价格采集人员只需要采集每个型号的足够数据，以使下一次重新计价时可以根据这些数据确定该型号。特征法要求的扩展内容是，应采集每个型号中决定价格的特征。Merkel（2000 年）列举了产品特征的清单，以改进数据采集质量，并满足特征调整的需要（还可参见第六章关于价格采集的内容以及 Liegey（1994 年）的文

章)。如果某一项目退市，可确定其替代项目的特征差异，正如以下将要说明的那样，在这种情况下，可以使用特征法对这种差异进行估计。

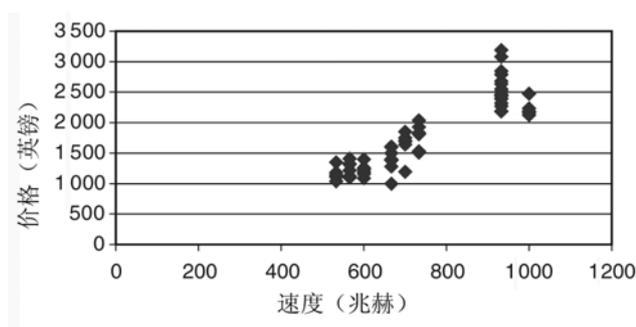
7.92 本章附录 7.1 提供了 2000 年 7 月份英国康柏电脑与戴尔电脑网页上有关 64 种桌上个人电脑价格和特征的数据。图 7.2 是根据该信息做成的离散图，将价格（英镑）与处理速度（兆赫兹）相联系。很明显，速度高的个人电脑的价格更高——存在正相关。根据前面提到的选项成本框架，将 733 兆赫兹的个人电脑提高到 933 兆赫兹的个人电脑将意味着衡量两个单独点的直线斜率。该方法要求 733 兆赫兹个人电脑与 933 兆赫兹的个人电脑除了处理速度不同外，其他方面都相同。从图 7.2 和附录 7.1 可以明显看出，有几种个人电脑的速度相同，但价格不同，原因是其他方面存在不同。要估计单位速度增加的价值，需要估计与数据最拟合的直线斜率。在图 7.1 中，使用了实际斜率；对于图 7.2 中的数据，需要使用普通的最小二乘回归法，来估计与数据最佳拟合的直线方程的斜率。回归工具可以在标准统计和计量软件以及电子表格中找到。这种情况的估计（线性）方程为：

$$\text{价格} = -658.436 + 3.261 \text{速度} \quad \bar{R}^2 = 0.820 \quad (7.22)$$

速度系数是直线的估计斜率：每兆赫兹速度变化引起的价格变化（3 261 英镑）。这可以用来估计不同速度个人电脑经质量调整后的价格变化。 \bar{R}^2 值表明 82% 的价格变化可以由处理速度变化来解释。检验系数是否为零的零假设 t -统计值为 18.83；查找 t -统计值的标准表发现，在 1% 显著性水平上拒绝零假设。估计系数不等于零的事实不能归因于在该显著性水平上的抽样误差。在 1% 显著性水平上，检验可能错误地拒绝了零假设。

7.93 然而，从附录 7.1 看，给定速度（如 933 兆赫兹）的价格极差可能很大。价格存在一个约 1 000 英镑的极差，这表明可能包括其他质量特征。表 7.4 提供了回归方程的结果，该方程将价格与使用附录 7.1 数据的一些质量特征相联系。标准统计和经济计量软件以及电子表格可以提供这些估计。

图 7.2 显示个人电脑价格与处理速度的离散图



7.94 第二列给出了线性回归模型的结果，因变量为价格。第一个变量是（处理器的）速度，系数为 2.731—处理速度每增加一兆赫兹单位，估计价格增加（正号）2.731 英镑。速度从 733 兆赫兹增加到 933 兆赫兹将影响价格变化为： $200 \times 2.731 = \text{£}546.20$ 。系数具有统计显著性—其不等于零（等于零意味着不产生效应）没有被归因于在 0.1% 显著性水平上的抽样误差。该估计系数是依据一个多变量模型：它是处理速度的单位变化对价格的效应，并保持方程中其他变量的效应不变。等式（7.22）中前一个结果 3.261 只依据一个变量，并且不同于这种改进后的结果。

7.95 品牌变量是虚拟截距，比如说对戴尔品牌电脑的数值为 1，其他品牌电脑的数值为零。尽管品牌本身不是质量特征，但它可能是其他因素的替代变量，如可靠性和售后服务。将这种品牌虚拟变量包括进来，也部分反映了购买群体的细分市场，这将在第二十一章予以讨论。对其他厂商或品牌（康柏 Presario 和康柏 Presignia）也使用类似的品牌虚拟变量（一种康柏 Deskpro 的品牌除外，该品牌是其他型号与之进行比较的基准）。戴尔品牌的系数是戴尔品牌价值与康柏 Deskpro 品牌价值差异的估计值，其他变量保持不变，即便便宜 1 330.78 英镑。同样，英特尔奔腾 III 比 AMD Athlon 的价格估计贵 282.78 英镑。

7.96 对处理器速度的估计是根据戴尔和康柏个人电脑的数据。如果质量调整是在两种戴尔个人电脑之间进行，那么就有理由认为应该忽略康柏个人电脑的数据。可单独估计每一个品牌的回归方程，但这将严重限制样本的规模。对于被认为具有特殊品牌互动效应的变量，也可以使用一个互动项或斜率虚拟变量。比如说，这种虚拟变量的一个例子是戴尔* 速度，当个人电脑是戴尔品牌时，它取“速度”的值；当为其他电脑品牌时，它取零值。该变量的系数（见表 7.4）为 1.714；它所估计的是除个人电脑速度每增加 1 兆赫兹所估计增加的标准价格以外，戴尔个人电脑再额外多出的部分（正号）。对于戴尔个人电脑来说，它为 2.731 英镑+1.714 英镑= 4.445 英镑。因此，如果替代的戴尔个人电脑比退市个人电脑速度快 200 兆赫兹，那么对所退市个人电脑的价格调整就是增加 $200 \times 4.465 \text{ 英镑} = 893 \text{ 英镑}$ 。也可以同样定义和使用对其他变量的互动项。采用计量经济方法或统计软件，或者是电子表格中的数据分析工具，可以很容易地估计回归方程。很多文章对这些技术做了解释，包括 Kennedy（1998 年）和 Maddala（1988 年）。第二十一章讨论了与估计特征回归方程有关的计量经济学问题。

7.97 \bar{R}^2 值是能够被估计方程所解释的价格变化部分。更加正式地说，它是 1 减去方程残差的方差

$\sum_{i=1}^N (p_i^t - \hat{p}_i^t)^2 / N$ 与价格方差 $\sum_{i=1}^N (p_i^t - \bar{p}_i^t)^2 / N$ 的比率。 R^2 上面的横杠表明对该表达式已做了合理的自由度调整，这在比较具有不同数量解释变量的方程时是必要的。数值为 0.934（表 7.4），表明 \bar{R}^2 值相当高。然而，高的 \bar{R}^2 值可能对质量调整具有误导作用。首先，该数值显示解释变量能够说明大部分的价格变化。但该值可能是针对相关时期品种数量较多的货物。当然，这不能说明在随后时期，对单个品牌替代项目的调整具有很高的预测度。预测值的精确度不仅取决于方程的拟合情形，还取决于价格被预测的项目特征不同于样本平均值的程度。项目越异常，预测概率区间就越大。其次， \bar{R}^2 值表明价格变化中被估计方程解释的比例。可能有 0.90 被解释，而 0.10 则没有被解释。如果价格离散情况很大，还使得价格中有很大的绝对部分没有被解释。但无论如何，高的 \bar{R}^2 值是使用特征调整的一个必要条件。

7.98 一般采用半对数形式来进行特征回归（第二十一章）。因变量是价格的（自然）对数，但是方程右边的变量保持在其正常单位，因此采用半对数形式。一个双对数形式还会对右边的 z 变量取对数值。然而，如果这些 z 变量中有任何一个变化为虚拟变量，且该虚拟变量在一些情况下取零值，那么就不能采用双对数形式，因为不能取零的对数值。因此，重点放在半对数形式上。线性和半对数形式的这种问题相当于前面第 7.39 段至 7.40 段讨论加法和乘法公式时要考虑的问题。例如，不论个人电脑的价格如何，一个线性模型都将额外的 282.78 英镑归因于英特尔奔腾 III，而不是 AMD Athlon。这在使用互联网时代是一种普遍的定价策略。然而，经常的情况是，同样选项对于高端市场货物与服务的定价要高些。在这种情况下，一个多变量的等式 (7.22) 变为：

$$\text{价格} = \beta_0 \beta_1^{z_1} \beta_2^{z_2} \beta_3^{z_3} \dots \beta_n^{z_n} \varepsilon$$

或者， \ln 价格

$$= \ln \beta_0 + z_1 \ln \beta_1 + z_2 \ln \beta_2 + z_3 \ln \beta_3 + \dots + z_n \ln \beta_n + \ln \varepsilon \quad (7.23)$$

注意，这是一个半对数形式；只对左边变量（即价格）取对数。每个 z 特征进入回归方程而不需要取对数值。这样做的好处是，将拥有（或没有）某项特征的虚拟变量放在等式的右边。当项目拥有该项特征时，虚拟变量取 1 值；否则取零值。第二十一章将更详细讨论关于函数形式的选择。

7.99 对第一个等式 (7.23) 取对数值，使它在第二个等式中转化为线性形式。这样就可以使用传统的最小二乘法来估计系数对数值。表 7.4 的第三列给出了这些数字，并且给出了有用的直接解释：如果将这

些系数乘以 100，则它们是解释变量每增加一个单位的价格变化百分比。对于（处理器）速度来说，当替代项目相对于退市项目的速度每增加 1 兆赫兹时，预计价格增长 0.1364%。当使用虚拟变量时，系数乘以 100 后，等于价格变化百分比的估计值，以 $(e^\beta - 1)100$ 表示。例如，对于一个可以重写的 CD-RW，相比一个只读的 CD-ROM 而言，价格变化率为 8.916%。这些系数有一些偏差；并且在（半）对数方程中，在使用系数之前应该加上该系数一半的变差 (Teekens 和 Koerts, 1972 年)。对于一个只读的 CD-ROM 而言， t -统计值为 2.88；这等于系数被除以其标准差，标准差为 $0.08916/2.88=0.03096$ ，方差为： $0.03096^2=0.000958$ 。调整做法是将 $0.000958/2$ 加到 0.08916 上，结果为 0.089639 或 8.9639%。

7.100 当市场未显示调整所需要的质量特征价格时，这种方法尤其管用。市场显示项目的价格，而不是质量特征，所以可以视这些项目为各种特征的捆绑组合。如果对于项目的这些特征拥有足够大的数据集，并且项目之间的特征组合具有充分的变化性，那么就可以采用特征回归法对这些特征的隐性价格进行估计。第二十一章将讨论这种估计的理论。下面列出了实施这种方法的手段。

7.101 首先解释一下特征回归系数。这一问题将在第二十一章详细讨论，这里只给出结论。曾有一种错误的看法认为，特征回归方法的系数代表了对用户价值的估算，而不是对资源成本的估算。用户价值与确定消费者价格指数有关，而资源成本与确定生产者价格指数有关。Rosen (1974 年) 发现特征系数可能同时反映了用户价值与资源成本——供给与需求的影响。存在一个计量经济学里所说的识别问题；换言之，观察数据不能估算基本的需求与供给参数。假设销售方的生产技术相同，但是购买方不同。那么，特征函数说明的是企业使用特定的主流技术按照当前各种需求偏好供应各种特征的价格。由于消费者具有不同的偏好，所以市场上出现的情况是企业试图在一个稳定技术和利润水平上满足消费者各种偏好的结果。特征价格函数显示了供给的结构。现在假设销售方不同，但是，购买方的品味相同。这里，特征函数 $p(z)$ 确定需求的结构。对这两个可能的假设来说，不大可能出现消费者品味的一致性，而具有同样技术的可能性更大一些，特别是在长期无限制地获得技术的情况下。Griliches (1988 年，第 120 页) 在谈及消费者价格指数时指出：

我个人的看法是，特征方法想要估算的是消费者面临预算制约的情况，因此，当质量发生变化时，可以据此对“缺失”价格进行估算。它本身不是要估算效用函数，尽管也可用于这些目的……它估算的是各

表 7.4 戴尔和康柏个人电脑的特征回归结果

因变量	价格	对数价格
常数	-725.996 (2.71) **	6.213 (41.95) ***
速度 (处理器, MHz)	2.731 (9.98) ***	0.001364 (9.02) ***
随机存储器 (MB)	1.213 (5.61) ***	0.000598 (5.00) ***
硬盘 (硬盘容量, MB)	4.517 (1.96) *	0.003524 (2.76) **
品牌 (基准: 康柏 Deskpro)		
康柏 Presario	-199.506 (1.89) *	-0.152 (2.60) **
康柏 Prosignia	-180.512 (1.38) *	-0.167 (2.32) *
戴尔	-1 330.784 (3.74) ***	-0.691 (3.52) ***
处理器 (基准: AMD Athlon)		
英特尔 Celeron	393.325 (4.38) ***	0.121 (2.43) **
英特尔奔腾 III	282.783 (4.28) ***	0.134 (3.66) ***
ROM-驱动 (基准: CD-ROM) †		
CD-RW (压缩盘, 可重写)	122.478 (56.07) ***	0.08916 (2.88) **
DVD (数字视频驱动器)	85.539 (1.54)	0.06092 (1.99) *
Dell* 速度 (MHz)	1.714 (4.038) ***	0.000820 (3.49) ***
N	63	63
\bar{R}^2	0.934	0.934

† 只能读记忆。

括号中数字为检验系数为零的零假设的 t -统计值。

***、** 和 * 表示统计显著性在 0.1%、1% 和 5% 水平上, 检验为单尾检验。

类口味的各类消费者需求曲线与生产技术可能不同的各类生产者供给曲线之间实际交点的轨迹。因此, 除了在非常特殊的情况下, 不大可能仅从这些数据得到基本的效用与成本函数。

因此, 有必要采取一种务实的做法。在很多情况下, 第 7.44 段至第 7.71 段列出的价格隐性质量调整方法可能不适合, 因为这些隐性假设可能无效。在这种情况下, 经济统计的实际需要要求进行显性的质量调整。如果因为指标在概念上不适合, 就不采取任何措施, 那么将会忽视质量变化并提供错误的结果。特征法提供了一种重要的工具, 可以有效地运用价格——质量关系方面的数据, 该数据来自市场上用于调整一个或多个特征变化的其他项目。

7.102 合理使用特征回归方法要求审查估算方程的系数, 以确定其是否具有意义。可能有理由认为, 消费者品味与生产技术的广泛分布, 以及供给与需求的相

互影响都对估算系数有决定作用 (第二十一章), 因此, 这种回归不大可能得出“合理的”估算。例如, 一家企业可能因为长期战略计划方面的原因, 降低与某项特征有关的利润水平, 在这种情况下, 对于理想特征所计算的系数甚至可能为负值 (Pakes, 2001 年)。但这并不能否定在对估算的特征函数进行评估时, 审查特征系数的重要作用。首先, 该领域已经做过大量的实证研究, 大部分情况下的单个系数结果都很合理。甚至在长期内单个系数显示了很合理的下降模式 (van Mulligen, 2003 年)。估算函数中不合理的系数是例外情况, 应当小心处理。其次, 人们可能更加信任系数具有意义并且预测良好的估算函数, 而不是尽管能做出良好预测但系数没有意义的函数。最后, 如果某项特征的系数没有意义, 可能是因为出现多重共线性数据问题, 应该检查是否有这种情况 (见第二十一章附录 21.1)。

7.103 下面将讨论采用特征法来估算退市可比项

目的质量调整。假设具有项目 l 、 m 和 n ，其中项目 l 出现在时期 t 和时期 $t+2$ ，“旧”项目 m 只出现在时期 t ，替代项目 n 只出现在时期 $t+2$ 。这些项目根据其 z 质量特征来定义，例如项目 m 为 z_m^t ，并且如下文所示，项目 m 在时期 t 的价格为 p_m^t 。比较分别具有特征 z_l^t 和 z_l^{t+2} 的可比项目的价格 p_l^t 和 p_l^{t+2} 不存在问题，因为它们具有相同的 l 质量特征。但是，对于项目 m 却存在一个问题。在特征虚拟法下，根据所估算的特征回归方程在时期 $t+2$ 的特征价格，即 \hat{p}_m^{t+2} ，来预测项目 m 的特征在时期 $t+2$ 的价格。

项目/时期	t	$t+2$
l	p_l^t	p_l^{t+2}
m	p_m^t	\hat{p}_m^{t+2}
n	\hat{p}_n^t	p_n^{t+2}

在这个例子中，保持项目 m 的特征在比较项 \hat{p}_m^{t+2}/p_m^t 中不变。也可以采用 p_n^{t+2}/\hat{p}_n^t 对替代项目 n 采用同样的做法。在这种比较中，项目 n 的特征保持不变，并且按时期 $t+2$ 和时期 t 的价格对其进行比较。下面列出了这种虚拟法。然而，还有另外一种方法，即调整法。在这里，确定了替代项目 n 的特征，并且与旧项目 m 的特征进行比较， $(z_n^{t+2} - z_m^t)$ ，然后采用根据特征方程所估算的系数来估算变化值。后面将详细讨论这两种方法——特征虚拟法与特征调整法。这种“填补”缺失价格的方法非常不同于第 7.132 段至第 7.149 段以及第二十一章中特征价格指数所使用的方法。后者使用特征回归法来获得总体价格经质量调整后的特征价格指数，采用每个时期全部数据样本，不进行“填补”。修补“缺失”价格是应用特征法的一部分，用于对缺失项目的虚拟；或者在使用可比模型法，且缺少某项目价格的情况下，用于对缺失项目不可比较替换项目的虚拟。

7.104 特征虚拟法：预测值与实际值。 这种方法，每月将型号 i 在时期 t 价格的自然对数对于其特征组合 (z_{ki}^t) 进行特征回归，等式为：

$$\ln p_i^t = \beta_0^t + \sum_{k=1}^K \beta_k^t z_{ki}^t + \varepsilon_i^t \quad (7.24)$$

比如说，项目 m 在 1 月份（时期 t ）时有价格，但 3 月份（时期 $t+2$ ）时没有价格。通过在 3 月份估算的回归方程中加入旧退市项目 m 的特征，就可以预测项目 m 在 3 月份的价格，也可以对其他连续月份采用同样的方法。以下分别给出了该旧项目在 3 月份的预测价格以及与 1 月份（时期 t ）价格的比较：

$$\hat{p}_m^{t+2} = \exp\left[\beta_0^{t+2} + \sum_k \beta_k^{t+2} z_{k,m}^t\right] \text{ 和 } \hat{p}_m^{t+2}/p_m^t \quad (7.25a)$$

即，预测了旧型号在时期 $t+2$ 的价格，并且补充进来。在表 7.1 (a) 例子中，将可以预测 \hat{p}^{23} ， \hat{p}^{24} ， \hat{p}^{63} ， \hat{p}^{64} 等值，并分别与 p^{21} 和 p^{61} 进行比较。表 7.1 (a) 的项目 2 和项目 6 的空白处将可以有效地用回归方程的估算价格来填补。

7.105 另一种方法是对每一个退市项目 m 选择一个替代项目 n 。在这种情况下，已掌握项目 n 在时期 $t+2$ 的价格，并且需要预测项目 n 在时期 t 的价格。新项目的预测价格以及所需要的价格比较为：

$$\hat{p}_m^t = \exp\left[\beta_0^t + \sum_k \beta_k^t z_{k,n}^{t+2}\right] \text{ 和 } p_n^{t+2}/\hat{p}_n^t \quad (7.25b)$$

即调整了新型号的价格。在这种情况下，项目 n 的特征被纳入估算回归方程的右边（时期 t ）。等式 (7.25a) 的价格比较可能被 w_m^t 加权，同样还有可能的是等式 (7.25b) 中被替代价格的比较。

7.106 另一种做法是，对等式 (7.25a) 和 (7.25b) 的表达式取几何平均值，道理类似于第十五章的讨论以及 Diewert (1997 年) 关于相似指数的论述。

7.107 特征虚拟法：预测值与预测值。 该方法使用项目 n 在两个时期的预测值，例如 $\hat{p}_n^{t+2}/\hat{p}_n^t$ 。试分析在特征方程中出现某种错误设定的问题。例如，在品牌虚拟变量与某项特征之间可能存在互动效应——如表 7.4 中戴尔电脑与速度的关系。同时拥有这两项特征可能在价格上（以半对数形式）高于其单独的特征（关于互动效应的证据见 Curry 等人，2001 年）。使用 p_n^{t+2}/\hat{p}_n^t 可能具有误导作用，因为分子中的实际价格将包括 5% 的加价，而来自直接半对数形式的预测值则没有。这里要强调的是，在采用这种方法时，虚拟价格替代了一个记录的实际价格。这不是一种理想情况，但上述的偏差形式也不是理想情况。Diewert (2002 年 e) 研究了一个类似的问题，并建议进行调整，以使实际价格重新与特征法价格一致。以下给出了在两个时期都使用预测值的比较：

$$\begin{aligned} & \hat{p}_n^{t+2}/\hat{p}_n^t \text{ 对新的项目} \\ & \hat{p}_m^{t+2}/\hat{p}_m^t \text{ 对消失的或旧的项目，或者，} \\ & \left[(\hat{p}_n^{t+2}/\hat{p}_n^t)(\hat{p}_m^{t+2}/\hat{p}_m^t) \right]^{1/2} \end{aligned} \quad (7.26)$$

作为两者的几何平均值。

7.108 特征调整： 该方法使用了一个替代项目，例如要确定替代项目 n 的 k 特征在时期 $t+2$ 和项目 m 在时期 t 之间的任何差别。对于项目 m ，首先通过调整，使其与项目 n 一致，然后估算该项目在时期 t 的预测价格，即 \hat{p}_m^{t+2} ，并且将该价格与实际价格 p_m^t 相比

较, 这里

$$\hat{p}_m^{t+2} \equiv p_n^{t+2} \exp\left[-\sum_k \beta_k^{t+2}(z_{nk}^{t+2} - z_{mk}^t)\right] \quad (7.27a)$$

或者, 对于项目 n , 首先通过调整, 使其与项目 m 一致, 然后估算该项目在时期 t 的预测价格, 即 \hat{p}_n^t 将该价格与实际价格—— p_n^{t+2} 相比较, 这里

$$\hat{p}_n^t \equiv p_m^t \exp\left[\sum_k \beta_k^t(z_{nk}^{t+2} - z_{mk}^t)\right] \quad (7.27b)$$

这里是采用预测值进行调整。然而, 与等式 (7.27b) 的形式不同, 例如, 在估算 \hat{p}_n^t 时, 首先确定将 m 和 n 区分开来的 k 特征子集, 然后将该子集用于 m 和 n 各自在时期 t 的隐性价格——这可以通过特征方程进行估算, 最后根据结果对价格 p_m^t 进行调整。例如, 如果项目 2 最近的替代是项目 3, 那么首先要确定项目 3 不同于项目 2 的特征, 然后根据特征回归方程计算出适当系数来调整该月的 p^{21} , 这样就可以估算出基期的价格 p^{31} 。例如, 对洗衣机来说, 如果项目 2 的旋转速度为每分钟 800 转, 项目 3 为每分钟 1 100 转, 在其他情况相同下, 相差 300 转的影子价格将通过特征回归方程来估算, 并且可以调整 p^{21} 的值并与 p^{33} 进行比较。注意, 如果特征集内的 z 变量彼此完全独立, 则该方法的结果将类似于等式 (7.25) 的结果。这是因为特征回归方程右边变量之间的相互依赖性——多重共线性——将导致对系数的不准确估算 (见第二十一章)。等式 (7.25b) 和 (7.27b) 的特征虚拟与调整的优点超过相应的等式 (7.25a) 和等式 (7.27a), 因为不需要每期对回归方程进行更新。然而, 等式 (7.25b) 和等式 (7.27b) 有效地比较了一个固定当期特征篮子, 而等式 (7.25a) 和等式 (7.27a) 比较一个关于价格参考期特征的固定篮子。没有理由偏向任何一种方法, 在这两种指数差异很大的情况下, 如果要使用一种指标, 而不是这两种指数的几何平均值, 那么就需要慎重。对特征回归进行定期更新将有可能最大地缩小差异。

7.109 特征的: 间接调整。对当期可以采用间接调整, 这只需要估算基期 t 的特征回归方程, 使用:

$$\frac{p_n^{t+2}}{p_m^t} \bigg/ \frac{\hat{p}_n^t}{\hat{p}_m^t} \quad (7.28)$$

第一项是旧项目与替代项目分别在时期 t 与时期 $t+2$ 之间的价格变化。但是项目的质量也发生了变化, 所以价格变化需要被除以一种质量变化的指标。第二项的分子和分母都使用时期 t 的特征回归。保持系数 (每项特征的影子价格) 不变。然而, 预测的价格不同, 因为不同的特征数量被放在分子和分母中: 替代项目

n 的特征放在分子中, 旧项目 m 的特征放在分母中。需要衡量的是剔除 (通过除法) 每个项目特征数量变化后以时期 t 不变价格表示的价格变化。当然, 在概念上, 通过时期 $t+2$ 回归方程估算的常数以及这两个理想指标的几何平均值同样有效。然而, 如果没有实时采用特征回归法, 这就只是一个折衷情况。随着当期与基期结果的差异扩大, 其有效性下降。正因为如此, 应定期对回归估算进行更新, 在更新时, 采用旧期与当期估算值, 并且将结果与以前相比较, 以检验结果的有效性。

特征法的局限性

7.110 应注意特征法的局限性。以下总结了几点 (另参见第二十一章)。第一, 该方法需要具备估算方程的统计技能。由于有了方便用户的回归软件, 所以降低了这种难度。统计和计量经济学软件具有一系列的诊断检验, 以帮助鉴定最后的模型是否适宜。这包括使用 \bar{R}^2 来衡量方程的整体解释能力, 并使用 F -检验以及 t -检验统计来确定在给定统计显著性水平上解释性变量系数是否集体或者单个地不等于零。大多数这类统计使用估算方程的误差。通过将项目的特征值嵌入解释性变量中, 可使用回归方程来预测每个项目的价格。实际价格与这些预测结果之间的差异即为残差。由于存在着一系列的因素, 包括异方差 (残差的方差不等于常数表明非线性或者缺少相关的解释性变量)、误差的非正态分布以及多重共线性 (两个或以上的解释性变量具有相关性), 所以可能出现误导性的偏差或者不精确。尤其是多重共线性被称为“特征回归法的祸害” (Triplett, 1990 年)。有关特征回归法的文献中已经讨论过这类计量经济学问题 (Berndt, 1991 年; Berndt 等, 1995 年; Triplett, 1990 年; Gordon, 1990 年; Silver, 1999 年; 以及第二十一章), 并且 Kennedy (1998 年) 和 Maddala (1988 年) 做了更加广泛的阐述。鉴于上述原因, 当怀疑存在多重共线性时, 建议使用预测值而不是单个系数。

7.111 第二, 应对估算系数进行定期更新。如果是对旧型号进行调整, 那么价格比较是在某参考期旧型号的价格之间进行——在比较时, 根据新旧型号的质量差异对价格进行了调整, 并采用价格参考期估算特征方程的系数作为这种差异的估算值, 如 (7.27b) 式。乍一看, 似乎不需要每月更新估算系数。然而, 对价格参考期的特征估价可能非常不同于新时期的定价。例如, 一项特征的价格可能相当于参考期产品价格额外增加了 5%, 而不是当期产品额外增加了 10%, 因为它可能在该点上折价推出以鼓励购买。继续使用

一些远期的系数，以使对当期价格的调整与使用过时的基期权重相同。比较可能做了很好的定义，但意义不大。如果采用价格参考期的特征估算值来调整价格参考期旧项目的质量差异，那么在认为这种调整过时了的情况下，比如说消费口味或者生产技术发生变化的情况下，就需要对估算值进行更新，并且将新的估算比较值续接到旧项目上。因此，建议采用虚拟法或调整法来定期更新特征估算，特别是当长期内存在参数不稳定情况时。理想上，应该使用(7.25a)和(7.25b)的几何平均值，或者使用(7.27a)和(7.27b)的几何平均值，但这需要实时更新特征回归方程。

7.112 第三，特征调整使用的价格样本与特征应该与目的相吻合。如果样本来自一个特定的商店或商店类型，或者是商业来源及网页，并用来调整在不同商店销售项目的不可比价格，那么，应该至少从直觉上了解到，各商店的特征边际效用相似。对特征回归样本中的项目品牌采用同样的原则。应记住的是，高的 \bar{R}^2 统计值本身不能保证结果的可靠性。这类高统计值来自它们被采用之前时期的回归方程，表明了很多项目与品牌价格变动的比例。对于在随后时期给定品牌在某特定商店出售的特定项目来说，它们本身不是衡量其预测误差的指标，当然它们可能是其中的一个重要组成部分。

7.113 第四，有一个关于函数形式以及模型变量选择的问题。简单的函数形式一般效果良好。这包括线性、半对数（对左边取对数）和双对数（两边都取对数）形式。第二十一章讨论了这些问题。模型的设定应包括决定价格的所有特征。一些作者建议采取非常简单的形式，在预测能力高的情况下，尽量少采用变量（Koskimäki 和 Vartia, 2001 年）。Shepler（2000 年）在她的冰箱（一种相当同质的产品）特征回归方程中包括了 33 个变量。其中包括 9 个品牌虚拟变量，4 个颜色虚拟变量，5 个商店类型虚拟变量，3 个地区变量，以上作为控制变量。还包括了 11 项特征，包括容量、制冰机型号、节能控制、额外抽屉、隔音、加湿器以及过滤设备等。一般来说，一项研究开始时将采用很多解释性变量和一般的计量经济学关系模型，而最后的模型将更加具体，因为放弃了一些变量。放弃哪些变量将取决于进行不同模型试验的结果，以及它们对诊断性检验统计值的影响，包括模型的整体拟合性，以及符号和系数大小与原来预期相一致的情况。例如，Reese（2000 年）对美国大学教科书进行特征回归，大约包括了 50 个解释性变量，随后减少到 14 个变量，而模型的解释能力并未下降。

7.114 最后，Bascher 和 Lacroix（1999 年）列举了在消费者价格指数中成功设计和使用特征质量调整

的几项要求，并指出这要求长期内做出巨大的投入，包括：

- 具备智力能力和足够的时间来开发和重新估算模型，并且在产品替换时运用该模型；
- 全面获得产品特征的可靠信息；
- 合理组织信息采集、检验和处理的基本结构。

7.115 特征法还可显示出哪一种产品特征似乎对价格没有实质性影响，因而有助于改善消费者价格指数和质量调整水平。即：如果特征研究认为替代项目不同于旧项目的特征不是确定价格的变量，那么就可以认为替代项目和旧项目是相当的，或具有可比性，因此可以将整个价格差异（如果有的话）作为纯价格变化。在进行这种分析时必须小心，因为回归估算中多重共线性的一项特征是，如果参数估算不准确，那么统计检验将有可能不拒绝错误的零假设，即不能发现显著的参数估算值。然而，该回归结果可以显示不同特征影响价格变化的宝贵信息，而这将有利于选择替代项目。一方面人们对项目替代和使用特征法对价格进行质量调整增强了信心，另一方面“连接法”的使用减少了。人们一直认为这两个方面对于美国消费者价格指数中的服装价格变化的可靠性具有显著作用（Reinsdorf、Liegey 和 Stewart, 1996 年）。特征回归法的结果有利于发现那些决定价格的特征，并且可能有利于设计采集价格的质量清单（第六章）。

选择质量调整方法

7.116 选择对价格的质量调整方法不是很直接的。分析人员必须考虑每种商品的生产技术与市场，并设计适当的方法。这不等于说为某种商品领域选择的方法将独立于为其他领域所选择的方法。使用一种方法获取的专长可能会鼓励它用于其他地方，并且为某一种商品过多地使用资源，可能会减少为其他商品使用的资源。因为各国获得数据情况、与商店经理的关系、资源、专长、产品特征以及产品市场不同，因此，为单个产品领域所采用的方法可能有所不同。关于选择方法的准则直接来自以上列出方法的特征。充分理解这些方法以及它们的显性和隐含假设，对于选择适当的方法十分关键。

7.117 图 7.3 对于决策过程提供了一个指南。假定使用可比模型法。如果为了重新定价而对项目进行了可比，那么项目的设定不会发生变化，也不需要质量调整。这是最简单的方法。然而，有一个限制条件。如果该项目属于高技术行业，那么由于型号更换很快，所以可比样本可能对交易总体不具备代表性。或者，可比可采用链接框架，其中一个时期项目的价格与前期进行

可比，以形成一个链环。通过连乘而将可比比较值连接起来的链环序列构成了可比链指数。或者可以使用不需要可比的特征指数。第 7.132 段至第 7.149 段讨论了这种方法的用途。至少应该将注意力放在更加定期的项目样本更新上。继续长期可比将损耗样本，并需要为长期可比选择另一套框架。

7.118 试分析某项目质量发生了变化的情况，并且假定存在一个替代项目。如果按照同一设定选择可比项目，并且将其价格作为一个可比较的替代物，那么就要求价格差异不能来自质量差异。它要求保证在设计模型时包括决定价格的所有因素。替代项目还应该具有代表性，并且代表了合理比例的销售额。如果采用销售量相对低的相似项目，或者销售量很大但处于不同周期时点的项目来替代已接近生命尾声且具有异常定价的过时项目时，应保持谨慎。下面和第八章将讨论改善这种效果的策略，包括早在定价策略发生变化前进行替换。

7.119 图 7.3 说明了质量差异可以量化的情况。一般认为显性估算更可靠，当然它需要使用更多的资源，至少在初期阶段有这种需要。一旦开发了一个合适的方法，它们通常很容易被仿效。这里更难以采取一般的准则，因为方法选择取决于上面所讨论的一系列因素，它可能使每种情况下的估算更具可靠性。所有问题的核心在于估算所依据的数据质量。如果缺少了可靠的数据，可能会采取主观判断。产品差异通常具有很大的技术性，并且难于设定与量化。方法的可靠性取决于专家的技能 and 意见的不同情况。因此，最好根据客观数据进行估算。根据定义，如果对具有稳定技术和稳定零售加价的产业生产成本做出了较准确的估算，并且准确而全面地设定了旧项目与替代项目的差异，那么估算将是可靠的。然而，对零售加价的估算容易出现错误，所以一般采取选项成本法。这要求旧项目与新项目在可以确认的特征上出现差异，这些差异能够或者已经作为选项被单独定价。

7.120 当具有一系列型号的价格和特征数据，并且从先验推理和计量经济学方法的角度来说，这些特征数据能够较好地预测和解释价格波动性时，最适于将特征回归值用作部分的价格填补。当不能单独确认某选项的成本或特征变化，并且必须根据市场上以不同规格出售的项目价格采集信息时，就适合采用这种方法。估算的回归系数是在控制了其他特征数量的变化因素后，对每单位特征引起的价格变化所做出的估算值——当只有一组给定的特征发生变化，并且只需要对这些特征变化进行估价时，这些估算值特别适用于估算项目的质量变化。特征回归法的结果可能被用来为项目选择确定显著特征。在根据决定价格的特征（由特征回归法定义）选择

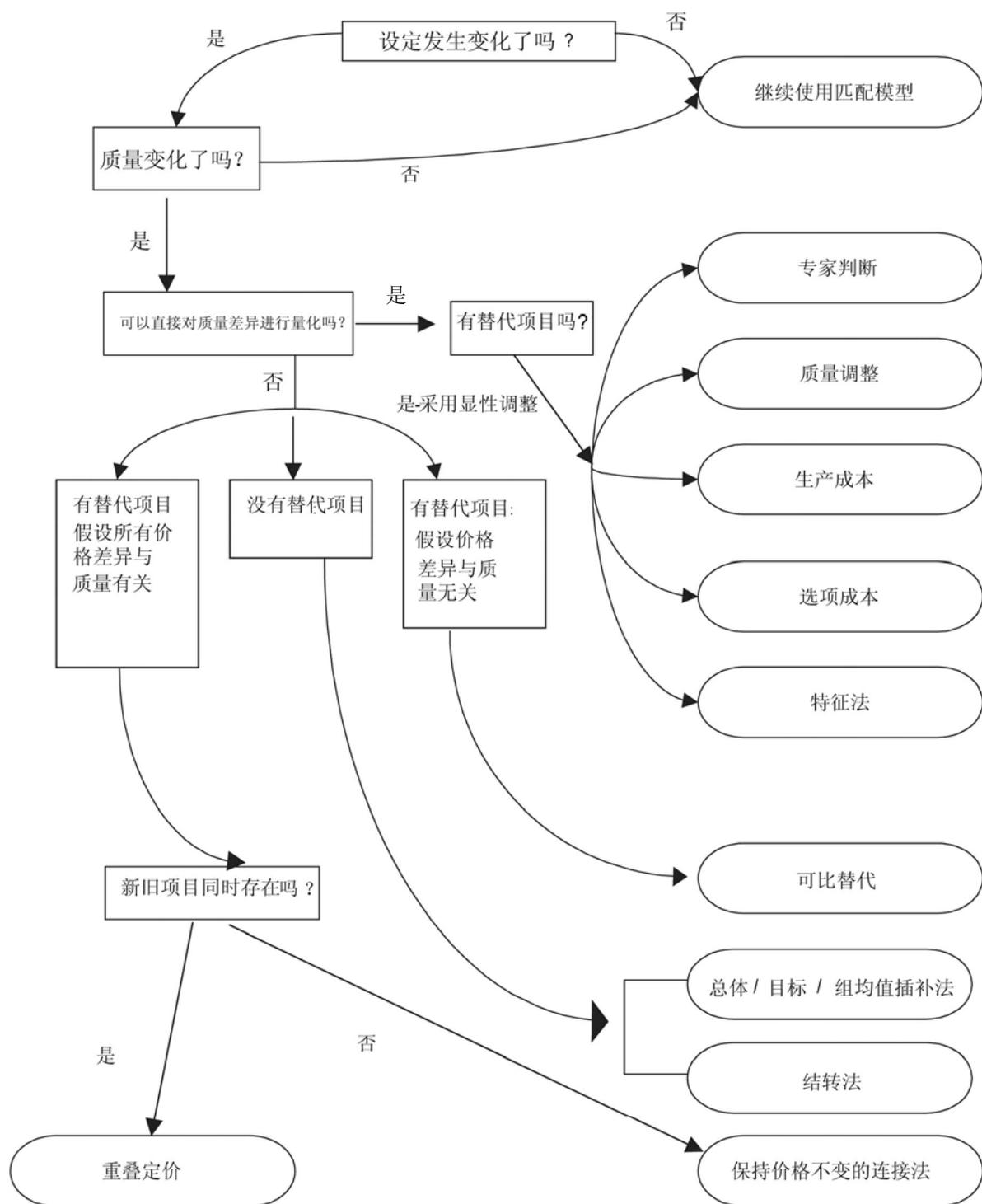
价格时，需要考虑到它们随后在质量调整中的用途，协调这两者的关系有一定的好处。如果不可比替换率很高，并且新、旧项目间的差异可用大量特征来做出较准确的定义，那么就应该采用这种方法。

7.121 如果没有对质量的显性估算，并且没有发现合适的替代项目，就可采用虚拟法。值得推荐虚拟法，因为它使用资源的较少，并且较容易使用——当然，可能需要对隐性假设的有效性进行某种程度的核实。该方法不需要做出任何判断（目标虚拟法除外），因此是客观的。只要目标所依据的样本规模足够大，就建议采用目标均值虚拟法，而不是总体均值虚拟法。当采用处于生命周期初期的型号来替代处于生命周期尾声的型号时，适合采取组均值虚拟法，当然该方法要求确认显性和可比替换的充分性。

7.122 使用虚拟法的偏差与退市项目比率以及可比项目经质量调整后的价格与退市项目经质量调整后的价格之间的差异具有直接关系（见第 101 页表 7.2）。偏差的性质与程度取决于是否采用短期或长期虚拟（偏向于前者）和市场状况（见第 7.159 段至第 7.173 段）。虚拟实际上起了与删除项目同样的结果。纳入虚拟价格可能会造成样本规模扩大的假象。当退市价格的比例较低时，虚拟法产生偏差的可能性不大。表 7.2 可用来估算其使用过程中产生的误差情况，并判断是否可以接受这些误差值。在很多产品上使用虚拟法不一定会增加误差，因为根据以上对这种方法的讨论，误差方向不一定是系统性的。对于退市项目多的产品领域，由于易于使用，这种方法的成本较低。但是，如果广泛使用，就必须仔细考虑虚拟法所需要的基本假设。虚拟法决不能成为一种包罗万象的策略，如果没有适当了解市场的性质和目标虚拟法的可能性；或者，如果没有适当了解采用这种目标法时，从相关样本规模中获取估算值的有效性，那么建议统计部门不要将这种方法作为权宜之计。

7.123 如果旧项目与替代项目同时出现，并且如果不能对质量差异进行量化，可使用一个隐性方法——在这种方法下，旧项目与替代项目在共同时期的价格差异来自质量差异。在这种重叠法下，用新项目替代旧项目，将某一时期价格的比率作为衡量其质量差异的指标。在为项目抽取新样本时，间接地采用了这种方法。如果旧项目与新项目处于其生命周期的不同阶段，并且各阶段采取不同的定价策略，那么关于相对价格在续接时等于质量差异的假设就可能不成立。例如，可能对旧项目给予大幅度折扣以出清存货，以及对细分市场采取撇脂定价法（即消费者要按较高的价格购买新产品）。关于可比替换，建议采用早期替代，以使重叠期处于新旧项目相似的生命周期阶段。

图 7.3 关于质量变化决策的流程表



资料来源：流程图是根据 Fenella Maitland-Smith 和 Rachel Bevan（经济合作与发展组织）的版本开发的；也可以参见 Triplett（2002 年）提供的版本。

7.124 鉴于以上提到的原因，一般不建议采用保持价格不变的连接法和结转法来进行质量调整虚拟，除非认为隐性假设是有效的。

型号更新率高的高科技部门和其他部门

7.125 主要通过可比模型法来衡量未受到质量变化影响的项目价格变化，而可比失效时，就采用上述的方法。但是，如果因为新型号的替代率高，不同质量的新型号代替了旧型号，从而不能定期采用可比方法时，该如何处理这些行业？长期对同一型号项目进行价格可比，根据其性质来说，可能会导致样本严重耗损。这既是一个所有消费项目的动态总体，也是被选择进行重新定价项目的静态总体（Dalén, 1998年a）。例如，如果是在12月份启动抽样，到随后的5月份，静态总体将是那些存在于12月份和5月份的项目可比价格，但是，将忽略在1月份、2月份、3月份、4月份和5月份引入的不可比的新项目，以及出现在12月份但在5月份退市的不可比的旧项目。两个实证问题可以说明是否存在显著的偏差。首先，样本耗损的问题是否严重？样本的严重耗损是产生这种偏差的必要条件。其次，不可比新项目和不可比旧项目是否有可能具有经质量调整后的价格，而该价格非常不同于当期和基期可比项目的价格？

7.126 相同型号的价格可比长期内可能会使被抽取的样本越来越不代表交易的总体。选取样本时存在的某些旧型号在当期不存在，而进入样本的新型号在基期不存在。正在退市的型号价格可能相对较低，而入市型号的价格可能相对较高。忽视这些价格就会产生偏差。使用旧的低价项目并且忽视新的高价项目可能会使指数向下偏差。在一些行业，新项目可能以较低价格引进，同时旧项目以较高价格逐渐被淘汰——这些项目将在小的细分市场上销售（Berndt等人，2003年）。在这种情况下，偏差将具有相反的方向。偏差的性质取决于企业为新项目和旧项目采取的定价策略。

7.127 大多数产品存在样本偏差。但是，此处的问题是，如果在产品市场上，统计部门发现新项目引进以及旧项目淘汰的频率很高，那么他们对结果将缺乏信心。首先，将给出这些产品市场的一些例子，然后将考虑采用两种方法：采用特征价格指数（不同于以上讨论的偏特征填补法）与连接方法。

一些例子

7.128 Koskimäki 和 Vartia（2001年）采用芬兰消费者价格指数标准价格数据中的部分价格样本，对3个期限为2个月（春季、夏季与秋季）的个人电脑型号价

格进行可比。在83种春季价格中，其中只有55种价格能与夏季价格进行可比比较，而仅有16种价格能够一直持续到秋季，从而与该季的价格进行可比比较。可比样本组的偏差大幅度提高：在秋季的79个型号中，16个可比型号的平均处理器速度为518兆赫兹，而其余63个不可比型号的平均处理器速度为628兆赫兹；硬盘大小分别为10.2GB和15.0GB，并且高端处理器（奔腾III和AMD Atl.）的比率分别为25%和49.2%。在这6个月内，几乎没有发现可比型号的价格具有变化，而采用所有数据的特征回归分析发现经质量调整后的价格约下降10%。如果要求价格采集人员继续保留该型号，一直到被迫进行替代，将导致样本越来越不能代表总体情况，并且偏向技术低的型号。在这种情况下，特征价格变化下降得较快，因为新型号相对于提供的服务来说变得更加廉价。

7.129 Kokoski 等人（1999年）采用特征回归法，运用美国消费者价格指数的数据，对美国各城镇食品价格的跨地区比较进行了实证研究。他们发现，不管样本项目是来自新近轮换的样本（虚拟变量=1）还是轮换前的样本（虚拟变量=0），虚拟变量系数都为负号。这表明，与旧项目经质量调整后的价格相比，新纳入项目经质量调整后的价格要低一些。

7.130 Silver 和 Heravi（2002年）在对英国一年期洗衣机价格可比时，发现了样本退化的证据。到12月份，只有53%的1月份型号篮子被用于12月份/1月份指数篮子，当然这占1月份支出的81.6%。销售值较低的洗衣机型号更快地退出市场。然而，12月份剩下的型号只占12月份交易额的48.2%。与12月份交易总体有关的活跃样本大幅度退化。不可比型号以及可比型号的价格有差异，并且其役龄和质量也有差异。即使采用特征回归法对价格进行质量调整，不可比旧项目的价格也低于可比项目的价格，而且有证据显示不可比新型号的价格较高。可比样本经质量调整后的价格下降幅度大于全体样本：前者约下降10%，而后者约下降7%。还检查了来自共同特征面的残差及其杠杆作用。不可比新型号的残差大于可比型号的残差，而不可比旧型号的残差要低很多。不可比观测值的（未加权）杠杆作用大约是可比观测值的两倍——它们对回归方程参数估算的影响要大得多，并且它们的被排除情况更为严重。

7.131 以上研究说明了样本退化的严重程度，以及不可比的被排除项目是如何不同于被纳入项目的。有两种处理这些情况的办法：采用特征价格指数（不同于上述的部分、特征填补法）以及连接。这两种方法都需要一个代表项目样本的数据集以及它们在每个时期的特征。价格采集人员在采集数据时可采用一个特征清单（Merkel, 2000年）。将要求他们在每个商店采集一个以

上项目的价格与特征，这些都是主要或典型的销售项目。如果引进了一个已经或者将有很大销量的新项目，那么可将它作为一个替代项目甚至是一个增加项纳入样本，并且根据一个显著特征清单划分出其特征。将在启动抽样时确定该清单，并按要求进行更新。或者，市场研究机构、网址和行业协会也可提供型号清单及其价格。然而，需要采集交易价格，而不是清单价格。

特征价格指数

7.132 有必要对特征回归法的两种使用情况进行区分——一种情况是在使用一个不可比替换品时，通过特征回归值对质量差异进行调整（见第 7.90 段至第 7.115 段）；另一种情况是特征回归值本身作为特征价格指数使用。当项目替代的频率与范围很显著时，适合采用特征价格指数，因为：第一，大量使用质量调整可能引起误差；第二，样本来自可能具有偏差的可比/替代总体。随着不断引进新的型号以及旧型号的价格变化不同于可比项目，可能会产生偏差。需要每月选取一个样本，并且构建价格指数；但不是通过可比来控制价格的质量差异，而是在特征回归法中来控制或“排除”价格的质量差异。注意，下述所有指数采用每个时期的新样本数据。如果某时期存在一个新项目，就将它包括在数据集内，并且回归方程控制其质量差异。同样地，如果放弃旧型号，它们仍然包括在它们存在时期的指数数据内。第 7.110 段至第 7.115 段强调在使用特征回归法进行质量调整时需要谨慎；第二十一章讨论了一些理论和经济计量方面的因素。对于使用特征指数的结果也需要小心，为简便起见，这里不做重复讨论。

7.133 第十七章定义了理论上的价格指数，并且将实际的指数公式用作这些指数的边界或估算。第二十一章也对理论指数做出定义了，其中包括由捆绑特征组成的货物，从而可以说明这些理论指数如何与特征指数的不同形式相联系。第二十一章讨论了一系列形式，下文对它们进行了总结。

7.134 具有时间虚拟变量的特征函数。样本涵盖被比较的两个时期，例如说时期 t 和 $t+2$ ，并且不一定要可比。特征函数将项目 i 的价格， p_i ，对项目 z_{ki} 的 K 个特征 ($k=2, \dots$) 进行回归。对两个时期被比较的数据估算一个简单的回归，并且方程还包括一个在时期 $t+2$ 为 1、在其他时期为零的虚拟变量 D^{t+2} ：

$$\ln p_i = \beta_0 + \beta_1 D^{t+2} + \sum_{k=2}^K \beta_k z_{ki} + \varepsilon_i \quad (7.29)$$

系数 β_1 是时期 t 和时期 $t+2$ 之间经质量调整后价格变化的估算值。它估算价格对数的变化，通过 $\sum_{k=2}^K \beta_k z_{ki}$ 控制质量变化影响。注意，需要对 β_1 进行调整：如

Goldberger (1968 年) 以及 Teekens 和 Koerts (1972 年) 讨论的那样，增加估算值的 $\frac{1}{2}$ (标准差)²。考察了等式 (7.28) 的两个变化形式。第一种形式是直接固定基期，将时期 t 和时期 $t+2$ 进行比较，如：对 1 月份 - 2 月份、1 月份 - 3 月份等进行比较。第二种形式是滚动链接，是对时期 t 与时期 $t+1$ 的估算；然后又对时期 $t+1$ 和时期 $t+2$ 进行估算，通过连续相乘将链中的各环连接起来。例如，对 1 月份与 3 月份进行比较，将等于 1 月份与 2 月份的指数乘以 2 月份与 3 月份的指数。当然，存在一个完全限制的形式；比如说，对 1 至 12 月份进行单一的限制性回归，每个月都有一个虚拟变量，但是这在实际时间上是不可能的，因为它需要有未来观察值方面的数据。

7.135 上述方法采用时间虚拟变量将时期 1 的价格与随后时期的价格进行比较。在这一过程中，在比较时期将 β 参数限定为常数。一个固定基期并采用等式 (7.29) 的双边比较使用两个时期的限制性参数估算值，如果假定每个时期观察值的数目相等，那么这种双边比较就是一种对称平均。在链接公式中， $I_{1,4}$ 将被估算为 $I_{1,4} = I_{1,2} \times I_{2,3} \times I_{3,4}$ 。在每一个可比数据的双边比较中，还对每个时期数据给予相同权重。

7.136 在这些公式中没有显性的加权，这是一个严重的不足。实际上，可采取“排除”抽样，只包括最重要的项目。如果具有销售数据，就应该使用一个加权的最小二乘法 (WLS) 估算式，而不是普通的最小二乘法 (OLS) 估算式。有一项公认的理论是，在构建正常指数值时，不应该对每一种价格比较给予同样的权重，因为一些项目的销售收入可能远远大于其他一些项目。这同样适用于这些特征指数。Diewert (2002 年 e) 建议采用销售价值权重，而不是数量权重。两个项目的销售数量可能相同，但如果其中一个项目的定价高于另一项目，其价格变化就应给予较高的权重，以使结果具有经济意义。此外，Diewert (2002 年 e) 还表明价值份额应构成权重，因为某个时期 (比如说，时期 $t+2$) 的销售值将随着价格增长，所以它们在时期 $t+2$ 的残差及方差就会大于时期 t 。这种异方差性是回归模型的一个不受欢迎的结果，并造成标准差上升。Silver (2002 年) 还进一步指出，加权最小二乘法 (WLS) 估算式不纯粹根据指定权重对观察值进行加权，因为该估算式给予的实际影响也是残差和杠杆效应的共同结果。后者的权重较高，因为这些观测值的特征不同于平均数据特征。Silver 建议应剔除那些具有较高杠杆效应和较低权重的观测值，并且重新运行回归方程。

7.137 时期对时期的特征指数。对时期 t 和时期 $t+2$ 进行比较的另一种方法是估算时期 $t+2$ 的特征回归方程，并将时期 t 中每一个型号的特征值置于时期 $t+2$ 的回归方程中，来预测每个项目的价格。这将产生对时期 t 项目

价格的预测值，在预测时根据它们的 z_i^t 特征，以及在时期 $t+2$ 的影子价格， $\hat{p}_i^{t+2}(z_i^t)$ 。这些价格（或平均价格）可以与时期 t 型号的实际价格（或平均价格）， $p_i^t(z_i^t)$ ，进行比较，例如一个 Jevons 特征基期指数为：

$$\begin{aligned}
 P_{JHB} &= \frac{\left[\prod_{i=1}^{N^t} \hat{p}_i^{t+2}(z_i^t) \right]^{1/N^t}}{\left[\prod_{i=1}^{N^t} p_i^t(z_i^t) \right]^{1/N^t}} \\
 &= \frac{\left[\prod_{i=1}^{N^t} \hat{p}_i^{t+2}(z_i^t) \right]^{1/N^t}}{\left[\prod_{i=1}^{N^t} \hat{p}_i^t \right]^{1/N^t}} \\
 &\approx \frac{\left[\prod_{i=1}^{N^t} \hat{p}_i^{t+2}(z_i^t) \right]^{1/N^t}}{\left[\prod_{i=1}^{N^t} p_i^t \right]^{1/N^t}} \quad (7.30a)
 \end{aligned}$$

7.138 或者，可以将时期 $t+2$ 型号的特征纳入时期 t 的回归方程。按时期 t 的影子价格为时期 $t+2$ 项目所预测的价格， $p_i^t(z_i^{t+2})$ ，是按时期 t 价格估算的时期 $t+2$ 项目的价格，可以将这些价格（或者平均价格）与时期 $t+2$ 的实际价格（或者平均价格）， $p_i^{t+2}(z_i^{t+2})$ ，进行比较；一个 Jevons 特征当期指数是：

$$\begin{aligned}
 P_{JHC} &= \frac{\left[\prod_{i=1}^{N^{t+2}} p_i^{t+2}(z_i^{t+2}) \right]^{1/N^{t+2}}}{\left[\prod_{i=1}^{N^{t+2}} p_i^t(z_i^{t+2}) \right]^{1/N^{t+2}}} \\
 &= \frac{\left[\prod_{i=1}^{N^{t+2}} \hat{p}_i^{t+2} \right]^{1/N^{t+2}}}{\left[\prod_{i=1}^{N^{t+2}} p_i^t(z_i^{t+2}) \right]^{1/N^{t+2}}} \\
 &\approx \frac{\left[\prod_{i=1}^{N^{t+2}} \hat{p}_i^{t+2} \right]^{1/N^{t+2}}}{\left[\prod_{i=1}^{N^{t+2}} p_i^t(z_i^{t+2}) \right]^{1/N^{t+2}}} \quad (7.30b)
 \end{aligned}$$

7.139 对于一个无论使用方程 (7.30a) 或者是等式 (7.30b) 的定基双边比较而言，只估算一个时期的特征等式，即等式 (7.30a) 的当期 $t+2$ 和等式 (7.30b) 的基期 t 。鉴于第十五章、第十六章和第十七章里提到的类似原因，

这些指数的一个对称平均值将获得一些理论上的支持。

7.140 注意，等式 (7.30) 的几何平均值使用每个时期的所有数据，就像等式 (7.29) 特征指数采用一个时间虚拟变量一样。如果在等式 (7.29) 中，时期 $t+2$ 存在一个新项目，它将被包括在数据集内，并且通过回归控制其质量差异。同样地，如果放弃旧项目，它们仍然包括在其存在时期的指数中。这是自然估算方法的一部分，这种做法不同于项目不再供应时的做法，在后一种情况下，采用可比数据，并对不可比替换项目进行特征调整。

7.141 对于虚拟变量方法，在其等式 (7.29) 里没有显性的加权，这是一个严重的不足。实际上，可采用排除抽样方法，只包括最重要的项目；或者如果能够提供支出数据，可采用加权的最小二乘法，而不是普通的最小二乘法，并将支出份额作为权重（见第二十一章附录 21.1 的讨论）。

7.142 最优的精确特征指数 (SEHI)。在第十七章里，根据理论基础对 Laspeyres 和 Paasche 边界进行定义，就像最优指数一样，对两个时期的数据进行对称性处理。第十六章也列出这些最优指数公式，特别是 Fisher 指数，具有令人满意的公理特征。此外，Fisher 指数作为 Laspeyres 和 Paasche 边界的对称平均值得到了经济理论的支持，根据公理，该指数是最合适的这类平均值。从随机的角度看，Törnqvist 指数被认为是最佳的，并且不像最优指数那样需要为偏离经济方法做出强烈的假设。根据发现，Laspeyres 和 Paasche 指数对应于（或精确为）基本的 Leontief 总量函数，没有任何替代的可能性，而最优指数则确定为灵活的函数形式，分别包括 Fisher 和 Törnqvist 指数的二次形式和超对数形式。如果具有价格、特征和数量方面的数据，就可以对特征指数采用同样方法并得出类似的结论 (Fixler 和 Zieschang, 1992 年；以及 Feenstra, 1995 年)。Feenstra (1995 年) 定义了特征指数的准确理论边界。试分析第十七章等式 (17.3) 的理论指数，但是现在定义的对象只涉及其特征 z_i 的项目。价格（及其数量）仍然是属于项目的，但是完全通过其特征 $p_i(z)$ 来定义。对线性特征方程的一个算术汇总发现 Laspeyres 上界（随着相对价格上升，需求数量下降）为：

$$\frac{\sum_{i=1}^N q_i^t \hat{p}_i^{t+2}}{\sum_{i=1}^N q_i^t p_i^t} = \sum_{i=1}^N s_i^t \left(\frac{\hat{p}_i^{t+2}}{p_i^t} \right) \geq \frac{C(u^t, p(z)^{t+2})}{C(u^t, p(z)^t)} \quad (7.31a)$$

其中，右边表达式为获得时期 t 效用水平 (u^t) 的成本比率，而效用是数量向量的函数，即 $u^t = f(q^t)$ 。是在固定时期 t 数量的水平上估算价格比较，并且 s_i^t 是时期 t 产品 i 消费总额的份额， $s_i^t = q_i^t p_i^t / \sum_{j=1}^N q_j^t p_j^t$ ，并且

$$\hat{p}_i^{t+2} \equiv p_i^{t+2} - \sum_{j=1}^N \beta_k^{t+2} (z_{jk}^{t+2} - z_{jk}^t) \quad (7.31b)$$

是时期 $t+2$ 经过调整后的价格，也就是根据每个质量特征变化之和对该价格进行了调整——各质量特征变化根据其各自的系数进行加权，而系数通过线性特征回归法获得。注意，是对同样的 i 项目在两个时期的加总，因为当某项目缺失时，就纳入了替代项目，并且等式 (7.31b) 根据其质量差异调整了价格。

7.143 一个 Paasche 下界估算值为：

$$\frac{\sum_{i=1}^N q_i^{t+2} p_i^{t+2}}{\sum_{i=1}^N q_i^{t+2} \hat{p}_i^t} = \left[\sum_{i=1}^N s_i^{t+2} \left(\frac{p_i^{t+2}}{\hat{p}_i^t} \right) \right]^{-1} \leq \frac{C(u^{t+2}, p(z)^{t+2})}{C(u^{t+2}, p(z)^t)} \quad (7.32a)$$

这里， $s_i^{t+2} = q_i^{t+2} p_i^{t+2} / \sum_{i=1}^N q_i^{t+2} p_i^{t+2}$ ，并且

$$\hat{p}_i^t \equiv p_i^t + \sum_{k=1}^N \beta_k^t (z_{ik}^{t+2} - z_{ik}^t) \quad (7.32b)$$

它是时期 t 经过调整后的价格，也就是根据每个质量特征变化之和对该价格进行了调整——各质量特征变化根据其各自的系数进行加权，而系数通过线性特征回归法获得。

7.144 第十七章表明，Laspeyres P_L 和 Paasche P_P 价格指数形成了它们各自“真实”经济理论指数的边界。采用与第十七章中等式 (7.31a) 和 (7.32a) 相似的推理方法，可以证明在同样的偏好下，这些真实经济指数变成了一种单一理论指数 $c(p^{t+2})/c(p^t)$ ，并且：

$$P_L \geq c(p^{t+2})/c(p^t) \geq P_P \quad (7.33)$$

7.145 该方法类似于上文等式 (7.27a) 和 (7.27b) 针对不可比替换项目的调整方法。然而有四点需要注意，第一，最优的准确特征指数 (SEHI) 方法使用每个时期的所有数据，而不仅是可比样本和被抽取替代项目的数据。第二，它采用对特征变化的特征回归法获得系数，然后根据该系数对被观察价格进行质量变化方面的调整。第三，它包括一个加权体系，采用每个型号的支出份额及其特征数据，而不是对每个型号给予同样的权重。第四，它与经济理论中定义的公式有直接的对应关系。

7.146 半对数特征回归法将提供一套适合这些基期和当期几何边界使用的 β 系数：

$$\prod_{i=1}^N \left(\frac{p_i^{t+2}}{\hat{p}_i^t} \right)^{s_i^{t+2}} \leq \frac{C(u, p(z)^{t+2})}{C(u, p(z)^t)} \leq \prod_{i=1}^N \left(\frac{\hat{p}_i^{t+2}}{p_i^t} \right)^{s_i^t} \quad (7.34a)$$

$$\hat{p}_i^t \equiv p_i^t \exp \left[\sum_{k=1}^N \beta_k^t (z_{ik}^{t+2} - z_{ik}^t) \right] \\ \hat{p}_i^{t+2} \equiv p_i^{t+2} \exp \left[- \sum_{j=1}^N \beta_j^{t+2} (z_{jk}^{t+2} - z_{jk}^t) \right] \quad (7.34b)$$

7.147 在等式 (7.34a) 中，对于各自理论指数的两个边界显示，是假定具有同样偏好的情况下得到的（见第十七章）。计算这类指数不是一件容易的事情。关于其使用方面的例子，请参见 Silver 和 Heravi (2001 年 a 和 2003 年) 的长期比较以及 Kokoski 等人 (1999 年) 关于一国跨地区的价格比较。Kokoski 等人 (1999 年) 从美国劳动统计局消费者价格指数中可比数据（即除替代项目外，其他方面都可比的数据）的替代总体中抽取了样本，当然还对样本进行了轮换。Silver 和 Heravi (2001 年 a 和 2003 年) 采用了交易总体的扫描数据，使用的是两阶段方法——首先，根据决定价格的主要特征（如品牌、商店类型和电视机屏幕大小等组合）对各单元进行定义——这很像分层。它有可能提高了最后估算的效率，因为调整是针对层次内的变动，这就像分层随机抽样改善了简单随机抽样一样。其次，使用每个可比单元的平均价格进行价格比较，在进行比较时，可采用等式 (7.32a) 和 (7.34a)，但以下情况除外：为确保每个单元中那些不是由这些主要特征引起的质量差异不会对价格比较产生影响，需要使用等式 (7.32b) 和 (7.34b) 对质量变化进行调整。这有助于将所有可比数据以及新、旧不可比数据包括进来，因为如果平均价格，如等式 (7.32a) 中某个单元的平均价格，由于纳入了新的改进项目而提高了，那么将采用等式 (7.32b) 从整体上消除这些改进对价格所带来的影响。例如，一个 14 英寸的 X 品牌电视机，具有立体声，并在不同商店出售。在多个商店销售的品牌 X 电视机可能存在可比单元。但是不可比单元也包括立体声。新型号可能必须纳入在多个商店销售的品牌 X 电视机的单元中，各单元的平均价格采用等式 (7.32a) 或 (7.34a) 进行比较，并采用等式 (7.32b) 或 (7.34b) 对立体声进行质量调整。立体声的估算系数将可以来自其他电视机（其中一些电视机具有立体声）数据的特征方程中得到。

7.148 以上描述了如何使用项目的价格、数量和特征数据来建立加权指数公式，如 Laspeyres、Paasche、Fisher 以及 Törnqvist 指数公式。Silver 和 Heravi (2003 年) 通过证明显示，在等式 (7.32a) 和 (7.34a) 中，随着加总的特征数量增加，采用等式 (7.32b) 和 (7.34b) 进行调整的必要性将随之减少，而当所有特征组合在等式 (7.32a) 和 (7.34a) 中被用作分层时，计算将扩大为可比型号问题，其中每个单元单独识别一个项目，这时将不需要采用等式 (7.32b) 和 (7.34b) 进行调整。对于

可比数据，等式 (7.32b) 和 (7.34b) 不起任何作用；等式 (7.32a) 和 (7.34a) 的加总将针对所有项目，因此将简化为通常的指数问题。Diewert (2003 年 a) 对这种方法进行了评论，解释了可比为什么以及何时相对较大的问题，得出的结果与最优特征指数值的结果相同。

7.149 因此，当数据不可比时，可以采用某项目在价格、数量和特征方面的数据来构建加权指数公式。这是因为继续使用可比数据可能导致来自两方面的错误：对退市项目及其不可比替换项目的多重质量调整；来自替代总体、而不是双重总体抽样的样本选择偏差。

特征指数与可比指数的差异

7.150 在前面部分，特征指数优于可比比较的地方是指前者包括了不可比的数据。这里将更加正式地讨论这种关系。Triplett (2002 年) 及 Diewert (2002 年 e) 指出，可比数据的一个未加权几何平均 (Jevons) 指数的结果与采用同样数据的对数特征指数相同。试分析可比样本 m 的情况，将 Z^{t+2} 和 Z^t 作为对方程 (7.29) 中时间虚拟变量的总体质量调整，即 $\sum_{k=2}^K \beta_k z_{ki}$ 。Aizcorbe 等人 (2001 年) 通过证明显示，下文等式 (7.35) 的第一行等于经质量调整后的两个几何平均值之差。样本空间 $m = M^t = M^{t+2}$ 是每个时期的同一型号。假设在时期 $t+2$ 引入了一个新型号 n ，但在时期 t 没有对应的型号，并且旧型号 o 退出市场，所以它在时期 $t+2$ 没有对应物。而且， M^{t+2} 包括了 m 和 n ， M^t 包括了 m 和 o ，而 M 只包括可比型号 m 。Silver 和 Heravi (2002 年) 通过证明显示虚拟变量特征比较现在为：

$$\begin{aligned} \ln p^{t+2} / p^t &= \left[m / (m+n) \sum_m \ln (p_m^{t+2} - Z_m) / m \right. \\ &\quad \left. + n / (m+n) \sum_n \ln (p_n^{t+2} - Z_n) / n \right] \\ &\quad \times \left[m / (m+o) \sum_m \ln (p_m^t - Z_m) / m \right. \\ &\quad \left. + o / (m+o) \sum_o \ln (p_o^t - Z_o) / o \right] \\ &= \left[m / (m+n) \sum_m \ln (p_m^{t+2} - Z_m) / m \right. \\ &\quad \left. - m / (m+o) \sum_m \ln (p_m^t - Z_m) / m \right] \\ &\quad \times \left[n / (m+n) \sum_n \ln (p_n^{t+2} - Z_n) / n \right. \\ &\quad \left. - o / (m+o) \sum_o \ln (p_o^t - Z_o) / o \right] \quad (7.35) \end{aligned}$$

7.151 分析一下方程 (7.35) 的第二个表达式。首先， m 可比观测值有变化。这是可比型号 m 在时期 $t+2$ 和时期 t 的平均价格变化，经过了质量调整。注意，该可比部分在时期 $t+2$ 的权重是时期 $t+2$ 可比项目与所有观测值的比率。同样，对于时期 t ，可比权重取决于样本中有多少不可比的旧观测值。在等式 (7.35) 的最后一行，变化是时期 $t+2$ 和时期 t 不可比新平均价格与可比的旧平均价格 (质量调整后) 之间的差异。因此，可以认为可比方法忽略了等式 (7.35) 的最后一行，因此至少从这个角度看，它将不同于特征虚拟变量方法。可以从等式 (7.35) 看出，特征虚拟变量方法由于包括了不可比的新旧观测值，所以可能不同于可比价格变化的几何平均值，在这个未加权的公式中，差异程度取决于旧项目离开和新项目进入样本的比率以及新旧项目相对于可比项目的价格变化。如果在产品市场中，旧项目经质量调整后的价格异常低，而新项目经质量调整后的价格异常高，那么可比指数将低估价格变化 (如见 Silver 和 Heravi, 2002 年; Berndt 等人, 2003 年)。不同市场行为将导致不同形式的偏差。

7.152 正如第二十一章解释的那样，如果用销售权重代替等式 (7.35) 中的观测值，那么就可以获得不同的加权特征指数形式。Silver (2002 年) 还指出，特征回归法对观测值的杠杆作用和影响将不同于相应的加权或非加权特征回归法。

链接法

7.153 处理项目轮换率高的另一种方法是采用链指数 (如月度链指数)，而不是进行长期定基比较。链指数将时期 t 项目的价格与时期 $t+1$ (指数 $_{t,t+1}$) 进行比较，然后 (作为一种新的运用)，研究时期 $t+1$ 的项目总体，并将它们与时期 $t+2$ 的项目进行可比。这些链环 (指数 $_{t,t+1}$ 以及指数 $_{t,t+2}$) 是通过连续相乘结合在一起的，比如说，继续到指数 $_{t+5,t+6}$ ，以得出指数 $_{t,t+6}$ 。只有在时期 t 和时期 $t+6$ 都存在的项目才能用于定基消费者价格指数。如表 7.1 所示，试分析项目 1、2、5、6 和 8 等 5 个项目在四个月 (1 月份—4 月份) 内的情况。1 月份与 2 月份相比的价格指数 (J:F) 需要对所有 5 个项目的价格进行比较。2 月份与 3 月份相比的价格指数 (F:M) 需要对项目 1、4、5 和 8 的价格进行比较。对于 3 月份与 4 月份相比的价格指数 (M:A)，包括了项目 1、3、4、5、7 和 8 等 6 个项目。随着旧项目消失与新项目进入，每个价格比较的样本构成将发生变化。采用第二十一章中的任何一个未加权公式，就可以对每一个这类连续价格比较计算出价格指数。

当新产品出现时，样本规模就会增加；而当旧产品消失时，样本规模就会下降，样本组成随时间发生变化（Turvey, 1999年）。

7.154 通过有效地采用替代项目，就可能减少长期比较中的样本损耗问题。然而，如第八章所述，不管进入市场的新项目数量为多少，当需要进行一个替代时，替代样本将只包括一个新项目。此外，对于替代项目来说，要么质量相似而销售量相对较低，以方便质量调整；要么销售量相对较高而质量不同，因此需要进行全面的质量调整。无论哪一种情况都不令人满意。

7.155 链指数与特征指数不同，它不使用每个环中的所有价格信息。比如说，项目2与项目6可能在3月份退市。当项目2和项目6存在时，指数将采用它们的价格信息用来进行1月份与2月份的价格比较，但不能让它们的退市影响2月份-3月份的价格比较。项目4可能是项目2的替代品。注意，只要有两种价格报价，就很容易地将它们包括进来。不需要等到重新确定基期或样本轮换。项目7可能是项目6的替代品。2月份-3月份对项目6和7的价格比较可能需要对价格进行质量调整，但这是短期的一次性调整，采用项目7而不是项目6来继续编制3月份-4月份价格指数。《1993年国民账户体系》（第十六章，第54段）在阐述价格与数量的衡量问题时谈及了这一点：

在时间系列中，几乎可以肯定地说，在连续时期的情况下，两个时期之间的产品重叠是最大的（受季节波动影响的次年度数据除外）。因此，如果通过相邻时期的链接来编制链指数，那么将有可能最大限度地利用那些直接用以构建价格或物量指数的价格和数量信息。相反，两个时期的间隔期越长，产品重叠的概率就越小，越需要采取基于假设的间接价格比较方法。这样，由于间隔期长将会造成直接Laspeyres指数和Paasche指数之间出现较大的差异，所以会带来一定的难度；在这种情况下，如果两个时期之间产品集合的重叠情况不理想，那么这种实际困难将进一步加剧前一问题。

7.156 通过证明显示，链接法是逼近理论 Divisia 指数（Forsyth 和 Fowler, 1981年；及第十六章）的自然离散法。Reinsdorf（1998年）已经正式地确定了该指数的理论基础。他指出：一般来说，链指数将非常接近理论理想指数——当然，正如 Szulc（1983年）已经证明的那样（另参见 Forsyth 和 Fowler, 1981年；de Haan 和 Opperdoes, 1997年），当价格变化“突然转向和呈现环状趋势”时，容易出现偏差。

7.157 虚拟变量特征指数使用1月份和3月份的所有数据，来比较这两个月的价格。然而，如上所述，链指数忽略了不可比的连续对应价格；但这比定基指数要

好一些。特征法通过一个回归方程进行估算，自然存在与该预测相关的一个置信区间。区间宽度是由方程的拟合度、特征偏离其均值的距离以及观测值数量所决定。而可比、链接法或其他方法不会出现这些预测误差。Aizcorbe 等人（2001年）采用1993年到1999年时期的季节性数据，对高技术产品（个人电脑和半导体）广泛进行了一次仔细的研究。在被研究的7年中，可比较特征指数与链指数的结果具有显著的相似性。例如，对于桌上电脑中央处理器（CPUs），该指数从1993年第1季度到1999年第4季度的7年中的虚拟变量特征指数下降了60.0%，Fisher链指数下降了59.9%，几何平均链指数下降了57.8%。结果只是在项目轮换率高的季节有差异，并且在这类情况下差异将很大。例如，对于1996年第4季度的桌上电脑中央处理器，根据虚拟特征法衡量的价格每年下降38.2%，这与几何均值链指数衡量的数值相差17个百分点。因此，当型号替代率低时，特征法与可比模型链接法的差异将很小，它与定基指数的差异也很小。只有当二元比较或连接的型号替代率很高时，才出现差异（另参见 Silver 和 Heravi, 2001年 a 和 2003年）。

7.158 当然，可以使用上述的填补性部分特征估算值，来弥补缺失的价格。Dulberger（1989年）计算了计算机处理器的特征指数，并且将该结果与可比模型法进行了比较。在1972年到1984年时期，特征虚拟变量指数大约下降了90%，与可比模型法相似，在后一种方法下，新型号或中断型号的缺失价格是通过特征回归法得到的。然而，当采用可比模型链接法时，如果对缺失价格不进行估算或虚拟，那么该指数将下降67%。还可能将两种方法相结合；de Haan（2003年）在有可比数据的情况下，就采用可比数据，在没有可比数据的情况下，只使用时间虚拟变量——即他所谓的双重虚拟方法。

长期与短期比较

7.159 本节将介绍一种有助于质量调整的方法，这种方法的采用可能是因为要对那些经过质量调整的价格进行长期比较。在表7.1的例子中，将3月份的价格与1月份的价格进行比较。为使虚拟法适用于长期虚拟，需要假定发生的价格变化类似——当继续对更长时间进行价格比较时，如1月份与10月份，1月份与11月份，1月份与12月份，甚至1月份与更后的时期进行比较时，将越来越需要关注这个问题。为有助于减少这一问题，本节将分析第7.42段提到的短期比较法。在表7.5中，为了简便起见，有一个项目A在各个时期都存在，项目B在4月份永久性退市，并且4月份可能有一个替代项目C。

表 7.5 长期与短期比较的例子

项 目	1月份	2月份	3月份	4月份	5月份	6月份
可比替换项目						
A	2	2	2	2	2	2
B	3	3	4			
C				6	7	8
总计	5	5	6	8	9	10
显性调整						
A	2	2	2	2	2	2
B	3	3	4	(5/6)×6=5	(5/6)×7=5.8	(5/6)×8=6.67
C	(6/5)×3=3.60			6	7	8
总计	5	5	6	8	9	10
重叠						
A	2	2	2	2	2	2
B	3	3	4	6×(4/5)=4.8		
C			5	6	7	8
总计	5	5	6	6.8		
虚拟						
A	2	2	2.5	3.5	4	5
B	3	3	4	(3.5/2.5)×4=5.6	(4/3.5)×5.6=6.4	(5/4)×6.4=8
总计	5	5	6.5	9.1	8.4	13

黑体数字是文中经质量调整后的价格估算值。

短期比较的质量调整方法

7.160 可发现一个可比替换项目 C。前面例子对使用初级阶段的 Jevons 指数进行了分析，正如第二十章所述，该指数具有很多优点。这里的例子使用 Dutot 指数——算术平均值的比率。这里不是要推荐该指数，只是举例说明使用不同的计算方法。Dutot 指数还具有公理基础，但未通过公度性（衡量单位）检验，并且只能用于相对同类的项目。4 月份与 1 月份相比的长期 Dutot 指数为：

$$P_D \equiv \frac{\sum_{i=1}^N p_i^{Apr} / N}{\sum_{i=1}^N p_i^{Jan} / N}$$

其中，8/5=1.30，增长 30%。

短期指数是长期指数中最近一期的指数，并且是前一期与当期相比的指数，也就是时期 $t+4$ 与时期 t 进行比较：

$$P_D \equiv \left[\frac{\sum_{i=1}^N p_i^{t+3} / N}{\sum_{i=1}^N p_i^t / N} \right] \times \left[\frac{\sum_{i=1}^N p_i^{t+4} / N}{\sum_{i=1}^N p_i^{t+3} / N} \right]$$

或者 1 月份与 4 月份相比较：

$$P_D \equiv \left[\frac{\sum_{i=1}^N p_i^{Mar} / N}{\sum_{i=1}^N p_i^{Jan} / N} \right] \times \left[\frac{\sum_{i=1}^N p_i^{Apr} / N}{\sum_{i=1}^N p_i^{Mar} / N} \right] \quad (7.36)$$

这当然等于： $\frac{6}{5} \times \frac{8}{6} = 1.30$ ，与前面相同。

7.161 试分析采用一个显性质量调整的不可比替换情况。例如，项目 C 在 4 月份的值为 6，当与 B 的质量进行比较时，经质量调整后的值仅等于 5。如前所述，对价格的质量调整可能来自对一个选项的成本估算，一种数量调整，一种主观估算或一个特征系数。比如说，长期比较对项目 C 采用经过调整后的 1 月份价格，它是 B 的价格 3 乘以 6/5，也就是将 B 提升到 C 的质量，即 $(6/5) \times 3 = 3.6$ 。从 4 月份以后，替代项目 C 的价格可以

很容易地与其 1 月份参考时期的价格相比较。或者，4 月份以后 C 的价格可以通过乘以 5/6 来调整，以使其降级到 B 的质量，并且使之可以与项目 B 在 1 月份的价格进行比较：4 月份的调整价格是 $(5/6) \times 6=5$ ；5 月份的调整价格是 5.8，6 月份的调整价格是 6.67（见表 7.5）。这两种方法对长期价格比较得到同样的结果。这两种方法对项目 B 的结果是相同的（四舍五入除外）。

7.162 然而，总体 Dutot 指数的结果不同，因为 Dutot 指数根据其初期价格占总价格的比重来对价格变化进行加权（见第二十章，脚注 27）。这两种质量调整方法将具有同样的价格变化，但具有不同的隐性权重。如果对初期（1 月份）的价格进行调整，则 5 月份的 Dutot 指数为 $9/5.6=1.607$ ；或者如果对当期（5 月份）价格进行调整，则等于 $7.8/5=1.56$ 。每种调整给出了同样的短期指数：

$$\frac{8}{5.6} \times \frac{9}{8} = 1.607, \text{ 对初期 (1 月份) 的价格进行调整;}$$

及

$$\frac{7}{5} \times \frac{7.8}{7} = 1.56, \text{ 对当期 (5 月份) 价格进行调整。}$$

7.163 重叠法也可采取短期形式。在表 7.5 中，项目 C 在 3 月份的价格为 5，它与项目 B 在 3 月份相重叠。这些价格的比率是其质量差异的估算值。1 月份与 4 月份的长期比较将等于 $\left(6 \times \frac{4}{5} + 2\right) / 5 = 1.36$ 。在进行短期比较时，用 1 月份到 3 月份的比率乘以 3 月份到 4 月份的比率： $\frac{6.8}{6} \times \frac{6}{5} = 1.36$ 。

7.164 在这种未加权的总量层次上可以看到，在以下情况下，长期结果和短期结果之间没有差异：项目不缺失；具有可比替代品；对质量进行直接调整或者采用重叠法。区分短期（大部分为最近月份对月份的比较）和长期变化的优点可能是质量保证，以有助于发现不寻常的短期价格变化。但是，这不是本章所要讨论的。然而，当使用虚拟时，短期方法确实具有优点。

采用虚拟的隐性短期比较

7.165 正如 Armknecht 和 Maitland-Smith (1999 年) 以及 Feenstra 和 Diewert (2001 年) 所指出的那样，短期框架一直主要用于临时性退市项目的价格。不过，质量调整中会发生类似的问题。再回到表 7.5，但是这次没有替代项目 C，并且已经对项目 A 的价格做了改变，以反映向上的趋势。项目 B 再次在 4 月份缺失。项目 B 在 4 月份的长期虚拟值为： $(3.5/2) \times 3=5.25$ 。因此，价格变化为： $(5.25+3.5)/5=1.75$ ，或 75%。这当然与简单地使用项目 A 获得了同样的结果 $(3.5/2=1.75)$ ，因为隐

含的假设是，如果项目 B 的价格走势继续存在，将跟随项目 A 的走势。但是，在某些情况下，对于非常长的时期，如果认为价格长期具有类似的趋势，那么这种假设将难以成立。另一种方法是采用短期框架，其中，4 月份的虚拟价格是根据前期与当期的（比如说，总体）平均价格变化确定的，即上文例子的 $(3.5/2.5) \times 4=5.6$ 。这种情况下，3 月份与 4 月份的价格变化为 $(5.6+3.5) / (2.5+4) = 1.40$ 。这与 1 月份与 3 月份的价格变化 $6.5/5=1.30$ 联系在一起，得出 1 月份与 4 月份的价格变化为： $1.30 \times 1.40=1.82$ ，增长了 82%。

7.166 分析一下为什么短期变化（82%）大于长期变化（75%）。项目 A 在 3 月份至 4 月份之间的价格变化为 40%（据此进行短期虚拟），大于项目 A 的平均年度变化（约高于 20%）。根据发现，这种方法下的偏差程度取决于退市价格的比率，以及可比样本平均价格变化与退市项目经质量调整后价格变化之间的差异（如果差异继续存在的话）。如果认为对短期价格走势相似的假说强于长期假说，就应偏向短期比较。

7.167 表 7.5 中列出了退市项目 B 在退市前的价格变化数据。根据表 7.5，项目 B 在 1 月份、2 月份和 3 月份具有价格数据。长期虚拟法未使用这些数据，只是假设项目 B 在时期（例如 1 月份到 4 月份）的价格变化和项目 A 相同。现在，假设表 7.5（倒数第二行）中项目 B 在 1 月份、2 月份和 3 月份的价格数据分别是 3、4 和 6，而不是 3、3 和 4。与前面一样，项目 B 在 4 月份的长期估算值为 5.25。现在，项目 B 在 3 月份与 4 月份之间的估算价格变化从 6 下降至 5.25。根据项目 A 在 3 月份与 4 月份之间的价格走势进行短期虚拟时，将能更加正确地显示增长变化，即从 6 增加至 $(3.5/2.5) \times 6 = 8.4$ 。

7.168 然而，持续地使用短期虚拟可能存在一个问题。回到表 7.5 中项目 A 和项目 B 的数据，考虑在 5 月份发生了什么情况。采取同样的短期方法，表 7.5 中给出的虚拟价格变化为 $(4/3.5) \times 5.6=6.4$ ，6 月份为 $(5/4) \times 6.4=8$ 。前者 1 月份至 5 月份的价格变化为：

$$\left[\frac{(6.4+4)}{(5.6+3.5)} \right] \times \left[\frac{(5.6+3.5)}{(3+2)} \right] = 2.08$$

后者 6 月份的价格变化为：

$$\left[\frac{(8+5)}{(6.4+4)} \right] \times \left[\frac{(6.4+4)}{(3+2)} \right] = 2.60$$

与 5 月份和 6 月份的长期比较相比，分别为：

$$\left[\frac{((4/2) \times 3 + 4)}{(3+2)} \right] = 2.00$$

$$\left[\frac{((5/2) \times 3 + 5)}{(3+2)} \right] = 2.50$$

7.169 需要采取谨慎的态度。这里的比较采取项目 B 在 4 月份的一个虚拟值以及 5 月份的一个虚拟值。在上述等式 (7.36) 第二项的价格比较中, 对于当期及其前一期, 采用了项目 B 的虚拟值。同样地, 对于 1 月份到 6 月份的结果, 5 月份到 6 月份的比较采用了项目 B 在 5 月份和 6 月份的虚拟值。质量调整的实际需要可能要求这样做。如果没有可用于直接质量调整的可替换项目、重叠链接和相关资源, 就必须考虑采用虚拟法。然而, 采用虚拟值作为短期比较的滞后值, 将会使指数出现误差, 如果持续使用, 将会加剧这一问题。长期虚拟可能优于基于滞后虚拟值的短期变化, 除非该行业性质中的一些因素不允许进行这类长期虚拟。在一些情况下, 价格采集人员可能认为退市项目是临时性退市, 并且在虚拟时预期随后将继续生产该项目; 有些规则则采取了一种观望的态度, 比如说该项目最多退市 3 个月, 之后才认为其永久性消失。这些现实情况要求在虚拟时, 将价值扩大至连续的时期, 并且呼吁使用滞后虚拟值, 以与当期虚拟值相比较, 当然这样做需要谨慎, 尤其是在几个月内需要谨慎。直觉是, 采取虚拟法的时间不宜太长。首先, 随着使用虚拟的次数增加, 有效样本规模将减少。其次, 在较长时期内, 虚拟所隐含的假设, 即价格走势类似, 将可能不成立。最后, 不同背景下的经验证据反对将虚拟值作为滞后实际值 (见 Feenstra 和 Diewert (2001 年) 的研究, 他们采用了美国劳动统计局国际价格项目的数据)。

7.170 下一节将探讨上述短期方法, 并采用加权指数。在实践中, 一般在基础项目层次上估算经质量调整后的价格。在这一较低的层次上, 项目价格可能在随后的时期缺失, 为使序列继续, 可能采用经调整或未经调整的替代项目和虚拟值。在随后的时期, 有可能引进新的项目, 同时还有可能出现更新的项目以及指数不同销售部分之间的转换。质量变化所带来的混乱意味着不仅需要保持类似的价格比较, 还需要对消费组合重新进行准确的加权。在 Laspeyres 框架下, 保持基期的项目组合不变, 所以, 在下次对指数重新确定基期之前, 不会考虑消费项目相对重要性的任何变化。然而, 需要采取更新权重的方法, 以捕获消费项目组合的实际变化。这将在第九章讨论。这里关心的是一个较高层次的方法, 该方法与上述短期调整法相当。如果国家由于资源受限而无法通过住户调查对权重定期进行更新, 那么特别适合采用这种方法。

单阶段指数与两阶段指数

7.171 试分析基本层次上的总量。在该层次上, 从

某个时期的代表性商店采集各种价格, 并与随后时期同样项目的可比价格进行比较, 以形成一种产品 (如, 羊肉) 的指数, 除非抽样设计对销售量大的项目按比例地增加更多的选择机会, 否则将对每种价格比较给予相同的权重。然后, 对羊肉的基本价格指数进行加权, 并且与其他产品的加权基本指数相结合, 形成消费者价格指数。例如, 时期 $t+6$ 的 Jevons 基本总量指数在与时期 t 相比时的计算公式如下:

$$P_J \equiv \prod_{i \in N(t+6) \cap N(t)} (p_i^{t+6} / p_i^t) \quad (7.37)$$

将这种方法与一个两阶段方法相比较:

$$P_J \equiv \prod_{i \in N(t+5) \cap N(t)} (p_i^{t+5} / p_i^t) \prod_{i \in N(t+6) \cap N(t+5)} (p_i^{t+6} / p_i^{t+5}) \quad (7.38)$$

7.172 如果一个项目在时期 $t+6$ 退市, 就可能采取虚拟法。如果使用等式 (7.37), 则必要的假设是, 退市项目的价格变化如果继续下去, 就等于剩余项目在时期 t 到时期 $t+6$ 的平均值。在等式 (7.38) 中, 时期 $t+6$ 的退市项目可能被纳入计算的第一阶段 (即时期 t 和时期 $t+5$ 之间), 但在第二阶段 (即时期 $t+5$ 和时期 $t+6$ 之间) 则被排除。必须假定时期 $t+5$ 和时期 $t+6$ 之间的价格变化相同。一般认为对短期价格变化的假定比长期价格变化的假设更加有效。两阶段框架具有的优点还有, 工作表价格中包括了当期及其前一期的价格, 正如第九章所示, 这将有助于对数据的有效性进行检查。

7.173 Feenstra 和 Diewert (2001 年) 在对美国劳动统计局国际价格项目的价格比较中主要采用了一些短期的虚拟方法。尽管这些价格指数不是本手册的直接重点, 但由于在对项目进行跟踪时发现, 任何一个月份都约有四分之一的被跟踪项目没有报价, 所以值得对不同虚拟法的结果进行探讨。当采用两阶段方法时, Feenstra 和 Diewert (2001 年) 反对将被虚拟时期的价格当作实际数据用于以后的价格比较。根据前面虚拟得到的随后时期的价格比率, 其标准差大约是不需采用虚拟时价格比的两倍, 基于这一情况, 一些作者认为这种做法给计算带来了显著的误差。Feenstra 和 Diewert (2001 年) 发现, 价格变化的较大方差来自与短期虚拟方法相比较的长期虚拟。他们还发现, 从理论和实证角度看, 当未来数据集中有了实际价格, 并且在线性基础上将缺失价格补充进来时, 那么与短期虚拟方法相比, 这种估算将使方差下降很多。然而, 这种线性虚拟需要统计部门储备以往的信息, 直到有了实际价格, 并通过虚拟法补回了缺失价格, 然后推出一个修订的消费者价格指数时为止。

附录 7.1 个人电脑数据，来自于美国康柏电脑与戴尔电脑网页，2000 年 7 月数据，举例说明特征回归法

价格 (英镑)	速度 (MHz)	RAM, MB.	HD, MB.	戴尔	PRESARIO	PROSIGNIA	CELERON	奔腾 III	CD-RW	DVD	戴尔*速度 (MHz)
2 123	1 000	128	40	0	1	0	0	0	0	0	0
1 642	700	128	40	0	1	0	0	0	0	0	0
2 473	1 000	384	40	0	1	0	0	0	0	0	0
2 170	1 000	128	60	0	1	0	0	0	0	0	0
2 182	1 000	128	40	0	1	0	0	0	0	1	0
2 232	1 000	128	40	0	1	0	0	0	1	0	0
2 232	1 000	128	40	0	1	0	0	0	0	0	0
1 192	700	384	40	0	1	0	0	0	0	0	0
1 689	700	384	60	0	1	0	0	0	0	0	0
1 701	700	384	40	0	1	0	0	0	0	1	0
1 751	700	384	40	0	1	0	0	0	1	0	0
1 851	700	384	40	0	1	0	0	0	0	0	0
2 319	933	128	15	0	0	0	0	1	0	0	0
2 512	933	256	15	0	0	0	0	1	0	0	0
2 451	933	128	30	0	0	0	0	1	0	0	0
2 270	933	128	10	0	0	0	0	1	0	0	0
2 463	933	256	10	0	0	0	0	1	0	0	0
2 183	933	64	10	0	0	0	0	1	0	0	0
1 039	533	64	8	0	0	1	1	0	0	0	0
1 139	533	128	8	0	0	1	1	0	0	0	0
1 109	533	64	17	0	0	1	1	0	0	0	0
1 180	533	64	8	0	0	1	1	0	1	0	0
1 350	533	128	17	0	0	1	1	0	1	0	0
1 089	600	64	8	0	0	1	0	1	0	0	0
1 189	600	128	8	0	0	1	0	1	0	0	0
1 159	600	64	17	0	0	1	0	1	0	0	0
1 230	600	64	8	0	0	1	0	1	1	0	0
1 259	600	128	17	0	0	1	0	1	0	0	0
1 400	600	128	17	0	0	1	0	1	1	0	0
2 389	933	256	40	0	1	0	0	1	0	0	0
1 833	733	256	40	0	1	0	0	1	0	0	0
2 189	933	128	40	0	1	0	0	1	0	0	0
2 436	933	256	60	0	1	0	0	1	0	0	0

续表

价格 (英镑)	速度 (MHz)	RAM, MB.	HD, MB.	戴尔	PRESARIO	PROSIGNIA	CELERON	奔腾 III	CD-RW	DVD	戴尔*速度 (MHz)
2 397	933	256	40	0	1	0	0	1	0	1	0
2 447	933	256	40	0	1	0	0	1	1	0	0
2 547	933	256	40	0	1	0	0	1	0	0	0
2 845	933	384	60	0	1	0	0	1	0	0	0
2 636	933	384	60	0	1	0	0	1	0	0	0
1 507	733	64	30	0	1	0	0	1	0	0	0
1 279	667	64	10	1	0	0	0	1	0	0	667
1 379	667	128	10	1	0	0	0	1	0	0	667
1 399	667	64	30	1	0	0	0	1	0	0	667
1 499	667	128	30	1	0	0	0	1	0	0	667
1 598	667	128	30	1	0	0	0	1	1	0	667
1 609	667	128	30	1	0	0	0	1	0	1	667
1 389	667	64	10	1	0	0	0	1	0	1	667
999	667	64	10	1	0	0	1	0	0	0	667
1 119	566	64	30	1	0	0	1	0	0	0	566
1 099	566	128	10	1	0	0	1	0	0	0	566
1 097	566	64	10	1	0	0	1	0	1	0	566
1 108	566	64	10	1	0	0	1	0	0	1	566
1 219	566	128	30	1	0	0	1	0	0	0	566
1 318	566	128	30	1	0	0	1	0	1	0	566
1 328	566	128	30	1	0	0	1	0	0	1	566
1 409	566	128	10	1	0	0	0	1	0	0	733
1 809	733	384	10	1	0	0	0	1	0	0	733
1 529	733	128	30	1	0	0	0	1	0	0	733
1 519	733	128	10	1	0	0	0	1	0	1	733
1 929	733	384	30	1	0	0	0	1	0	0	733
2 039	733	384	30	1	0	0	0	1	0	1	933
2 679	933	128	30	1	0	0	0	1	0	0	933
3 079	933	384	10	1	0	0	0	1	0	0	933
2 789	933	128	10	1	0	0	0	1	0	1	933
3 189	933	384	10	1	0	0	0	1	0	1	933

第八章 项目替代、样本空间和新产品

导言

8.1 在新的项目被引入，旧的项目不再出售时，产生价格样本的项目全域发生变化。然而，指数法可能把抽样对象限制于全域的各个子集合。本章把从这些子集合抽取的样本称为指数的“样本空间”。本章的重点之一是讨论这些样本空间的种种局限性。本文第七章确认，为了保证关于价格变化的衡量结果不受质量变化的影响，可以接受的办法是采用可比型号法。然而，该章指出，这个办法可能在以下三个方面失效：项目缺失、样本空间有限、新的产品和服务（本章将在下文把服务包括在“产品”之中）。第七章讨论了几个对价格进行质量调整的隐性和显性方法，将其作为处理项目缺失问题的办法，并讨论了在这些方法之间进行选择的问题。本章把注意焦点转到另外两个可能导致可比型号法失效的原因：抽样问题（样本空间有限）和新产品。下文将首先简短介绍这三个潜在误差来源。

8.2 项目缺失。如果一个项目不再被生产，将引起问题。既可以使用重叠法或虚拟法进行隐含的质量调整，也可以由接受调查者挑选一个质量相当、其价格与缺失项目的价格可以直接比较的替换项目。如果替换项目不具备相当的质量，则需要进行显性的价格调整。第七章在第 7.72 至 7.115 段讨论了这个问题。第 7.125 至 7.158 段则补充了一个应该注意之处。其中确认，对于产品型号更新迅速的行业中的项目来说，持续长期可比会把样本耗尽，所需规模的质量调整也会变得不可行。该章认为，较好的解决办法是链可比或特征指数。

8.3 抽样问题。长时间对完全相同的项目进行价格可比的办法由于其根本性质，很可能导致所监测的项目样本越来越没有代表性，反映不了总体交易。价格采集者可能不断跟踪监测那些选定的项目，直到它们不复存在。因此，价格采集者可能继续监测旧项目，而这些项目的价格变化异常，销售量有限。在项目替代方面，价格采集者可能挑选那些不受欢迎的可比项目，以避免显性质量调整。因此，用来替代价格变化异常的过时项目的，可能是接近过时、价格变化同样异常的项目。如果用来替代的项目接近过时，将意味着它们的支出份额相对而言很小。这将使样本缺乏代表性的问题更为严重。如果用某个销售量相对而言较大的项目替代某个过时项目，也会引起特有的问题，因为质量差异可能很大而且

是实质性的，超过可以归于其他原因，例如归于某段重叠时期内的价格差的质量差异。一个项目可能正处于其寿命周期的最后阶段，而另一个项目则可能出于寿命周期的第一个阶段。这个问题对样本轮换和项目替代都产生影响。

8.4 新产品。第三个可能出现的困难是某个“新”产品的出现所引起的。在区分新项目与旧项目的质量变化方面存在困难，下文将予以讨论。在生产出某种相当新颖的产品时，有必要尽快将其纳入指数，如果该产品预计将带来较大的销售量，尤其有这种必要。新产品的价格变化可能与现有产品的很不相同，在寿命周期开始的时候特别如此。此外，在推出新产品的初期，消费者得到的福利往往会有所增加。新产品并非旧产品的完美替换物，而这种独特性给消费者带来了在没有新产品的情况下无法得到的经济价值（Trajtenberg, 1989 年）。但是，根据定义，在新产品出现之前的时期内，该产品没有任何价格。因此，即使得到了新产品的价格，而且从首次推出该产品的日期开始即将其纳入指数，仍有一个因素没有考虑到，这就是在一开始的时候，消费者得到的福利会在产品推出时期内有所增加。本文第 8.59 至 8.60 段和附录 8.2 讨论了这种效应。

8.5 第七章讨论了项目缺失问题。本章将讨论可比型号法引起的抽样问题和把新产品纳入指数的问题。

可比的样本

8.6 可比程序有一个根本性的难题。可比是为了避免使价格变化受质量变化的影响。然而，由于采用可比办法，抽样被限制于一个同时存在于参考期和基期的静态项目全域。毫无疑问，在这套可比的样本之外，还有一些项目存在于参考期，但是不存在于当期，因此没有得到可比。同样，那些存在于当期，但是不存在于参考期，构成动态全域的新项目也没有得到可比（Dalén, 1998 年 a; Sellwood, 2001 年）。难题是，那些没有被纳入可比全域的项目，即在参考期之后出现的新项目和从当期消失的旧项目，会发生与现有可比项目非常不同的价格变化。出现这种情况的原因是，这些产品将体现不同的技术和面临不同的（经过质量调整的）策略性价格变化。可比办法是为了使一套样本保持质量不变，但正是这个办法本身产生了一套偏离技术发展的样本。此外，如果用这套可比的样本来虚拟缺失项目的价格（见第七章，

第 7.53 至 7.68 段)，反映出来的技术所属于的样本代表不了当前的技术变化。

8.7 本章的附录 8.1 正式讨论了可比和动态全域问题。该附录考虑了三个全域：

- 交叉全域，其中仅包括可比的项目；
- 动态的双全域，其中包括基本比较期的所有项目和当期的所有项目，尽管它们的质量可能彼此不同；
- 替换全域，这个全域在开始的时候采用基期全域，但在基期样本中的某个项目在当期缺失的时候，还进行一对一替代。

8.8 当然，很难确定交叉全域中的可比在多大程度上限制了样本对动态双全域的渗透，原因是统计机构一般不收集关于后者的数据。不管怎样，这种程度都是因产品而异。Sellwood（2001 年）主张使用扫描数据进行模拟试验。Silver 和 Heravi（2002 年）使用扫描数据，对 1998 年英国国内洗衣机的消费者价格进行了一次这样的试验。通过与同时存在于 1 月和 12 月的可比模型进行价格比较，编制了一个可比的 Laspeyres 指数，但该指数仅覆盖了 12 月份洗衣机支出的 48%，原因是在 1 月份之后推出的新型号没有被列入可比指数。不仅如此，由于把存在于 1 月份但不存在于 12 月份的型号排除在外，1 月到 12 月份的可比较仅覆盖了 1 月份支出的 80% 多一点。通过进行一次两年期样本轮换（重设基期），12 月份的支出覆盖率增加到略高于 70%，而每月（链）轮换则把该覆盖率增加到 98%（第七章，第 7.128 至 7.131 段载有更多的例子）。这个例子有两个含义。第一，提出挑选替代项目（替换物），价格采集者对样本的覆盖面有了某种程度的控制。这要部分归功于关于在具体产品领域有针对性地进行替代的指导准则。第二，链可比和特征指数（例如第七章，第 7.125 至 7.158 段所讨论的指数）和经常性的样本轮换作为更新样本的手段，在某些产品领域发挥了作用。下文将逐个讨论这两点。

样本空间和样本替换或替代

8.9 当某个项目缺失的时候，一个可能的办法是由价格采集者挑选一个替换项目。因此，指数的项目空间是起初选定的可比项目与可比项目缺失的时候选定的替换项目。最适合挑选替换项目的往往是价格采集者。价格采集者经常置身于缺失项目所在商户，因此，他们选择的任何替换价格都不大可能由于不同商户提供的不同服务（地点的方便程度、停车情况、保修和顾客服务）造成价格差异而受到影响。还可能出现这一情况：某家商户为了满足同一块市场的需要，将提供一个明显的替换物，而这对于价格采集者来说将显而易见。有些时候，替换物会有不同的编码或型

号编号，从而可能使案头工作人员以为它是一个不同的项目，而价格采集者则可以看出来，所不同的不过是颜色、包装等等。价格采集者还可以查明，某个项目的新（替换）型号的式样和其他质量因素是否与旧型号的非常不同，以致其本身就足以引起大幅度价格差异。在这样的情况下，案头工作人员可能仅集中注意技术规格，意识不到其他的不同。为了应付这种情况，案头工作人员掌握更多的信息，其中可能包括来自另一个地点的某个类似商户的信息，以说明某个可能只是暂时无货的缺失项目的价格。

8.10 价格采集者负责确定某个项目是否具备可比的质量。如果价格采集者判断某个项目具有可比的质量，但实际情况并非如此，质量的不同就会被当成价格的不同。如果没有被发现的质量变化始终是朝着一个方向发展，这种情况就会导致偏差。为了有依据地使用可比的替换物进行替代，就需要有关于可比替代物的普遍准则，并需要掌握信息，了解具体产品的很可能对价格起决定作用的种种特点。此外，还需要进行及时的替代，以尽量增加可以找到适当替代物的概率。

8.11 为选择可比的项目和监测所作选择的性质制定准则是很好的做法。Liegay（1994 年）注意到，特征值回归法产生的分析结果对于项目的挑选非常有用。这种分析可以表明导致产品或服务的价格发生变化的主要质量因素。这样就可以为价格采集者制定准则，以说明在选择样本和替换项目时，哪些特点从决定价格的角度来讲具有重要意义。

8.12 在样本空间问题上，需要考虑如何选择缺失项目的替换项目/替代物。在开始的时候，为了选择价格可比的项目，最好的办法是随机挑选，尽管挑选这些项目的原因经常是，它们是人们购买的“典型”项目。同样，也应该把购买的“典型”项目纳为替换项目。并非所有价格采集者都应该争取对同样的“最典型的”项目进行抽样。最好的办法是对广泛代表各种购买情况的各种项目进行抽样。例如，某个具体的品牌，例如占销售收入 40% 的品牌，可能是公认的市场领袖。但这个众所周知的事实不应致使所有价格采集者都挑选该品牌用于重设基期。需要的是一个具有代表性的样本。

8.13 替换项目应该进入交易全域，从而使样本能够广泛代表动态全域。在进行适当的质量调整的情况下，通过列入一个畅销的替换项目（一个与起初在基期挑选的畅销项目处于寿命周期的同一点的项目），用以更新样本，能够进行有用和准确的价格比较。如果可能，替代或替换项目应该不仅具有可比的质量，而且还应该很可能在销售总值中占相对很大的数额。用一个销售量有限的新项目替代一个销售量同样有限的缺失项目，仅仅是

由于它们具有类似的特性，即二者都是“老”产品，将没有什么意义；指数的代表性将因此减弱。如果只是在某个项目不复存在的时候才将其替代，可能对指数的代表性不起作用。在这种情况下，销售量较小的项目将继续受到监测，直至消亡。即使替换也可能于事无补。如果替换准则指明，价格采集者应该挑选一个有关商户出售的相似项目，则所选中的替换物将几乎同样地陈旧过时（Lane，2001年，第21页）。

8.14 之所以在准则中要求挑选“相似”的项目，是为了使旧项目和新项目之间的质量调整易于进行；最好的情况是，两个项目是“可比”的，不需要任何质量调整。为帮助对价格进行质量调整所设计的制度性机制会导致偏差，这是因为，这种机制拘泥于一套没有从最近的技术革新中得到好处，而且对于制造出来的产品没有代表性的项目样本。需要注意的是，一个指数方法的基础如果是一套在初始的时候挑选产生的可比样本，以及一套在项目缺失的时候采用的替换项目样本，可能代表不了所消费的全部项目构成的全域。特别需要指出，如果指数方法偏向于挑选销售量相对小的替换项目，以便具有与过时项目的可比性，那么，从新项目和指数的项目空间进行的抽样就会有偏差。质量调整对指数的样本空间产生影响，因此，这种调整和代表性之间相互关联。

8.15 有必要重申，使用替换项目防止样本消耗的做法很重要，同时需要仔细从事。让我们假设，在时期 t ，开始进行价格比较的时候，市场中的某个产品仅有一个型号。价格采集者将把这个型号纳入时期 t 的样本，并在以后的各个时期内对其价格进行监测。随后，例如在时期 $t+2$ ，一个新（替换）型号进入市场，但由于原来的型号继续存在了几个月，新型号被忽视。然而，再后来，例如在时期 $t+9$ ，旧项目已从市场中消失，并在经过质量调整后被新项目所替换。新型号在时期 $t+9$ 的价格与旧型号在时期 t 的价格之间的长期比较没有任何抽样偏差。两个型号在各自时期内都占有市场的百分之一百，是可以得到的唯一项目。两个型号也都接近各自寿命周期的起点，因此，二者之间的价格比较是妥当的。如果新项目和旧项目的价格变化彼此不同，而且仅对其中一个项目抽样，那么，在时期 $t+2$ 和时期 $t+8$ 之间会出现抽样偏差。但是，旧型号一旦在时期 $t+9$ 为新型号所取代，抽样将没有偏差。

8.16 因此有理由操纵替换方式，以尽量减少样本消耗。在这方面应该时刻注意以下要点：

- 项目的替换提供了一个机会，在进行替换的时期减少偏差，乃至可能消除偏差，但是对该时期以前的偏差没有影响。
- 替换进行得越频繁，样本的偏差就越小。

- 如果市场中的新（替换）项目不只是一个，由于仅最受欢迎的项目被选中，而该项目很可能处于不同的寿命周期阶段，从而与其他新（替换）型号相比有不同的价格变化，偏差依然存在。
- 在分析中所依据的假设是，对替换项目进行了完美的质量调整。而替换的频度越低，这一点就可能越难做到，原因是市场中最新的替换项目与较早的项目之间的质量差异可能比较大。
- 如果最畅销的替换项目具有可比的质量，并与缺失项目处于同样的寿命周期阶段，那么，通过挑选该项目，将把样本偏差降至最低程度。
- 如果替换项目不只是一个，而选中的是可比性最高，即，使用旧技术的项目，该项目的市场份额会很低，而且价格变化异常。
- 参照关于市场状况的提前信息，在旧项目变得过时之前就把替换项目纳入样本的做法很可能增加样本所占市场份额，纳入更有市场代表性的项目，并有助于质量调整。

8.17 项目替代问题与一个商户停业时引起的问题相似。也许能够找到一个尚没有被纳入样本的可比的商户，或找到一个不可比的，但在原则上可以根据其提供的质量较高的服务进行调整的商户。一个商户在出现了另一个新的、更有竞争力的商户之后停业的情况并不罕见。如果两个商户之间的价格可比大致符合原来商户的顾客的消费形态，则新商户是明显的替换商户。然而，如果新商户虽然具有可比的价格，但提供一系列较好的产品、停车场和服务等等，那么，消费者将由于一个商户为另一个商户所替代而受益。但是，由于这些设施没有直接的价格，难以估计它们的价值，以便根据新商户提供的质量较高的服务进行调整。指数因此将出现在重设基期时消失的向上偏差。在这样的情况下，较好的办法也许是用一个实行类似服务标准的新商户来替换旧商户，而不是代之以一个实行不同的标准，但是为同样地区服务的商户。Liegey（2000年）、Shepler（2000年）及 Silver 和 Heravi（2001年 b）在对耐用消费品进行回归分析时发现，“商户类型”对于价格的变化来说是一个重要和具有显著统计意义的解释变项，而另一方面，Reinsdorf（1993年）发现，有一种具体的商户类型，即食品杂货店，对于美国的食物和汽油价格产生的影响要小很多。

样本轮换、链可比和特征指数

8.18 有必要意识到项目轮换、项目替换和质量调整方法之间的相互关系。在轮换消费者价格指数项目样本时，这种轮换是一个项目替代形式，但不同的是，轮

换不是由于某个项目的缺失而“被迫进行”，而是对一组一般项目的替换，目的是更新项目样本。轮换的一个作用是减少今后进行被迫替换的可能性。然而，采用这种办法时隐含的假设与重叠调整法的假设相同：价格差异是一个适当的代理参数，用以表示从样本消失的项目与替换项目之间每个质量单位的价格变化。

8.19 假设我们建立一个新的项目样本。为此可以采用概率法，也可以采用判断法，或结合采用二者。旧样本和新样本的价格都被返回到同一个月，新指数是在新样本的基础上编制，编制结果与旧样本挂钩。这个方法是隐含的重叠法，即把新项目 and 旧项目之间在该月份的所有价格差异都视为质量的变化。假设新样本建立于1月。再假设一个旧项目在12月和1月的价格分别为10美元和11美元，即，上升10%；与此同时，作为替换的新项目的价格在1月和2月分别为16美元和18美元，上升12.5%。1月中的新项目的质量高于旧项目，这一质量差异对消费者来说可能价值 $16 - 11 = 5$ 美元。这也就是说，根据假设，价格差异等于质量差异，这也是重叠法中隐含的假设。如果按照这个假设，把旧项目在12月的价格与新项目在1月的经过质量调整的价格相比，则价格变化幅度将是同样的，即 $10\% \left(\frac{16-5}{10} = 1.10 \right)$ 。在实践中，由于需要同时替换和更新大量项目，必须采用重叠法的假设，原因是不应把这个过程视为没有误差。如果假设被视为可能特别站不住脚（见第七章第7.44至7.52段的讨论），应该对第7.72至7.115段讨论的形式进行显性调整。

8.20 上文提到，在更新样本时，对于样本之间在项目平均质量上出现的任何差异，都是采用一种与重叠调整法相同的方式处理。在两次重设基期之间为更新样本进行的样本轮换是一项费用高昂的工作。但是，如果重设基期的频度不高，而且在某个具体的产品领域项目大量缺失，则这些领域的项目轮换也许是适当的。一个数据诠释系统（见下文的介绍）将有助于这样的决策。频度较高的样本轮换在两方面有助于质量调整过程。第一，新样本将包括较新的品种。获得销售量大的可比替换物的可能性较大，而不可比的替换物将具有相似的质量，从而有助于进行妥善的显性调整。第二，由于对样本进行了轮换，缺失项目将有所减少，而进行质量调整的必要性也会减少。

8.21 频度较高的样本轮换的一个自然延伸，是采用链基法，每个时期都重新挑选样本。第七章的第7.153至7.158段以项目迅速更新的那些部门为背景，介绍了有关原则和方法。本章照搬了这些原则。同样，在此处使用特征指数（如第7.132至7.152段所述）或短期比较方法（如第7.159至7.173段所述）也将有所帮助。

质量调整策略所需要的信息

8.22 从上文应能明显地看出，质量调整策略不仅必须同一项有关样本代表性的策略挂钩，而且必须要求建立一个统计数据诠释系统。在这个领域，无法简单地描绘对整个指数采取的方式，而是需要逐个针对每一产品不断编制市场信息，不断制定记录和评价方法。

统计数据诠释系统

8.23 应该把用于估计质量调整价格的方法仔细记录下来，以之作为统计数据诠释系统的一部分。数据诠释是关于数据内容和结构的系统性描绘信息，有助于统计数字编制系统的操作者记住自己应该执行的任务和应该如何执行这些任务。另一个与此相关的用途是培训新工作人员，使其了解数据编制规程（Sundgren, 1993年）。数据诠释系统还有助于确定，当前采用的质量调整方法在哪些地方需要重新考虑，并告知人们采用替换方法。这些系统还可服务于用户的需要，其中历史最悠久和最常见的形式是脚注。

8.24 机器可读形式的统计数据急剧增加，数据诠释也随之增加，为以这种形式保存数据诠释提供了理由。这样做是为了提高所采用方法的透明度，并保证在工作人员离开消费者价格指数编制部门，新的工作人员进入该部门的时候，这些方法为后者所了解和得以延续。质量调整方法的变化本身也可导致指数的变化。应该把使用新程序编制的指数与现有指数结合起来。还应该把数据诠释系统作为一个工具，用于帮助进行质量调整。由于采用不同方法的理由在很大程度上是根据有关产品的具体特性而异，应该掌握关于这些特性的数据。

8.25 统计机构应该监测每个《按目的划分的个人消费分类》（COICOP）类别中的项目缺失事件发生率。如果频度很高，则应对每个类别中的小类进行监测。同样，如果缺失发生率很高，监测的对象应该是每个分类当中的基本总数或挑选出来的有代表性的项目，或是在全系统最详细的层次上进行监测。在项目缺失发生率很高的情况下，为了奠定统计数据诠释系统的基础，还应该监测暂时缺失的价格、可比的替换项目和不可比的替换项目各自与价格总数之间的比率，并监测为处理这三种情况中的每一种所采用的方法。采用一个自上而下的方式的好处是，通过仅在细节层次上对出现问题的产品领域进行监测，节省了资源。

8.26 随着数据诠释系统的发展，应在这些数据中包括关于具体产品的信息，例如：推出新型号的时机、定价政策（特别是不对价格作任何变动的月份数）以

及不同数据来源显示的型号和品牌的受欢迎程度。如果可能，应该提供有关产品的估计权数，以免把过多的努力用在低权数的项目上。所有这些做法都将提高所使用程序的透明度，并使人们得以把努力集中在最需要的地方。

8.27 对于替换程度高的项目，统计机构通过与市场调查组织、零售商、制造商和行业协会之间保持联系，将有利于数据诠释系统的运作。这些联系将使工作人员能够更好地判断，隐含的质量调整所依据的假设是否成立。如果可能，应鼓励工作人员去负责更多地了解那些权数相对而言较高，而且项目替换很常见的具体行业。

8.28 统计工作人员应该进行特征值回归分析，使用来自市场调查、商户经济、行业协会和其他类似机构的信息，并参考价格采集者的经验，以确定产品领域中的那些对价格起决定作用的特点。这种信息应能对统计数据诠释系统有所帮助，在随后就项目的挑选提供指导准则方面特别有用。

8.29 在采用特征值回归方法时，无论目的是局部修补缺失的价格，还是将回归结果本身作为指数，都应该保存关于回归公式的具体形式、估计参数和诊断检验的信息，同时保存有关数据，并注明选定和采用该公式的最后形式的理由。这将使得以后更新的公式有一个基准，并能够根据以前版本的公式得到检验。

8.30 数据诠释系统应帮助统计工作人员：

- 查明那些有可能经常发生技术变革的产品领域；
- 确定型号的变化速度，并视可能确定变化的时机；
- 对过去判断为“可比的”替换项目进行分析，以了解使这些项目区别于旧项目的因素；
- 查明是否不同的价格收集者对可比的替换项目做出相似的判断，并查明这些判断是否合理。

8.31 价格统计人员在各种质量调整程序中可能有自己比较信赖的程序。在这些程序得到广泛使用时，如果在数据诠释系统中注明统计人员对程序的信赖程度，也许有所帮助。采用 Shapiro 和 Wilcox (1997 年 b) 的办法，可以把这设想为一个传统的置信区间：例如，统计人员可能在 90% 的置信度认为，质量调整价格变化幅度是 2% (0.02)，区间为加减 0.5% (0.005)。可能有迹象表明，该区间到底是对称的，还是偏向正的一侧或负的一侧。统计人员也可以采用一个替换办法，即进行简单的主观编码，例如从 1 到 5 的分级编码。

新产品及其与发生质量变化的产品的不同之处

8.32 出现的一个问题是，如何界定新产品（包括产品和服务）以及如何把新产品与质量发生变化的现有

产品区分开。某种产品的新型号所提供的服务有可能超过当前提供的一套服务流。例如，某个新型号的汽车与现有型号的不同之处可能在于具有功率较大的发动机。服务和生产流具有延续性，也许和现有型号的服务流和生产技术有联系。为了区别于经过改造的现有型号的质量变化，对新产品的一个实用定义是：首先，新产品正是由于其“新颖性”，很难与某个现有的项目发生联系，成为某个现有资源基础和服务流的延续。例如，冷冻食品、微波炉和移动电话虽然扩展了向消费者提供的现有服务流，但是所提供的服务都有很新颖的层面。其次，正如下文所讨论的那样，新产品的出现本身便可增加消费者的福利。如果只是简单地把新产品纳入指数，一旦可以得到连续两次报价，便会反映不出这种增加的好处。

8.33 Oi (1997 年) 把界定“新”产品的问题比拟为界定一个垄断实体的问题。一个产品如果没有相近的替代物，便是新产品。Oi 提出，具体的新书、新录像和新电视连续剧的交叉价格弹性在某些情况下可能很小；这些产品提供的相同服务是娱乐，在这方面彼此相似。然而，Hausman (1997 年) 发现，新电视连续剧的交叉替代弹性很大（但是，请参阅 Bresnahan, 1977 年）。现有产品——例如名牌玩具和服装——的很多新形式不易于同相似的项目替代，而且消费者愿意为这些新形式支付更高的价格。

8.34 Bresnahan (1997 年, 第 237 页) 注意到，根据《Brandweek 杂志》的统计，美国在 1994 年共推出了 22 000 个新产品，将其区别于其他产品引入市场的目的并不是为了原封不动地替代现有产品，而是为了它们的独特性。在很多情况下，这些产品正是因为与众不同才被推出。尽管如此，由于市场的差异化程度，把这些产品定义为“新”产品并予以相应处理的做法仍不实际可行。Oi (1997 年, 第 110 页) 阐明了这方面的实用主义理由：“如果为无色可口可乐和特制 K 麦片确定独立的产品编码，我们的理论和统计数字都会变得过于混乱。”此外，如下所述，列入这些产品的技术不易运用。因此，Oi (1997 年) 为使工作“不陷入混乱”所提出的明智的实用建议并非不合理。

8.35 此处使用的术语是 Merkel (2000 年) 为衡量生产者价格指数所使用的，但是被摆在消费者价格指数的背景下予以考虑。这套术语区分“演变型产品”与“突变型产品”。演变型产品是替换或补充型号，继续提供类似的服务流，但也许是以新的方式或在不同的程度上提供。演变型产品不同于突变型产品，后者是崭新的产品，与以前提供的产品没有密切的联系。突变型产品虽然可能以新颖的方式满足消费者的某项长期需要，但不符合任何既定的消费者价格指数项目类别 (Armknicht 等人, 1997 年)。如果把与众不同的突变型新产品纳入指数，

必然引起问题。这是因为，一个产品如果性质独特，便不大可能作为某个现有项目的替换项目被纳入样本。这个产品既没有与现有产品的可比性，其价格也不易于根据与现有产品之间的质量差异而加以显性调整。与众不同的新项目并不替换任何项目，所以没有现成的权数；因此，如果纳入新项目，需要重新对指数进行加权。

纳入新产品

8.36 在把新产品纳入消费者价格指数方面，有三个主要的关注事项。第一个关注事项是发现和确定新产品；与市场调查以及生产者协会和行业协会之间的密切联系有助于这项工作。第二个关注事项与第一个有关，是决定纳入这些新产品的必要性和时机。这与新产品的权数和价格变化有关。第三个关注事项是把在一开始的时候通过替换旧技术而给消费者带来的福利考虑在内。

8.37 让我们考虑几个关于纳入新产品的时机的例子。在某些国家，移动电话的销售量很大，以致及早把这些电话纳入消费者价格指数的工作成为当务之急。移动电话从无到有，以较快的速度在本产品分类的销售量中占了很大一部分。此外，它们的价格变化不同于本产品分类中的其他产品。移动电话是新产品，在生产中使用的投入和技术可能与生产现有电话所使用的投入和技术很不相同。很多新产品由于进行了很多促销宣传，在刚刚推出的时候销售量很大，并且采用与众不同的定价策略。然而，由于无法在现有的分类系统中界定那些非常创新的产品，在把它们纳入指数方面会有所推迟。

8.38 Armknecht 等人（1997年）举的例子，是把磁带录像机（VCR）纳入美国消费者价格指数的过程。磁带录像机于1978年问世，当年的销售额为2.99亿美元，平均每台零售价格估计为1240美元。由于消费者价格指数是每10年重设基期，磁带录像机到了1987年才被纳入该指数，而它们在这一年的销售额是34.42亿美元，每台平均价格则下降到486美元。因此，指数没有反映1978年至1987年期间的所有异乎寻常的价格变动。

8.39 Dulberger（1993年）结合计算机动态随机存储器（DRAM）芯片计算出了美国生产者价格指数的一些估计数。她通过在不同程度上推迟把新的芯片纳入指数的时间，对1982年至1988年期间的价格指数进行了计算。她编制的指数是链指数，新的芯片只要已经连续销售两年，便可被纳入指数，或被推迟纳入。在采用Laspeyres链指数的情况下，如果不推迟纳入新产品，指数的跌幅是27%。相比之下，如果把纳入新芯片的时间推迟1、2、3、4或5年，指数跌幅将分别为26.2%、24.7%、19.9%、7.1%和1.8%。在所有情况下，由于推迟纳入，

指数都偏低。Berndt 等人（1997年）则仔细研究了一种新的溃疡药—Tagamet 的情况。他们发现，在推出该药之前进行的促销宣传在该药问世的时候对其价格和市场份额产生了很大影响。在一种药品的专利到期时，其无品牌形式的价格将下跌，但有品牌形式的价格将上升，这并不出人意料。调查发现，忠实的顾客愿意支付比专利到期之前更高的价格（Berndt 等人，2003年）。

8.40 在等待某项新产品扎下根基，或等待某个指数重设基期之后才将该产品纳入指数的情况下，如果忽视在产品生命周期的关键阶段发生的异常价格变动，会使价格变化的衡量结果出现误差。需要制定策略来及早发现新的产品，并需要建立机制，用以在这些产品进入市场的时候（如果此前执行了重大的促销宣传策略）或在此不久之后（有证据显示，产品得到市场的接受）将其纳入指数。这些策略和机制应该成为数据诠释系统的一部分。如果等待新产品在市场中成熟，会使政策隐晦地忽视随着这些产品的推出而出现的全然不同的价格走势（Tellis, 1988年和Parker, 1992年）。这并不是说，新产品总是具有不同的价格变化。Merkel（2000年）把食品和饮料的“低热”品种作为例子，这些品种与原来的品种相似，但所含卡路里较少。“低热”产品的价格与原产品的价格非常接近。推出“低热”品种不过是为了扩展市场。虽然有必要在修订权数的时候反映这样的扩展，但可以使用现有项目的价格变化来反映“低热”项目的价格变化。

8.41 第二个与新项目的计量有关的关注事项，是把推出这些产品时所产生的影响考虑在内。前面的讨论涉及一旦可以得到连续两个报价，即把价格变化纳入指数。然而，如果在这两个时期当中第一个时期的价格与产品推出之前的那个时期的价格之间加以比较，将显示消费者的福利。上述后一个价格是假设价格。这是将使社会对所涉产品的需求等于零的价格。也就是说，这是一个保留价格，如果被列入需求函数，将使需求等于零。如果可以估计出需求规律，也就可以估计出保留价格。人们把虚拟的保留价格与产品推出时期的实际价格相比，以估计产品的推出所带来的更多福利。如果保留价格较高，那么，新产品的推出显然给消费者带来一些福利。如果忽视这些福利，并忽视从虚拟价格到产品推出时期的实际价格的变化，便会忽视价格走势当中的某些使生活水平有所提高的因素。当然，“新”产品如果（按照纳入指数的价格）是近似的替代物，则不给消费者增加任何福利。

8.42 应该指出，消费者可能生活在得不到某种新产品或新服务，例如有线电视、录像店或保健设施的地区。因此，随着新产品的逐步推广，它在进入市场时所带来的福利将随着时间的推移进入其他地区。随着新产

品普及每个人口群体，这种福利将一再出现。在实践中，在重设指数基期或轮换样本时，这些项目的权数将逐渐增加。

8.43 下文介绍的纳入替代项目和新产品的的方法既包括正常的消费者价格指数程序，也包括例外处理办法。关于前者，第 8.44 至 8.58 段讨论了指数的重设基期、项目的轮换、在轮换时为替换停止出售的产品而纳入新产品、以及消除新项目偏差的办法。关于后者，下文介绍了需要不同的整套数据的技术。第七章结合在模型当中周转迅速的产品讨论了链可比模型和特征指数。第 8.59 和 8.60 段以及附录 8.2 讨论了从保留价格和替代效应的角度考虑新产品偏差的分析框架。这些方法对数据和计量经济学专门知识的要求都严格得多。

样本的重置基期和轮换

8.44 在为指数重设基期，或在轮换整个样本或其中的有关部分时，可以很容易地纳入新的项目。新产品如果销售量很大或可能很大，而且不替换某个现有的产品，或占有的市场份额很可能大大高于或低于所替换的现有产品，则必须计算新的权数，以反映这样的情况。只有在重设基期时才能够全部更新权数，在样本轮换时无法这样做。因此，在把新项目纳入指数时将出现滞后。滞后的程度取决于新项目的推出与下次重设基期之间的间隔，更为一般地讲，取决于有关指数重设基期的频度。这种关于重设基期的讨论实际上关系到为指数采用新的权数。即使指数是每年重设基期而且是链接的，在进行每年一次的重设基期，从而能够确定权数之前，也会出现滞后。此外，甚至还会出现另外六个月的滞后，以待对加权调查结果进行抽样和整理。这种频繁的重设基期使得新产品的及早纳入成为可能，在加权跟不上产品革新的情况下是应该采用的办法。

8.45 在汇总的基本分类层次，Jevons 指数进行了等于支出份额的隐含加权，例如确定每个相对价格的权数。Dutot 指数给予每个价格变动的权数，是价格在进行比较的起始基期的价格总数当中所占比重（见第七章）。如果某个产品领域预计将出现活跃的革新活动，则样本的规模会在轮换时扩大，而不对产品组的权数进行任何变动。样本轮换只是增加所挑选的项目，以构成价格变化的算术或几何平均数。由于可供挑选一个可比项目的范围较广，或对某个不可比项目进行的质量调整较为容易，在推出新品种时，可以将其用于替代某些现有的品种。

8.46 某些统计机构对产品组内的项目进行轮换（重新抽样）。在这样的情况下，有机会在某个加权组中纳入新的项目。在采用这种办法时，处于资源方面的实际考虑，需要把不同产品组的轮换交错开。产品组如果变化迅速，

轮换的频度应该比较高。通过利用样本轮换来纳入新的产品，可以把产品组中的某些现有权数转移给新产品。然而，这种办法隐含地采用了重叠法来纳入质量不同的新产品。根据假设，新产品和过时产品在重叠时期的价格差异等于二者之间的质量差异。这种办法所依据的隐含假设已在上文讨论，对于其可能达到的准确程度需要加以考虑。由于把演变型项目定义为现有（而且可能很有吸引力的）项目所提供服务的延续，在某些情况下，特征框架也许比较适合于重叠法。第七章讨论了这些方法和其他方法，并讨论了各种方法之间的取舍。

8.47 很多国家重设基期的频度很低，也不进行样本轮换，尽管这两个方法都有种种好处。然而，不应把频繁的样本轮换视为万能。样本轮换是一项艰巨的任务，在对一系列变化迅速的产品组进行这些轮换时尤其如此。即使频繁的样本轮换，例如每四年轮换一次，也会错过很多新产品。但是，统计机构不必等到某个项目变得过时才纳入一个新的项目。一个非常可行的办法是，统计机构在一个旧项目过时之前预先采取行动，决定提前用一个新项目将其替代。在某些产品领域，新产品在出现之前会有大量宣传。在其他产品领域，统计机构可以制定下文所述一般性的替代程序。一个国家如果没有这样一项战略，而且样本轮换或重设基期的频度不高，就会暴露于严重的新产品偏差。

8.48 综上所述：

- 如果具备以下条件，可以把某个新产品作为某个现有产品的替换物：旧项目的权数适当地反映了新产品的销售量；可以对新产品的价格进行适当的质量调整，以把其与现有的、旧的价格序列联系起来。
- 如果新的产品不适于已有的加权结构，可以在重设基期时将其纳入指数，但某些国家重设基期的频度很低。
- 通过定期的样本轮换，可以正式地重新考虑纳入这些项目的问题，但由于这种轮换是以交错的方式进行，权数的重新分配只在产品组内进行，而不是在产品组之间进行。
- 可以不用等待样本轮换，而是通过进行定向样本替代，在新产品推出之前将其纳入指数。
- 突变型的项目不适于现有的加权结构，需要用其他办法处理。
- 第七章第 7.153 至 7.173 段介绍的短期或链基框可能更适合于项目周转率高的产品领域。

下文将讨论对演变型项目进行的定向替换，以及对演变型产品进行的定向样本扩大。

定向替换和定向样本扩大

8.49 如果产品领域内的演变型产品的替换和纳入速度很快，可以实行一项对这些产品进行定向替换

的政策。判断、经验、与商店经理和市场调查公司之间的讨论、以及数据诠释系统应能有助于确定演变型产品。挑选替换物的方向被定为演变型项目，以保证使指数保持其代表性。如果产品的新样式是为了替换某个现有的样式，则替代可能是自动的。一旦进行了替代，需要根据质量差异对价格进行调整，可以采用的方法包括：重叠法、虚拟法、以生产成本或备选成本为依据的显性估计或第七章讨论的特征值回归分析。

8.50 对定向替换进行的管理可以采取若干形式。这种管理的内容可以是向价格采集者发出指示，告知他们为某项产品界定的分类规格，例如“高端”、“大众”、“廉价”、“入门”和“其他”产品的规格（Lane, 2001年）。还可以就这些层次上的项目的预期比重发出指示，例如，“高端”产品的市场份额应该是20%。这些指示应该以实际数据或专家的判断为依据。对于分类规格应不断进行修订，例如每六个月修订一次。期初的“高端”产品可能随后成为“入门”产品，应该向价格采集者提供新的规格，说明所挑选的替换物应该是什么样子。还可指示价格采集者挑选具体的替换物。一个不同的办法是，可以让价格采集者负责挑选替换物，他们为此应该与商店经理进行讨论，或在获悉受欢迎的品牌所占市场份额的情况下采纳与规模成比例的概率。当然，还有其他不同的管理形式。在这样的市场中，希望得到的最后效果是，所选择的替换项目很有可能代表非常大的销售量，而且这种选择做出得较早，而不是较晚。关键在于不错过这种项目的出现，并帮助进行质量调整。

8.51 必须强调，在推出这些演变型产品的新版本时，可以收取很高的价格，以利用某些市场区隔当中为项目的“新颖性”支付高价的意愿。另一种情况是，为了把产品引入市场，可能收取很低的价格，以帮助使其为市场所接受。过了一段时间之后，随着有关项目逐渐失去新颖性，或为市场所接受，或由于竞争对手推出经过改良的产品，价格会发生变化。定向替换的重要意义在于保证使消费者价格指数反映在产品推出时出现的异常价格上升。此外，还必须保证使项目的覆盖面更有代表性。虽然定向替换的方法可以做到这两点，但有一处值得注意。如果采用重叠法，在纳入一个项目时的假设是，旧项目与新项目之间的价格差异等于它们之间的质量差异。例如，如果推出一种具有新的生物清洁功能的新型洗涤剂，典型的消费者可能愿意支付10元的价格购买这种洗涤剂，而不以8元的价格购买现有的标准洗涤剂。重叠法不直接估计生物清洁功能增加的效用或功用，但隐含地假设，这种效用或功用的价值为2元。然而，产品在推出时的

价格可能是8元，随后再增加到10元。两个价格在重叠时期彼此相同，没有判断得出的质量差异。事实上，经过质量调整的价格将会下降。虽然存在2元的质量差异，但统计机构无法推算出这一差异。因此，一般而言，如果有证据显示，项目是以异常的价格被引入市场，而且采用的是重叠法，则较好的办法是把项目的替换推迟到以后进行，以待市场尘埃落定。

8.52 突变型项目可能不适于采用替代办法。第一，可能无法在现有的分类系统内界定这些项目。第二，突变型项目之所以独特，一个主要的因素可能是它们的销售方式，为此需要扩大样本，以把这些新的销售渠道包括在内。第三，根据定义，突变型项目与已有的产品非常不同，因此，没有任何以前的项目可用来与之比较，以便对价格进行质量调整。最后，没有任何权数可以分配给新的商户或新的项目。

8.53 需要做的第一件事，是查明新的产品。上文建议，为了建立一个支持性的数据诠释系统，可以同市场研究公司、商店经理和制造业者接触。这些建议在此同样适用。一旦查明了新的产品，适当的做法是扩大样本，以便纳入突变型的产品。除了样本内已有的产品之外，还必须把新的突变性产品纳入样本。这可能包括扩大分类范围、商户样本以及新商户或现有商户内的项目清单。比较麻烦的是如何挑选纳入新产品的办法。

8.54 一旦可以得到两次报价，就应该有可能把新产品与某个现有产品或过时产品结合起来。当然，这样做会失掉新项目在其第一个时期内产生的影响。然而，如下所述，把这样的影响考虑在内不是一项轻松的工作。设想一个很可能在市场中为新产品所取代的产品的连接问题。例如，一个较新的厨房电器可能与现有厨房电器的价格指数保持一致，直至连接时期，在此后的时期内，新产品的价格将发生变化。这将为新产品形成一个分开的新的价格序列，如表8.1所示，这个序列将使样本扩大。项目C在时期2是新项目，没有基期权数。该项目的价格如果在时期1和时期2之间发生变化，这种变化根据假设将与产品A和B的总价格指数保持一致。从时期3开始，为项目C形成了一个新的连接的价格序列，这个序列在时期3是 $101.40 \times 0.985 = 99.88$ ，在时期四是 $101.40 \times 0.98 = 99.37$ 。时期2的经过修订的新权数显示，项目C的权数占有所有项目的20%。时期3的新指数是：

$$101.40 \times [0.8 \times (101.9/101.4) + 0.2 \times (99.88/101.4)] \\ = 0.8 \times 101.9 + 0.2 \times 99.88 = 101.50$$

时期4新指数是：

$$101.40 \times [0.8 \times (102.7/101.4) + 0.2 \times (99.37/101.4)] \\ = 0.8 \times 102.7 + 0.2 \times 99.37 = 102.05$$

表 8.1 扩大样本举例

产品	基期 权数	修订 权数	时期1	时期2	时期3	时期4
A	0.6	0.5	100.00	101.00	101.50	102.50
B	0.4	0.3	100.00	102.00	102.50	103.00
所有项目		0.8	100.00	101.40	101.90	102.70
C				100.00	98.50	98.00
结合后的 C		0.2	100.00	101.40	99.88	99.37
所有项目 (修订数)			100.00	101.40	101.50	102.05

8.55 如果 C 是替换 B 的演变型产品，便没有必要引入新的权数，也没有必要扩大样本。演变型的产品 C 在基期没有任何权数；因此，为了进行结合，需要同时修订权数。无论是挑选把新项目结合进去的价格序列，还是挑选进行权数修订的产品组，都需要某种程度的判断。应该挑选那些其市场份额可能由于新产品的推出而受到影响的项目。如果新产品在支出当中所占比重可能很大，以致对许多产品组的权数产生影响，则也许有理由对整个加权程序进行调整。这样的大地震当然是有可能发生的，特别是发生在通讯业，并在较不发达经济体降低贸易壁垒，或在取消管制的时候出现于较多的市场。如果产品消失，在某个经济体内停止销售，也会需要改变权数。在这样的情况下，需要调整这些产品的权数。正如第七章第 7.132 至 7.158 段指出的那样，如果这些新产品和过时产品的周转速度很快，非常适于采用链指数和特征指数。链基方法是上述程序的延伸，只要一个新产品连续存在两个时期，便可以用这个方法将其纳入指数。

8.56 对于那些可能占有很大市场份额，同时不取代现有产品的演变型产品，也可以采用样本扩大方法。例如，假设一个国家有一个本国酿酒厂，该厂同某个外国酿酒厂签订了一份特许协定，导致两个厂联合生产两个不同牌子的啤酒。再假设该酿酒厂生产的啤酒所占市场份额不变，但是有一个市场区隔现在只喝外国啤酒，不喝国产啤酒。可以指示价格采集者把国内啤酒样本中的某些项目强制替代为外国啤酒，但是使权数保持不变。这与使用一个不可比替换物进行的质量调整相似，第七章第 7.72 至 7.115 段对后者进行了讨论。由于有一个担心是，较小的国产啤酒样本现在可能没有足够的代表性，另一个可以采用的办法是扩大样本。扩大样本的过程可能与表 8.1 开列的过程相似，新的外国啤酒 C 占市场的 20%。如果外国啤酒的出现使烈酒失去了部分市场，也应该对这个产品组的权数进行修订。如第七章第 7.125

至 7.158 段指出的那样，如果这些新产品和过时产品的周转速度很快，非常适于采用链指数和特征指数。如果采用链基方法，只要一个新产品连续存在两个时期，便可将其纳入指数。

8.57 在某些情况下，需要对演变型和突变性商户进行定向替换。可以强制扩大商户样本，以便把仅在特定商户出售的新产品包括在内。在服务业这样做的可能性特别大，因为在这个行业，一些新服务仅在特定商户提供，例如仅在网上咖啡馆或网上零售商那里提供。定向替换商户的程序与所介绍的定向替换项目的程序相同。例如，上文例子中的 A、B、C 不再代表产品，C 现在是除了商户 A 和 B 之外的一个新商户。为了修订权数，需要估计其销售量的预期份额。

8.58 一个新商户对指数产生的影响取决于将其纳入指数的方式，并取决于市场的性质和市场对新商户作出的反应。第一，如果一个新商户提供某些创新，吸引一些消费者前来购物，功效或功用便会有所增加。由于对新商户的了解存在欠缺，或由于不同的市场区隔有着不同的偏好，旧商户可能不会关门。在把新商户纳入消费者价格指数方面没有任何自动的启动机制，在关闭一个旧商户方面也是如此。新商户的建立可能在统计机构看来很明显。新商户如果预计将有很大的销售量，便有可能扩大样本。可以采用上文所述对项目 C 采用的方式，把新商户包含到指数之中。这样的方法将不包括商户的独特性给消费者带来的更多福利 (Trajtenberg, 1989 年)，原因是只有在已经纳入新商户之后才进行价格比较。最初的福利效应产生于新商户建立之前的时期与建立该商户的时期之间的一段时间。第二，所有其他商户有可能降低它们的经过质量调整的价格，使其与新商户的价格不相上下。这样，消费者价格指数可以反映出这种价格的下降以及新商户的技术所带来的功效或功用。最后，新出现的商户所提供的可选择产品和服务可能比较多，这些产品得到消费者的欢迎，从而通过增加功用而提高了生活水准。当前的消费者价格指数方法中没有任何内容可以用于对这些增加的福利进行估价 (Shapiro 和 Wilcox, 1997 年 a)。

保留价格

8.59 Shapiro 和 Wilcox (1997 年, 第 144 页) 对以下项目表示关切:

……提供的服务与以前提供的任何服务都截然不同的稀有新项目。例如，即使是最原始的个人电脑，也可以让消费者执行以前可能费用极其高昂的任务。只有通过估计每一个新项目的推出给消费者带来的更多福利，才能够解决这个问题。Hausman (1994 年) [作为 Hausman (1997 年) 再版] 论证说，

这必须包括编制显性模型来分析对每个新项目的需求。在消费者价格指数中广泛采用显性需求模型的做法是否实际可行很成疑问，但是，战略性地在少数几个选定的例子中应用这个方法可能是值得的。

8.60 人们意识到，进行这种估计的技术手段超出了统计机构的实际能力。更为令人不安的是，把这些效应考虑在内的论点从突变型新项目扩大到演变型项目，例如新的早餐麦片。附录 8.2 提供了一些关于普遍化的 Laspeyres 方法的细节，该方法考虑到了新模型和旧模型之间的替代。然而，考虑到所涉估计方法的复杂性，本手册设想采用一种现实的方法，该方法在开始的时候把这样的效应排除在外。

总结

8.61 有必要考虑用指数方法挑选的项目和新产品的样本空间，这种必要性产生于对现代市场所具动态性质的切实关注。新产品和质量变化远远不是新的现象。正如 Triplett (1999 年) 所提出的那样，人们并没有证明，现在开发和推出新产品的速度远高于过去。然而，人们无疑承认，新产品和新品种的数目大大超过从前。电脑技术提供了具有成本效益的办法，来收集和分析数量庞大的数据。第六章讨论了使用手持电脑收集数据的方法，以及条形码扫描数据的普遍程度。为了妥善地处理这些数据，需要考虑的问题超出了通常在强调可比样本的静态交叉全域方面所考虑的范围。本章的附录 8.1 概述了这些样本问题。

8.62 应该铭记下列要点：

- 如果质量和现有产品的范围没有很大变化，可比模型法有很多优势。可比模型法把来自类似商户的类似产品加以比较。

- 需要建立统计数据诠释系统，以帮助确定，在哪些产品领域可比所引起的问题很少，并把注意力集中于那些问题较多的领域。这些系统显示如何收集和提供将有助于质量调整的信息。数据诠释系统还给所采用的方法带来了透明度，并有助于再培训。
- 如果项目周转迅速，致使迅速出现严重的样本消耗，则不能依靠替换项目来补充样本。此时需要采用其他机制，从每个时期的双重项目全域抽样或利用这些全域。这些机制包括第七章第 7.125 至 7.158 段所讨论的链可比和特征指数。
- 可以把一些新产品作为演变型产品，采用不可比替换物将其纳入指数，同时进行质量调整。替换的时机对于质量调整的功绩和指数的代表性都很重要。
- 就替换物的挑选问题向价格采集者们发出的指示很重要，因为这些指示也对指数的代表性产生影响。另一方面，用新引入的项目替换过时项目，将导致质量调整方面的困难，而如果用相似的项目替换它们，又会引起有关代表性的问题。
- 样本轮换是极端形式的替换，是更新样本并增加其代表性的机制之一。然而，这种方法的不利之处是，如果用于质量调整的重叠法所依据的隐含假设不成立，有可能出现偏差。
- 对于突变型产品，可能需要扩大样本，以便为新的价格序列和新的加权程序创造空间。把新产品分为演变型产品和突变型产品的做法对把这些产品纳入指数的策略、定向替换（替代）和样本扩大都产生影响。
- 上述方法都无法反映新项目在开始的时候给消费者带来的更多福利，也无法反映项目在消失的时候造成的福利损失。用计量经济方法得出的保留价格估计数提供了一个方法，这个方法在理论上是适当的，但是在实践中引起问题。

附录 8.1 产品或商户的出现或消失

1. 前面几章的一般假设是，可以界定一组固定不变的产品的目标数量，就此进行估计。在本附录，我们将讨论由于产品和商户实际上不断变化所引起的复杂问题。很多行业的变化速度很快。因此，为了估计价格变化所进行的抽样是一个动态问题，而不是静态问题。出于种种原因，我们必须在新产品的价格和新商户中的价格与旧的价格之间进行比较。无论一个价格指数采用什么样的方法和程序来处理这样的动态变化，其影响总是使其成为一个针对这一动态全域的显性或隐性估计方法。

价格指数内所发生变化的表示方法

2. 从挑选样本的角度来看，有三个方法可用于处理一个基本分类全域由于品种和商户不断出现和消失所发生的动态变化（Dalén, 1998 年 a）：

- 在某个时间对整个基本全域重新抽样；
- 一对一地用一个品种或商户替换另一个品种或商户；
- 和增删某个指数环节内的单个观测点（商店内的项目）。

样本轮换

3. 重新抽样指的是重新考虑整个旧样本，以使其能够代表其后某个时期内的全域。这并不一定意味着更换所有项目，甚至不一定更换大多数项目，而只是意味着重新考虑整个样本的代表性，并进行适当的更换。可以采用初次抽样时的任何方法来进行重新抽样。如果进行概率抽样，随后时期的全域内的每个项目在被纳入样本方面都必须具有非零概率，该概率等于所涉项目的市场份额。

4. 重新抽样（或样本轮换）在传统上是与第七章第 7.45 至 7.52 段介绍的重叠法结合在一起。这与链指数中把两个环节结合起来的程序相似。使用新样本的第一个时期也是使用旧样本的最后一个时期。因此，关于价格变化的估计总是以一个样本为基础，在重叠期以前是以旧样本为基础，从重叠期开始是以新样本为基础（见下文）。重新抽样是唯一具备充分能力来保持样本代表性的方法。如果资源条件允许，应该经常进行重新抽样。当然，适当的频度取决于具体产品组内的变化速度。频度的依据还包括这一假设：旧项目与新项目之间的价格差别是质量差别的适当估计值。重新抽样的极端形式相当于在每个时期都建立一个新样本，并在样本之间比较平均价格，而不是用通常的程序计算可比样本的平均价格变化。在每个时期重新抽样的办法虽然从代表性的角度

来看合乎逻辑，但由于其隐含的质量调整程序而使得质量调整问题更为恶化，因此，它并不是我们建议采纳的办法。

替换物

5. 替换物的定义是：某个或是完全从市场上消失，或是在整个市场或某个具体商户失去市场份额的样本产品的单个继承产品。挑选替换物的标准可能差别很大。首先的问题是何时进行替换。通常的做法是在一个项目完全消失或是其市场份额大幅度丧失的情况下进行替换。另一个能够采用，但是不那么常用的规则是，如果在同一产品组，或在同一具有代表性的项目定义内，另一个品种的销售量变得比较大，则即使旧的品种的销售量仍然很大，仍进行替换。

6. 第二个问题是如何挑选替换项目。如果原来的挑选规则是“销量最大”或被选中的概率与（销售）数量成正比，则替换标准应遵循同样的规则。另一个办法是，替换物可以是一个与旧项目“最相似”的项目。上述第一个规则的优点是导致较高的代表性。“最相似”规则的优点则是可能减轻质量调整问题，至少在表面上如此。

7. 必须意识到，在当前的条件下，替换物无法充分代表不断进入市场的新项目。这是因为，触发替换的不是某个新项目的出现，而是某个旧项目的消失或是其重要性的降低。例如，如果某个产品组内的品种正在增加，抽样只能直接通过新品种集合，如通过样本轮换，来体现这一增加。

增加与删除

8. 可以在某个指数环节内的一个基本分类全域中增加一个新的观测点。例如，如果推出了某个耐用用品的一个新品牌或新型号，同时没有替换任何具体的旧型号，最好的办法是在这个新品牌或新型号进入市场的时候将其纳入样本。为了在指数系统中容纳这个新的观测物，需要虚拟其参考价格。一个实际可行的虚拟办法是采用以下两个价格之间的比率：新项目在其向市场推出的月份的价格，以及基本分类全域内所有其他项目从参考时期到新项目推出月份之间的平均价格。通过这个办法，将中和新项目在其推出月份之前的几个月内对指数产生的影响。

9. 同样，可以只是把一个消失的项目从样本中删除，不进行替换。然后可以根据剩余的项目计算价格的变化。如果不采取任何进一步行动，这将意味着，对被删除项目的价格变化的计量一直持续到删除前的一个月，然后从删除该项目的月份开始被忽略不计。这个做法是否得当取决于具体产品组中的具体情况。

在动态全域内制定一个操作目标

10. 如果要通过一个严格的方式来进行统计策略，就必须制定一项指数估计方式，其中既包括操作性的计量目标，也包括为估计这个目标所必需的抽样策略（设计和估测量）。这项策略应包括以下组成部分：

- 我们希望估计它们之间价格变化的两个时期当中每个时期内的交易或观测点（通常是一个商店内的某个产品品种）全域的定义；
- 为这些单位界定的所有变量的清单。这些变量不仅应该包括价格和数量（在每个价位销售的单位数量），还应包括所涉产品（可能还包括商户）的所有帮助决定价格的有关特点。这个清单构成了价格基础；
- 把界定的全域内为观测点界定的变量的价值合并为单一价值的目标算法（指数公式）；
- 从界定的全域内对项目 and 商户进行初次抽样的程序；
- 在有关时间跨度内进行替换、样本轮换、增加或删除观测点的程序；
- 对样本采用的估计算法（指数公式），其目的是尽量减少在把样本估计值与目标算法比较时出现的预期误差。在原则上，在估计时需要考虑到在替换和样本轮换情况下采用的所有程序，包括质量调整程序。

11. 上述严格方式由于很复杂，在实际的指数编制工作中通常不被采用，但上文第 8.23 至 8.31 段讨论了相关的信息（统计数据诠释）系统。下面对这些可能的策略发表了一些评论。

一个分为两个层次的汇总系统

12. 如果要讨论根据从一个动态全域抽取的样本估计出一个价格指数的目的，出发点之一，是把价格指数范围内所考虑的项目和商户全域界定为一个分为两个层次的结构。这两个层次是：

- 汇总层次：在这个层次上，某个指数环节中的项目组有一个固定的结构，即， $h=1, \dots, H$ （也可能是一个按地区和商户类型划分的固定的项目组交叉结构）。在更新项目全域时，将把新的产品和服务界定为汇总层次上的新项目组，仅放在新的指数环节中被纳入指数。
- 基本层次：这个层次上的目的是在新旧项目之间进行比较，以便反映指数中一个不断变化的全域内的种种特性。必须界定从时期 s 到时期 t 的微观比较，以体现新产品或新商户在市场中的出现，并体现旧产品或旧商户从市场中的消失。

13. 对于此处介绍的三个基本层次上的不同方法，共同的出发点是一个汇总层次上的从时期 s 到时期 t 的篮子指数：

$$I_{st} = \frac{\sum_h Q_h P_h^t}{\sum_h Q_h P_h^s} = \sum_n W_h^s I_h^{st},$$

其中 $W_h^s = \frac{Q_h P_h^s}{\sum_h Q_h P_h^s}$ 和 $I_h^{st} = \frac{P_h^t}{P_h^s}$ (A8.1)

Q_h 表示数量，即任何时期的项目组数量， $h=1 \dots H$ ，或表示若干时期的数量的函数，例如，表示基期 s 与当期 t 之间的对称平均数。这样一个篮子指数的特殊例子包括 Laspeyres ($Q_h = Q_h^s$)、Paasche ($Q_h = Q_h^t$)、Edgeworth ($Q_h = Q_h^s + Q_h^t$) 和 Walsh ($Q_h = [Q_h^s Q_h^t]^{1/2}$) 价格指数，第十五章至第十七章介绍了这些指数。现在， I_h^{st} 的定义也包括基本层次估计策略的其他形式。作为另一个共同出发点，在时期 u ($=s$ 或 t) 属于 h 的项目或商户集合被定义为 Ω_h^u 。在此纳入了观测点概念，观测点通常是某个商户内严格确定的项目。每一个观测点 $j \in \Omega_h^u$ 都有一个价格 p_j^u 和一个销售量 q_j^u 。因此，在界定操作目标方面有三个可能性。

交叉全域

14. 基本指数是在交叉全域上界定的，也就是说，界定范围仅包括同时存在于 s 和 t 的观测点。还可以把这个指数称为相同单位指数。这个指数相当于从存在于 s 的观测点开始，然后摒弃（删除）缺失或消失的观测点。这样一个指数的例子是：

$$I_h^{st} = \frac{\sum_{j \in \Omega_h^s \cap \Omega_h^t} q_j P_j^t}{\sum_{j \in \Omega_h^s \cap \Omega_h^t} q_j P_j^s} \quad (A8.2)$$

在 s 与 t 、 s 与 $t+1$ 、 s 与 $t+2$ 等等之间进行每次长期比较时，可比的项目不断减少，因此，交叉全域也随着时间的推移连续缩小，直至不含有任何项目。交叉全域的一个好处是，根据定义，该全域不使用任何替换物，因此一般无须进行质量调整。如果把相同单位指数与一个短指数环节结合起来，然后在以后某个时期的全域中再次抽样，那么，只要重叠法中隐含的假设成立，即，当时的价格差异反映了质量差异，从交叉全域抽取样本就是一个完全合理的方法。

双全域

15. 与交叉全域截然相反的方法，是把 p_h^s 和 p_h^t 视为在两个时期的两个分开界定的全域上定义的平均价格。因此，可以把一个双全域视为操作性的衡量目标：一个是时期 s 的全域，另一个是时期 t 的全域。这看来是一个自然而然的界定目标的办法，因为这两个时期应

该具有同等地位，每个时期内的所有产品都应该被考虑在内。这个方法的困难之处在于这两个全域一般在质量上没有可比性。需要在指数中就平均质量变化进行某种调整。对于这个方法中的平均价格，自然而然的定义是以单位价值为基础。这将导致对质量调整单位价值指数的以下定义：

$$I_h^{st} = \frac{\bar{P}_h^t}{\bar{P}_h^s g_h^{st}},$$

$$\text{其中: } \bar{P}_h^t = \frac{\sum_{j \in \Omega_h^t} q_j^t p_j^t}{\sum_{j \in \Omega_h^t} q_j^t} \text{ 和 } \bar{P}_h^s = \frac{\sum_{j \in \Omega_h^s} q_j^s p_j^s}{\sum_{j \in \Omega_h^s} q_j^s} \quad (\text{A8.3})$$

在上面的公式中， g_h^{st} 是 h 的平均质量变化（也可以解释为一个质量指数），无疑需要进一步定义。例如，可以把 g_h^{st} 视为一个使各种特点保持不变的特征调整程序。第七章第 7.142 至 7.149 段讨论了公式 (A8.3)，将其作为 Laspeyres、Paasche、Fisher 和 Törnqvist 指数的一部分，在采取的形式中包括了显性特征质量调整 g_h^{st} 。在处理品种周转速度非常快，但平均质量变化速度缓慢，或可以对质量变化做出可靠的估计的产品时，这个操作目标具有吸引力。通常采用的代表性项目法实际上与双全域目标不相配。该目标隐含的重点是事先挑选的同时被用于时期 s 和时期 t 的抽样单位。

替换全域

16. 无论是从交叉全域抽样，还是从双全域抽样，与编制价格指数的通常做法都没有近似之处。在实践中最常采用的抽样方法是结合运用代表性项目法和一对一替换法，其操作目标与上述其他方法不同，因此需要合理化。下文讨论了对从替换全域抽样的方法进行合理化的问题。

17. 对于每一个 $j \in \Omega_h^s$ 和 $j \notin \Omega_h^t$ ，我们都界定替换项目 $a_j \in \Omega_h^t$ ，其价格替换公式中的 j 的价格。除了进行替换之外，这个方法还考虑到从 $j \in \Omega_h^s$ 到 $j \in \Omega_h^t$ ， $a_j = j$ 的质量

变化。由此导致一个质量调整系数 g_j ，对此提出的解释是，为了使消费者对价格分别为 p_j^s 和 $p_{a_j}^t$ 的项目 j 和 a_j 不加区分， p_j^s 必须乘以 $p_{a_j}^t$ 。

$$I_h^{st} = \frac{\sum_{j \in \Omega_h^t} q_j p_{a_j}^t}{\sum_{j \in \Omega_h^s} q_j p_j^s g_j} \quad (\text{A8.4})$$

18. 为了朝实际运用上述公式迈出这一步，首先需要界定 g_j ，为此可以使用第七章第 7.132 至 7.152 段中介绍的特征值回归方法。其次，还需要界定 a_j 。一个顺理成章的程序是使用一个从 j 到 a_j 的相异函数。为这个函数引入了符号 $d(j, a_j)$ 。此时，为了挑选最近似的项目进行替换，通常采用的程序相当于把相异函数最小化。尽管如此，还需要做出一些更多的限定。应规定在什么时候进行替换。在实践中，替换应该在当初挑选的品种不再具有代表性的时候进行。可以用数学方法将此定义为：观测点 j 应在 $q_j^t < c q_j^s$ 的第一个时期内被替换，其中 c 是在挑选出来的一个 0 和 1 之间的适当常数（对于季节性项目，需要对此规则进行修改）。这样，在挑选替换点时将遵循这样的规则： a_j 的选择应该使 $d(j, a_j)$ 中的 j 被最小化。关于替换点的挑选或将被最小化的函数的其他规则当然是可以选择的。

19. 需要明确规定相异函数的形式，而这可能取决于项目组 h 。在一般情况下，这个函数必须是某种根据有关产品和商户的全部特点所定义的衡量标准。例如，优先强调的可以是与“同一商户”的相异性，也可以是“同一产品”的相异性，这两个概念都可以很容易地转变为上述衡量标准。比较困难的是在指数定义中尽量多地纳入 Ω_h^t 中的新观测点，以便使样本具有代表性。在以上介绍的各种定义中，同一个新观测点可以被用来替换很多旧观测点，而还可能有很多其他新的观测点在需要某个替换物之前不被纳入样本。替换全域的这一缺陷是替换法的内在特性。替换法的设计目的仅仅是维护旧样本的代表性，而不是维护新样本的代表性。

附录 8.2 新产品与替代

1. 为了估计由于纳入新产品所产生的影响，另一个方法是把新产品视为替代方面的特例。消费者在每个时期都面对一套价格，决定买什么消费。所出售的不同项目的相对销售量会随着时间的推移而变化。消费者可以决定减少对某个现有项目的消费，同时增加对另一个现有项目的消费，或用停止消费某个现有的项目，代之以对另一个现有项目或某个新项目的消费。这样的变化通常是相对价格的变化触发的。在很多情况下，消费者的“决定”取决于生产者或零售业者的决定，即不再生产或出售一些项目，以便给新项目让位。项目之间的这种替代既适用于崭新的产品，也在同样程度上适用于现有产品的新型号。在经济学理论中，用 σ 表示的替代弹性衡量的是由于两个项目，例如项目 i 和项目 j ，之间相对价格的每个单位的变化导致二者之间的相对数量发生的变化。 σ 的值如果是零，意味着价格的变化不导致两个项目的消费之间发生任何替代。如果 $\sigma > 1$ ，则意味着项目之间的替代所导致的支出变化呈正值，即，替代是值得的。

2. 在此处可以直观地看出，如果知道 σ ，并知道用支出份额衡量的替代程度，则可以得出导致发生替代且成为替代依据的价格变化的估计值。这既适用于现有项目之间的替代，也同样适用于现有项目、废止项目和新项目之间的替代。Shapiro 和 Wilcox (1997 年 b) (还见 Lloyd, 1975 年和 Moulton, 1996 年 a) 提出了把这套办法实际用于消费价格指数的框架，从而使通常的 Laspeyres 公式普遍化，以把替代 (的需求) 弹性包括在内：

$$\left[\sum_{n=0, t} w_0 \left(\frac{P_{it}}{P_{i0}} \right)^{1-\sigma} \right]^{-1/(1-\sigma)} \quad (\text{A8.5})$$

其中 w_0 是基期内的支出份额，总和则是根据同时存在于两个时期内的可比项目计算。使用 σ 的修正项在 Laspeyres 公式中纳入了一个替代效应。如果 $\sigma = 0$ ，则该公式是一个传统的 Laspeyres 公式。随着 $\sigma \rightarrow 1$ ，这个公式趋向于一个基期加权几何平均公式数。为了把这个公式普遍化，使其包括总和中的所有项目，就必须适用这一限制：对于任何一对项目，替代弹性必须是相同的。替代弹性还必须保持不变。人们把这种形式称为不变替代弹性函数关系。

3. Feenstra (1994 年)、Feenstra 和 Shiells (1997 年) 和 Balk (2000 年 b) 把替代推广到废止项目和新项目。公式 (A8.5) 的优点是，对于一个已知的 σ 的估计值，可以对一个包括替代效应估计值在内的生活费用指数进行实时衡量。由此得出的直接后果，是纳入新项目 and 废止项目产生的影响。其他用于纳入替代效应的框架 (将

在第十七章讨论) 需要基期和当期的支出数据。

4. 为了扩大这个框架的范围，把新项目包括在内，必须了解支出如何在新项目、现有项目和废止项目之间转移。让我们用 λ^t 表示可比的现有项目在时期 t 的总支出中所占份额。总支出包括现有项目和新项目，因此， $1-\lambda^t$ 是新项目在时期 t 所占份额。同样， $1-\lambda^0$ 是旧项目和废止项目在时期 0 的支出中所占份额。把现有项目、旧项目和新项目之间的替代包括在内的普遍化的 Laspeyres 指数被定为：

$$\left[\frac{\lambda^t}{\lambda^0} \right]^{-1/(\sigma-1)} \left[\sum_{n=0, t} w_0 \left(\frac{P_{it}}{P_{i0}} \right)^{1-\sigma} \right]^{1/(1-\sigma)} \quad (\text{A8.6})$$

这个指数与通常的 Laspeyres 指数一样，仅需要相对价格、基期权数、支出份额比率和替代弹性的估计值。可以采用若干不同的形式得出这个指数，这些形式包括普遍化、Paasche、Fisher 或 Sato-Vartia 指数。

5. 上述公式有直观的一面，但 Balk (2000 年 b) 提出了它在形式上与经济学理论所定义的消费价格指数的相似之处。De Haan (2001 年) 表明，如果存在新产品和消失的产品，可以通过何种方法通过分解 Fisher 指数来推导出一个相当于该指数的其他指数。推导过程显示，采用的框架如何要求 $\sigma > 1$ ，这个因素促使 Balk (2000 年 b) 提出，应该将其用于较低层次的指数汇总，因为在这些层次上较易于出现 $\sigma > 1$ 的情况。剩下的问题包括：估计 σ 的值，是否能够得到关于当前支出份额的数据，以及关于 σ 保持不变的假设是否成立。此外，还有一些概念上的问题。人们认为，效用之所以增加，是因为上述总和中列入的项目更加为人们所希求。这些项目如果得到改进，效用就会增加。然而，在上述总和或需求公式的体系之外，还有其他一些产品。这些产品的恶化

将使纳入指数的项目更加为人们所希求，并降低效用。例如，如果一个消费者由于公共交通的恶化而改用私人交通工具，不用将此衡量为私人交通工具的改善而导致的福利增加，即使公式 (A8.6) 中的支出流动是朝该方向变化 (Nevo, 2001 年)。

6. 为了直接估计 σ ，需要大量的计量经济学专门知识。因此，这项估计不在标准的指数编制工作范围内 (见 Hausman, 1997 年)。Balk (2000 年 b) 显示，也许可以通过一个算法程序来达到目的。De Haan (2001 年) 使用扫描数据来把这个方法应用于一个普遍化的 Fisher 指数。他使用荷兰消费者价格指数数据，把 Balk 的程序应用于 9 个产品组，发现一些大于 1 的 σ 值。他建议使用链指数，以尽量可比现有项目，这是第七章第 7.153 至 7.158 段所讨论的一条原则。De Haan (2001 年) 在普遍化的和普通的 Fisher 指数之间发现了至少涉及六种产品的重大出入，从而提出，有必要纳入新产品的影

响（还见 Opperdoes, 2001 年）。他还显示了这个程序对所选择的 σ 值的敏感程度：如果新项目在当前支出中所占比例为 4.8%，而且 $\sigma = 1.2$ ，则一个包括新项目的 Paasche 类型的指数要比仅包括现有项目的 Paasche 价格变化指数低 93%。如果 $\sigma = 5.0$ ，支出份额不变，两个

指数之间的差异将缩小到 34.1%。如果增加 σ 的值，例如 $\sigma > 100$ ，两个指数相对而言将很接近。在这样的情况下，产品几乎完全相同，相互之间近乎完美替代；改用新产品时产生的影响极小，新产品和现有产品的价格也很接近。

第九章 实践中消费者价格指数的计算

导言

9.1 本章将对实践中消费者价格指数（CPIs）的计算方法进行大概的介绍。不同国家所采用的方法不尽相同，但这些方法却有许多共同之处。显然，无论是消费者价格指数的编制人员还是消费者价格指数的用户，都希望了解大多数统计机构实际上是如何计算其消费者价格指数的。

9.2 最近几年，人们对价格指数的性质和表现有了更深的认识。如今人们已经认识到，从概念和理论的角度来看，某些传统的方法不一定是最好的方法。有很多国家已经对一些可能的偏差表示关切，因为这些偏差会对消费者价格指数产生影响。本手册需要考虑到这些问题和关切。当然，用以编制消费者价格指数的各种方法不可避免地会受到可用资源的限制，不仅搜集和处理价格的情况如此，而且收集用以加权的支出数据也是如此。在有些国家中，由于资源匮乏的缘故，各种方法的使用可能会受到严重的限制。

9.3 消费者价格指数的计算通常分两个阶段进行。首先，为基本支出分类，或干脆为基本分类估算价格指数。然后，求出这些初级价格指数的平均数，最后以支出分类的相对值作为权数来求出较高层级的指数。本章将首先解释基本分类是如何确定的，以及在对分类做出定义时需要考虑什么样的经济和统计标准。然后介绍计算初级指数最常用的指数公式，同时通过数例对指数公式的性质和表现予以说明。本章还对各指数公式的优缺点进行分析，同时介绍一些可替代使用的其他公式。此外，还对正在消失的项目和新项目所产生的问题进行了解释，并介绍了各种对缺失的价格值进行虚拟的方法。

9.4 本章的第二部分将介绍较高级别指数的计算，并重点介绍当前编制月度价格指数的方法，根据这种方法，需要求出初级价格指数的平均数或汇总以便获得较高级别指数。该部分讨论了权数的价格更新、链接以及修订权数问题，并举例说明。另外，还论述了关于将新的初级价格指数和新的较高级别指数引入消费者价格指数的问题。还解释了如何能够将总体指数变化分解为不同的组成部分。最后，对使用其他一些更复杂的指数公式的可能性进行了分析。

9.5 本章的最后部分对数据编辑程序进行了介绍，因为数据编辑程序是编制消费者价格指数的不可分割的一部分。必须确保输入公式的数据是正确的。如果输入的数据不准确，或者输入数据的方式不恰当，那么将有可能引起误差。如果将某些正确的数据误以为错误的数而将其排除，那么也有可能引起误差。该部分对尽量减少这两类误差的数据编辑程序进行了检查。

基本分类价格指数的计算

9.6 消费者价格指数的计算通常分两个步骤进行。首先，计算基本分类的初级价格指数。第二步是通过计算初级价格指数的平均数来计算较高层级的指数。基本分类及其价格指数是消费者价格指数的基石。

基本分类的构成

9.7 基本分类是各类相对同质的货物与服务。它们可能包括整个国家或国家各地区的集合。同样，基本分类可以根据不同类型的商户进行区分。基本分类的性质取决于具体的情况以及信息的可获性。因此，不同国家对基本分类的定义可能不同。但应该注意以下几个要点：

- 基本分类包括的各类货物或服务应该尽可能类似，最好具有较高程度的同质性。
- 基本分类还应该包括那些预计可能具有类似价格变动的项目。应该尽量减少分类中价格变动的离散程度。
- 在根据为收集数据设计的抽样制度进行抽样时，基本分类应该可以作为合适的抽样层。

9.8 每个基本分类——不管是有关整个国家还是有关个别地区或一组商户——通常都包括众多数量的货物或服务或项目。实际上，只有少数的货物或服务或项目可被选择用于定价。在选择项目时，需要考虑以下因素：

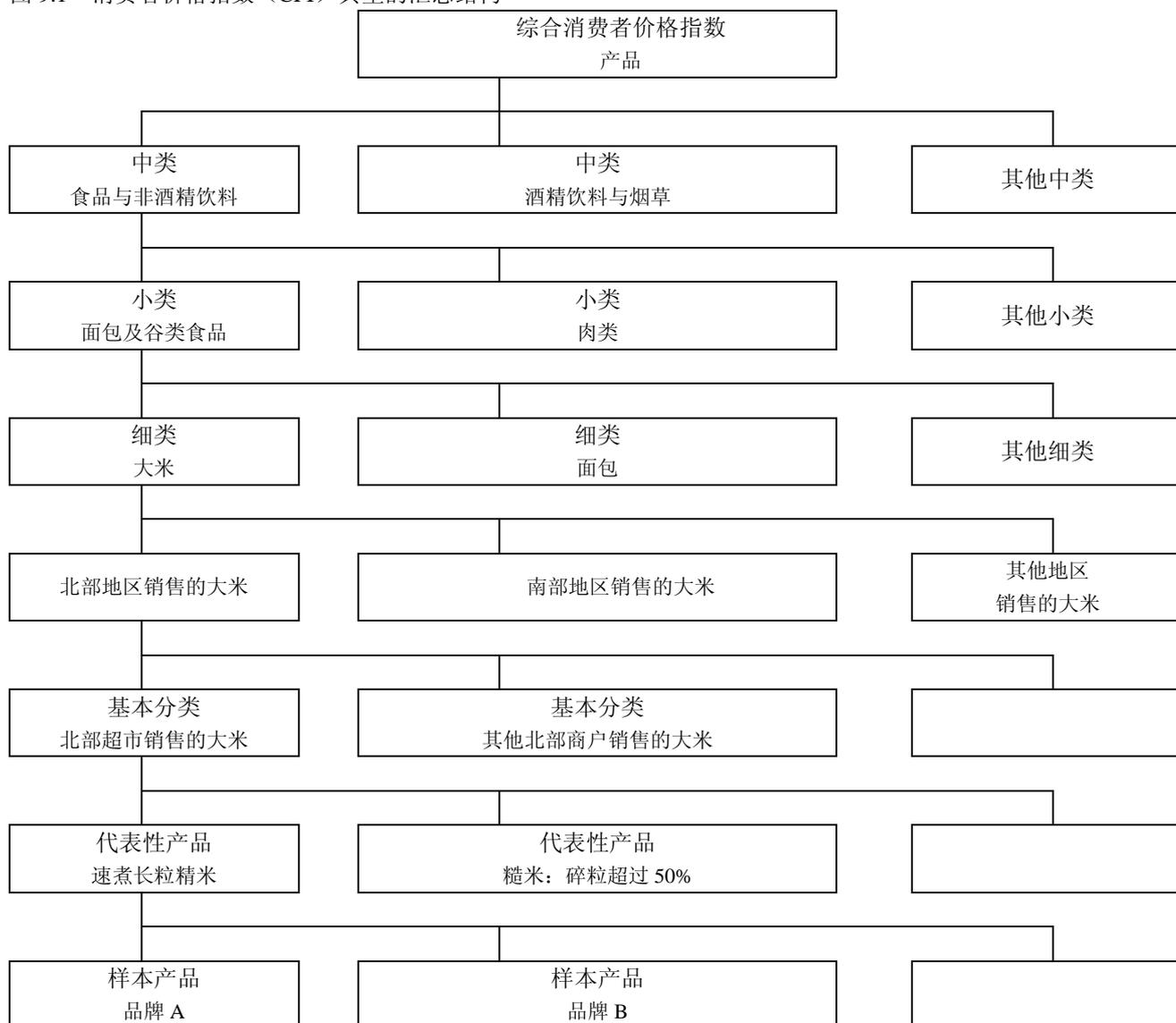
- 入选项目的价格变动应该能够代表基本分类内所有产品的价格变动情况。
- 每个基本分类内用于收集价格数据的项目数量应该足以估算出统计上可靠的价格指数。不同基本分类所要求的最低项目数量各不相同，取决于产品的性质及其价格表现。

- 目标是尽力对同一项目的价格进行跟踪，跟踪的时间应尽可能的长，或者只要该项目具有代表性，就进行跟踪。因此，入选项目应该是可以在市场上停留一段时间的项目，以便将同类项目与同类项目进行比较。

9.9 汇总结构。消费者价格指数的汇总结构在图9.1中做了说明。采用消费支出分类，如《按目的划分的个人消费分类》(COICOP)，可以将综合消费者价格指数所涵盖的整个消费货物与服务分类分为不同的中类，如“食品与非酒精饮料”，而每个中类又进一步细分为不同的小类，如“食品”。为消费者价格指数之目的，每个小类又可以进一步细分为更具同质性的细类，如“大米”。细类相当于《国际比较方案》(ICP)中采用的基本标题，

该方案对不同国家之间的购买力平价进行了计算。最后，如图 9.1 所示，还可以根据地区或商户类型对细类再做进一步的细分，以获得基本分类。有时，无法或者无需对某个特定的细类再做进一步的细分，在这种情况下该细类就成为基本分类。在每个基本分类内，将选择一个或多个项目来代表该基本分类内的所有项目。例如，当由北部地区超市所售大米组成的基本分类包括所有类型的大米时，从中选出速煮糯米以及碎粒为 50% 以上的糙米作为代表项目。当然，实际上可以选取更多的代表性项目。最后，对于每个代表性项目，可以选择若干个具体产品，如特定品牌的速煮大米，然后收集这些产品的价格信息。同样，被抽样产品的数量可能有所不同，这主要取决于代表性产品的性质。

图 9.1 消费者价格指数 (CPI) 典型的汇总结构



9.10 下面将讨论根据个别价格观察值计算初级指数所采用的方法。从初级价格指数开始往上进行计算，在基本分类水平以上的所有指数都属于较高级别的指数，这些指数可以采用基本支出分类作为权数，根据初级价格指数来进行计算。汇总结构是一致的，这样基本分类以上每个层级的权数总是等于其组成部分的和。每个较高级别分类的价格指数可以根据其组成部分的权数和价格指数，即较低层级的指数或初级指数来进行计算。单个初级价格指数未必足够可靠到能够单独对外公布，但它们仍是所有较高级别指数的基石。

9.11 基本分类内的权数。在大多数情况下，无需采用显性支出权数来计算基本分类的价格指数。但只要有可能，就应该采用反映被抽样项目的相对重要性的权数，即使这些权数只是近似值。通常，基本分类就是可以获得可靠加权信息的最低层级。在这种情况下，应该将初级指数计算为其所含价格的未加权平均数。但即使在这种情况下，也应该注意这样一个问题：当项目被选取的概率与诸如销量等某些相关变量的规模成比例时，那么抽样选取程序就隐含了权重。

9.12 对于某些基本分类来说，有关特定项目、市场份额和地区权数的信息可作为基本分类内的显性权数。可以单独对基本分类内的权数进行更新，这种更新可能会比更新基本分类本身（作为较高级别指数的权数）更频繁一些。

9.13 例如，假设某种产品，如汽车燃油的供应商数量是有限的，那么通过商业调查统计可以了解供应商的市场份额，并可以将该市场份额作为权数来计算汽车燃油的基本分类价格指数。另外，如果已知每个地区的人口，那么可以从众多的地方供水单位那里收集水价数据。然后以每个地区人口的相对规模来代表相对消费支出，以便对每个地区的价格进行加权，从而求出水的基本分类价格指数。

9.14 在价目表的价格方面会发生一些特殊的情况。价目表是在不同条件下购买某种货物或服务的价格清单。以电为例：白天收取的是一个价格，晚间收取的是另一个较低的价格。同样，电话局收取的周末话费可能低于该周其他时间收取的话费。另一个例子就是公共汽车票。对普通乘客收取的是一个价格，而对老人和儿童收取的则是另一个较低的价格。在这种情况下，需要为不同的价目表或价格分配权数，以便计算基本分类的价格指数。

9.15 在很多国家，越来越多地使用电子收银机，采购时能对价格和数量进行扫描，这意味着统计机构可以更方便地获取宝贵的最新信息来源。这将会使消

费者价格指数数据的收集和处理方式发生重大变化。第七、第八和第二十一章论述了对扫描数据的处理问题。

初级价格指数的构成

9.16 初级价格指数是基本分类的价格指数。可以采用各种方法和公式来计算初级价格指数。表 9.1 通过数例介绍了一些最常用的方法。在例子中，假设为基本分类内的四个项目收集了价格数据。每个项目的质量在一段时间内保持不变，这样在同类与同类之间进行逐月变化的比较。假设最初为所有四个项目收集了它们在每个相关月份的价格数据，因此有一个完整的价格集合。没有正在消失的项目，没有缺失的价格，也没有替代项目。这是一个强假设，因为实际上，遇到的很多问题都是由于个别项目的价格序列因这样或那样的原因中断了连续性而造成的。稍后将讨论如何处理消失项目和替代项目的问题。还假设没有显性权数。

9.17 在计算初级价格指数时，统计机构一直使用或仍在广泛使用的三个公式请看表 9.1。但应该注意的是，这些并不是唯一可用的公式，稍后将对其他一些可以选用的公式进行介绍。

- 第一个为 Carli 指数，其中 $i = 1, \dots, n$ 个项目。根据定义，该指数等于两个被比较时期，即时期 0 和时期 t 的价格比或价格比率的简单算术平均数或未加权算术平均数：

$$I_C^{0:t} = \frac{1}{n} \sum \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right) \quad (9.1)$$

- 第二个为 Dutot 指数，根据定义，Dutot 指数等于未加权算术平均价格的比率：

$$I_D^{0:t} = \frac{\frac{1}{n} \sum p_i^t}{\frac{1}{n} \sum p_i^0} \quad (9.2)$$

- 第三个为 Jevons 指数，根据定义，Jevons 指数等于价格比或价格比率（等于未加权几何平均价格的比率）的未加权几何平均数：

$$I_J^{0:t} = \prod \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right)^{1/n} = \frac{\prod (p_i^t)^{1/n}}{\prod (p_i^0)^{1/n}} \quad (9.3)$$

9.18 第二十章详细分析并解释了这三个指数的特性。本部分将说明这三个指数实际上是如何使用的，比较使用不同的公式所获得的结果，并对它们的优缺点进行总结。

表 9.1 基本分类价格指数的计算¹

	1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月
	价格						
项目 A	6.00	6.00	7.00	6.00	6.00	6.00	6.60
项目 B	7.00	7.00	6.00	7.00	7.00	7.20	7.70
项目 C	2.00	3.00	4.00	5.00	2.00	3.00	2.20
项目 D	5.00	5.00	5.00	4.00	5.00	5.00	5.50
算术平均价格	5.00	5.25	5.50	5.50	5.00	5.30	5.50
几何平均价格	4.53	5.01	5.38	5.38	4.53	5.05	4.98
	逐月的价格比率						
项目 A	1.00	1.00	1.17	0.86	1.00	1.00	1.10
项目 B	1.00	1.00	0.86	1.17	1.00	1.03	1.07
项目 C	1.00	1.50	1.33	1.25	0.40	1.50	0.73
项目 D	1.00	1.00	1.00	0.80	1.25	1.00	1.10
	当月与参考月（1月）的价格比率						
项目 A	1.00	1.00	1.17	1.00	1.00	1.00	1.10
项目 B	1.00	1.00	0.86	1.00	1.00	1.03	1.10
项目 C	1.00	1.50	2.00	2.50	1.00	1.50	1.10
项目 D	1.00	1.00	1.00	0.80	1.00	1.00	1.10
Carli 指数——价格比率的算术平均数							
逐月指数	100.00	112.50	108.93	101.85	91.25	113.21	100.07
逐月链指数	100.00	112.50	122.54	124.81	113.89	128.93	129.02
1月直接指数	100.00	112.50	125.60	132.50	100.00	113.21	110.00
Dutot 指数——算术平均价格的比率							
逐月指数	100.00	105.00	104.76	100.00	90.91	106.00	103.77
逐月链指数	100.00	105.00	110.00	110.00	100.00	106.00	110.00
1月直接指数	100.00	105.00	110.00	110.00	100.00	106.00	110.00
Jevons 指数——几何平均价格的比率 = 价格比率的几何平均数							
逐月指数	100.00	110.67	107.46	100.00	84.09	111.45	98.70
逐月链指数	100.00	110.67	118.92	118.92	100.00	111.45	110.00
1月直接指数	100.00	110.67	118.92	118.92	100.00	111.45	110.00

¹所有价格指数都采用未经四舍五入的数字计算。

9.19 每个逐月指数显示的是从一个月到下一个月的指数变化。月度链指数通过连乘的方式将这些逐月变化链接在一起。直接指数将每一相继月的价格直接与参考月（1月）的价格相比。在对各指数进行简单考查后可以发现：选择不同的公式和方法显然会使结果产生很大的差异。有些结果的差异很大，尤其是7月份的 Carli 链指数与该月份的每个直接指数（包括直接 Carli 指数）之间存在着很大的差异。

9.20 不同指数的特性及其表现将在以下各段进行概要的介绍（另见第二十章）。首先，根据不同公

式所求出的结果不同，这些结果之间的差异程度将随价格比或价格比率的方差增大而增大。价格变动的离差越大，指数公式和方法的选择就越关键。如果能够以一种使分类内的价格变动最小化的方式来界定基本分类的话，那么公式和方法的选择对结果的影响就不那么大了。

9.21 在表 9.1 中，数据所显示的某些特征是系统的和可预测的；这些特征来自指数的数学特性。例如，众所周知算术平均数总是大于或等于相应的几何平均数，而等于的情况只在极少数的情况下发生，这种极少数的情况

就是被平均的数都是一样的。因此，直接 Carli 指数全都大于 Jevons 指数，但 5 月和 7 月除外，在这两个月，基于 1 月的四个价格比率全都相等。一般来说，Dutot 指数可能大于或小于 Jevons 指数，但往往会小于 Carli 指数。

9.22 在采用 Jevons 指数时，应该注意几何平均数的一个普遍特征。如果某个观察值集中的任何一个观察值为 0，那么不管其他观察值为多少，其几何平均数都为 0。Jevons 指数易受价格极度下降的影响，在使用 Jevons 指数时，有必要对个别价格比率设定上界和下界，例如，上界和下界分别设定为 10 和 0.1。当然，极端观察值通常是由于某种误差引起的，因此应该对极端价格变动进行认真检查。

9.23 在表 9.1 中，指数的另一个重要特征就是 Dutot 指数和 Jevons 指数具有传递性，而 Carli 指数则没有这种特性。传递性是指月度链指数等于相应的直接指数。这一特性实际中是很重要的，因为很多初级价格指数实际上被计算为各种将逐月指数链接起来的链指数。从表 9.1 可以明显地看出 Carli 指数不具备传递性：当 5 月份四个价格分别回到其在 1 月份期间的价格水平时，Carli 链指数却比 1 月份增长了近 14%。同样，在 7 月份，每个项目的价格都比 1 月份正好高出 10%，但 Carli 链指数却增加了 29%。在直接指数的情况下，这些结果将是不适当和无法接受的。即使在链指数的情况下，这种结果从直观上看也是不合理的，以至于会破坏 Carli 链指数的可信度。3 月和 4 月之间的价格变化说明了“价格跳跃”的影响，在这两个月期间，观察到同样的四个价格，但它们是在不同的项目之间转换的。从 3 月份到 4 月份的月度 Carli 指数增加了，而 Dutot 和 Jevons 指数保持不变。

9.24 在对三个公式的行为表现进行了简要说明后可以发现：不同的指数和方法可能会带来截然不同的结果。指数编制人员在计算初级价格指数时，应该了解这些公式之间的相互关系，并认识到选择不同的公式所带来的影响。不过，在确定应该选择哪个公式时，单是了解这些公式之间的相互关系还是不够的，尽管这有助于做出更有见识的合理选择。为了解决公式选择的问题，还有必要依据其他标准。可以采用两种主要的方法：公理法和经济分析法。

编制初级价格指数的公理法

9.25 正如第十六章和第二十章所述，在选择一个适当的指数公式时，一个办法就是要求相关的公式能够满足某些特定公理的条件或通过某些检验。通过检验，可以了解不同指数所具有的特性（其中某些特性可能是无法通过直观发现的）。本部分将采用四个基本检验来说明公理法：

- 比例性检验——如果所有价格是参考时期（本例中为 1 月）价格的 λ 倍，那么指数应该等于 λ 。7 月份的数据显示：当每个价格比 1 月份的价格高 10% 时，所有三个直接指数都满足这一检验条件。这种检验的一个特殊情况就是恒等式检验，该检验要求：如果每个项目的价格与参考期的价格相同，那么指数应该等于 1（本例中，5 月份就属于这种情况）。
- 度量单位变化检验（同度量性检验）——如果产品数量的度量单位发生变化（例如，价格按每升而不是按每品脱表示），价格指数不应发生变化。正如以下将要解释的那样，Dutot 指数没有通过该检验，但 Carli 和 Jevons 指数通过了该检验。
- 时间逆检验——如果两个时期的所有数据相互交换，那么相应的价格指数应该等于原价格指数的倒数。Carli 指数没有通过该检验，但 Dutot 和 Jevons 指数都通过了该检验。从本例中并不能直接看出 Carli 指数没有通过该检验的情况，但可以很容易证明这一点，例如，可以通过互换 1 月和 4 月的价格来加以证明。在这种情况下，在以 4 月为基期时，1 月份的逆向 Carli 指数等于 91.3，而正向 Carli 指数的倒数等于 $1/132.5$ 或 75.5 。
- 传递性检验——两个时期之间的链指数应该等于这两个时期之间的直接指数。从例子中可以看出，Jevons 和 Dutot 指数都通过了这一检验，而 Carli 指数没有通过这一检验。例如，尽管 5 月份的价格回到 1 月份的价格水平，但 Carli 链指数为 113.9。这说明 Carli 本身可能存在着上偏的情况。

9.26 还有很多其他公理或检验，但以上公理或检验已足以对公理法予以说明。通过以上公理或检验可以了解本部分所述初级指数的某些重要特性。

9.27 基本分类所涵盖的产品集合应该尽可能具有同质性。在不具备足够同质性的情况下，如果 Dutot 指数不能通过度量单位检验或同度量性检验，那么将是一个严重的缺陷。尽管根据定义，Dutot 指数等于未加权算术平均价格的比率，但 Dutot 指数还可以解释为价格比率的加权算术平均数，其中每个比率根据其在基期的价格加权。将上述公式 (9.2) 改写为以下公式后就可以看出这一点：

$$I_D^{0:t} = \frac{\frac{1}{n} \sum p_i^0 (p_i^t / p_i^0)}{\frac{1}{n} \sum p_i^0}$$

但是，如果产品不具有同质性，那么不同项目的比价可能取决于其数量的度量单位，而这具有很大的任意性。

9.28 以食盐和胡椒为例，这两个产品属于按目的个人消费分类中的同一子类。假设胡椒的度量单位从克转为盎司，而食盐的度量单位（如公斤）保持不变。由

于 1 盎司的胡椒等于 28.35 克，所以胡椒的“价格”上涨 28 倍多，这实际上使 Dutot 指数中胡椒的权数增加 28 倍多。胡椒相对于食盐的价格，其本身就具有任意性，它完全取决于两个商品所选择的计量单位。一般来说，如果在基本分类中有不同种类的产品，那么从概念上讲，Dutot 指数是不可接受的。

9.29 只有当项目集合为同质性或至少接近同质性的时候，Dutot 指数才是可接受的。例如，对于某个苹果价格集合来说，即使苹果的品种可能不同，Dutot 指数也是可接受的。但对于众多不同种类的水果，如苹果、菠萝和香蕉的价格来说，Dutot 指数是不可接受的，因为其中某些水果的单个价格或每千克价格要比其他水果贵得多。即使各项目具有足够的同质性和相同的度量单位，Dutot 指数的隐性权数可能仍然不理想。对于较昂贵的项目，应该给予价格变化更大的权数，但实际上，这些项目在集合的整个支出中只占很小的份额。如果能够以较低的价格获得同样的项目，那么消费者就不太可能花高价来购买这些项目。

9.30 从公理法的角度可以得出这样的结论：尽管 Carli 和 Dutot 指数一直被统计机构广泛使用并且目前仍被广泛使用，但它们却有着严重的缺陷。Carli 指数没有通过时间逆检验和传递性检验。从原则上讲，不管我们是选择衡量正向时间的价格变化还是逆向时间的价格变化，都应该没有问题，得出的答案应该是相同的，但对于 Carli 指数来说，情况就不是这样了。Carli 链指数可能会出现严重上偏的情况。对于具有同质性的项目集合来说，Dutot 指数是有意义的，但随着产品集合的更加多样化，该指数的任意程度就更高了。另一方面，Jevons 指数通过了以上的所有检验。正如第二十章所讨论的那样，在将检验范围扩大以后，结果发现 Jevons 指数是比较理想的指数。从公理法的角度来看，Jevons 指数的特性显然是最好的，尽管到目前为止，这种指数可能还没有被广泛运用。但统计机构从使用 Carli 或 Dutot 指数转为使用 Jevons 指数的趋势似乎日益明显。

编制初级价格指数的经济分析法

9.31 经济分析法的目的是为基本分类估算一个经济指数，即生活费用指数（见第二十章）。在处理那些需要为其收集价格数据的项目时，仿佛这些项目构成消费者购买的一篮子货物与服务，消费者从中获得效用。生活费用指数衡量的是：消费者须改变其支出以便保持其效用水平不变所需的最小金额，在各项目的比价发生变化的情况下，消费者将会在各项目之间选择替代品。如果没有关于基本分类内数量或支出方面的信息，那么只有假定存在某些特别的条件，才能对指数进行估计。

9.32 有两种特殊情况值得注意。第一种情况是：

不管比价如何，消费者消费的相对量保持不变。在比价发生变化的时候，消费者不倾向于选择替代品。需求交叉弹性为零。经济学文献中将相关的偏好称为“Leontief”偏好。在这些偏好的情况下，Laspeyres 指数可以准确地衡量生活费用指数。在第一种情况下，如果项目被选取的概率与人口支出份额成比例，那么为随机样本计算的 Carli 指数可以估算出生活费用指数。如果项目被选取的概率与人口数量份额成比例，那么似乎可以根据样本 Dutot 指数来估算总体 Laspeyres 指数。但如果 Laspeyres 指数的购物篮包括不同种类的产品，而这些产品的数量是不可以彼此相加的，那么将无法对数量份额以及相关的概率做出定义。

9.33 第二种情况是：假设消费者消费的数量与比价变化成反比例。两个不同项目之间的需求交叉弹性都为 1，两个期间的支出份额相同。相关的偏好称为“Cobb-Douglas”偏好。在这些偏好的情况下，Laspeyres 几何指数可以准确衡量生活费用指数。Laspeyres 几何指数等于价格比的加权几何平均数，采用先前时期内的支出份额作为权数（在本部分所考虑的特定情况下，第二个时期的支出份额将相同）。在第二种情况下，如果项目被选取的概率与人口支出份额成比例，那么为随机样本计算的 Jevons 指数可以估算出无偏差的生活费用指数。

9.34 采用经济分析法，究竟是选择样本 Jevons 指数还是选择样本 Carli 指数这一问题将取决于哪一种指数有可能估算出更接近的基本生活费用指数：换句话说，将取决于（未知的）交叉弹性在总体上是更有可能接近 1 还是更有可能接近 0。实际上，交叉弹性可以表现为任何值，如果一个基本分类所包括的是一个具有严格同质性的项目集合，那么交叉弹性的值可以是正无穷大，也就是项目属于完全替代品。应该注意的是：如果产品具有真正的同质性，那么就不存在指数问题，价格“指数”就等于两个时期内单位价值的比率，稍后将对此进行解释。可以认为对于大多数基本分类来说，平均交叉弹性更有可能接近 1，而不是 0。这样，一般而言，Jevons 指数要比 Carli 指数更有可能接近生活费用指数。在这种情况下，必须认识到 Carli 指数存在着不偏的问题。

9.35 经济分析法所得出的结论是：Jevons 指数要比 Carli 指数更有可能提供更接近的基本分类生活费用指数，因为在大多数情况下，有大量替代品的情况要比没有替代品的情况可能更多一些。特别是在构建基本分类时将那些可以相互替代的类似项目集合在一起，情况就更是如此。

9.36 Jevons 指数并不暗示或假定支出份额保持不变。显然，实际上不管支出份额是否发生变化，都可以计算出 Jevons 指数。经济分析法所显示的是：如果支出份额保持不变（或大致不变），那么 Jevons 指数可以较

准确地估算出基本生活费用指数。同样，如果相对数量保持不变，那么 Carli 指数可以提供较准确的估计，但 Carli 指数实际上并没有暗示数量保持不变。

9.37 根据经济分析法和公理法可以得出这样的结论：Jevons 指数在总体上属于比较理想的指数，尽管在基本分类内很少或者没有替代品的情况下，Carli 指数可能是较理想的指数。指数编制人员应该根据基本分类内所含产品的性质来做出判断。

9.38 在结束这一论题之前，应该指出的是，这部分揭示了初级指数的某些取样特性。如果样本中的产品被选取的概率与价格参考期内的支出成比例，那么：

- (未加权的) 样本 Carli 指数可以为 Laspeyres 总体指数提供无偏差的估计值；
 - (未加权的) 样本 Jevons 指数可以为 Laspeyres 总体几何指数提供无偏差的估计值。
- 不管基本生活费用指数如何，这些结论都是成立的。

基本分类的链指数与直接指数

9.39 在直接初级指数中，当期价格直接与价格参考期的价格进行比较。如表 9.1 所示，在链指数中，每个时期的价格与其前一时期的价格进行比较，然后将得出的短期指数链接在一起，以求出长期指数。

9.40 正如表 9.1 所示，如果记录同一项目集合在每个时期的价格，那么，被定义为平均价格比率的任何指数公式都将具有传递性：也就是说，计算的指数不管是作为直接指数还是链指数，结果都是一样的。在链指数中，连续的分子和分母会彼此相消，剩下的只是：最后时期的平均价格除以参考期的平均价格，该结果与直接指数的结果相同。因此，Dutot 指数和 Jevons 指数都具有传递性。然而，正如前面所提到的那样，由于 Carli 链指数存在着上偏的问题，所以 Carli 链指数不具备传递性，因而不应采用该指数。不过，直接 Carli 指数仍是一种选择。

9.41 如果个别项目的序列是不中断的，那么 Dutot 指数以及 Jevons 指数的链指数和直接指数是相同的，但尽管如此，在处理新项目 and 正在消失的项目时，以及在处理缺失价格和进行质量调整时，链指数和直接指数的处理方式却不同。实际上，不断有产品退出指数，也不断有新的产品被纳入指数，在这种情况下，如果对缺失价格的虚拟方式不同，那么直接指数和链指数可能会有所不同。

9.42 如果必须将替代项目纳入直接指数，那么通常需要对价格参考期（价格参考期可能是过去的某个时期）的新项目价格进行估算。如果由于更新样本的缘故，必须对新项目进行链接，以便将其纳入指数，那么也会

发生同样的情况。假设在价格参考期内，没有替代项目的价格数据，那么就需要对替代项目的价格进行估算。采用为那些仍然保留在基本分类内的项目计算的价格比率、这些项目的子集或某些其他指标来估算替代项目的价格。但该直接方法只能用于有限的时期。否则，必须对大多数参考价格进行虚拟，而这带来的结果并不理想。这实际上排除了 Carli 指数用于一个很长时期的可能性，因为 Carli 指数只能以其直接的形式使用，当被链接时是不可接受的。这实际上意味着：只有每年或者每隔两年或三年对综合指数进行链接时，才能使用直接 Carli 指数。

9.43 在链指数中，如果某个项目属于永久性缺失项目，那么可以对替代项目进行链接并将其纳入指数，作为现有指数计算的一部分，只要获取了连续两个月的价格数据，就应该将这种替代项目纳入月度指数。同样，如果样本更新了，也必须对新产品进行链接，将其纳入指数，这将需要获得当月和前一个月有关旧项目和新项目的连续价格数据。但对于链指数来说，缺失的观察值将会对指数产生两个月的影响，因为缺失的观察值是这一链中两个环的一部分。对于直接指数来说，情况就不是这样。在直接指数的情况下，一个单一的、未进行估算的缺失观察值将只对当期的指数产生影响。例如，如果对时期 0 和时期 3 进行比较，那么时期 2 某个项目的缺失价格意味着链指数将时期 2 和时期 3 指数最后一环的该项目排除在外，而直接指数则在时期 3 包括了该项目，因为直接指数将以那些在时期 0 和时期 3 有价格数据的项目为基础。但从计算的角度来看，使用链指数一般可以更容易进行缺失价格的估算和替代品的引入。然而，通过推理可以发现：直接指数将会使处理缺失观察值的重叠法的应用受到限制。

9.44 直接指数法和链指数法还派生出各种副产品，这些方法可用于价格数据的监测。对于每个基本分类来说，链指数法可以提供最新的月度价格变化数据，这些副产品对于数据的编辑和缺失价格的虚拟都很有用。但是同样，直接指数可以提供每个时期每个基本分类的平均价格数据，这类副产品也可能是很有用的。不过，由于可以利用电子制表软件和计算机廉价的计算功能，所以不管是采取直接指数法还是链指数法，都可以获得这些副产品，不应根据副产品方面的考虑来确定公式的选择。

汇总的一致性

9.45 汇总的一致性意味着：如果指数是通过阶梯式的方法进行计算的，也就是通过加总较低层级的指数来逐级获得较高层级分类的指数，所求出的总结果应该就像一步计算时所得出的结果那样。从说明的角度来看，

这种方法具有一定的优势。如果采用一个公式来计算基本分类，而采用另一个公式来计算基本分类的平均数以获得较高级别的指数，那么所得出的消费者价格指数将在汇总方面存在着不一致的问题。但是可能有人会认为，汇总的一致性并不一定是一个重要的标准，甚至不是一个合适的标准。或者会认为，如果不同汇总层级有关数量和支出的信息量是不同的，那么将无法实现汇总的一致性。另外，与不同基本分类中各产品之间的替代程度相比，基本分类内可能存在着不同程度的替代情况。

9.46 正如前面所述，如果项目被选取的概率与参考期内的支出成比例，那么在汇总方面，Carli 指数将与 Laspeyres 指数一致。但通常不是这种情况。在汇总方面，Dutot 和 Jevons 指数与较高级别的 Laspeyres 指数也是不一致的。正如以下将要解释的那样，尽管统计机构实际计算的消费者价格指数有可能是以固定篮子的货物与服务为基础的，但这种指数通常不是真正的 Laspeyres 指数。正如前面还提到的，如果将较高级别的指数定义为 Laspeyres 几何指数，那么可以对较低层级的初级指数采用 Jevons 指数来实现汇总的一致性，前提是个别项目被选取的概率与支出成比例。尽管人们不太熟悉 Laspeyres 几何指数，但从经济分析的角度来说，该指数具有较理想的特性，稍后将再次对此进行讨论。

缺失价格观察值

9.47 在某个时期，可能没有收集某个项目的价格数据，要么因为该项目暂时短缺，要么因为该项目永久消失了。对于这两种缺失价格，需要采取不同的处理方法。由于供应短缺或可能由于数据收集方面存在着某种困难（例如，商户关闭，或价格采集员生病了），季节性项目（尤其是水果、蔬菜和服装）可能会发生暂时短缺的情况。季节性项目的处理产生了很多特殊的问题。这些问题将在第二十二章中加以论述，这里不作讨论。

9.48 暂时缺失价格的处理。如果非季节性项目暂时缺失观察值，那么可以采取以下四种措施中的一种：

- 略去缺失价格的项目，以保持匹配的样本（同类与同类进行比较），即使样本被耗尽；
- 结转上一次观察的价格；
- 根据基本分类中现有价格的平均价格变化来虚拟缺失价格；
- 根据另一类似商户某个可比项目的价格变化来虚拟缺失价格。

9.49 在计算初级指数时，略去某个观察项目就相当于假设该项目的价格变动方式与那些仍然保留在指数

内的项目平均价格变动方式一样。略去某个观察项目将会改变基本分类中其他价格的隐性权数。

9.50 应该尽量避免采取结转上一次观察价格的方法，只有当时数量非常有限的情况下，才可以采取这种办法。在高通货膨胀时期，或者由于革新和产品周转的速度很快，市场在迅速发生变化时，应该慎用该办法。虽然这种办法很简单，但结转上一次观察的数据将会导致指数朝着零变化的方向偏差。另外，当重新记录缺失项目的价格时，指数中将很可能有一个补偿性的阶梯变化，链指数将会错过这种变化，而直接指数会纳入这种变化，从而将指数回复为其固有的值。如果项目有一段时间没有定价了，那么对指数的不良影响将更加严重。一般来说，结转并不是解决该问题的可接受的方法。

9.51 如果能够预计价格会朝着同一方向变动，那么对于基本分类，可以根据现有价格的平均变化水平来虚拟缺失价格。可以采用基本分类内剩余的所有价格进行虚拟。正如已经指出的那样，这从数字上相当于略去即期的项目，但进行虚拟是有用的，这样如果在稍后时期可以获得缺失项目的价格，那么在该时期，样本的规模就不会减小。在有些情况下，只采用基本分类中的一个项目子集来估算缺失的价格可能更加可取，但这要取决于基本分类的同质性。在有些情况下，如果预计同类商户的某个单一可比项目在价格变化方面可能与缺失项目类似，那么甚至有可能采用该商户的单一可比项目来估算缺失价格。

9.52 表 9.2 显示的是某个基本分类的价格指数计算情况，该基本分类包括三个项目，其中有一个项目缺失了 3 月份的价格。表 9.2 中（a）部分所显示的是计算中略去了缺失价格的指数。因此，直接指数是根据项目 A、B、C 在所有月份（3 月份除外）的数据计算的，在 3 月份，直接指数只根据项目 B 和项目 C 的数据计算。链指数是根据所有三个项目在 1 月至 2 月期间，以及 4 月至 5 月期间的数据计算的。在 2 月至 3 月期间，以及 3 月至 4 月期间，月度指数只根据项目 B 和项目 C 的数据计算。

9.53 对于 Dutot 和 Jevons 指数来说，从 3 月以后，其直接指数和链指数就会不同了。链指数第一个环（1 月至 2 月）的指数与直接指数相同，两个指数在数字上是相同的。3 月份是直接指数完全忽略了项目 A 在 1 月和 2 月期间的价格下降情况，而链指数却考虑到了这种情况。其结果是，3 月份是直接指数要高于链指数。另一方面，在 4 月份和 5 月份，在重新获得所有价格数据的情况下，直接指数可以捕捉价格的发展趋势，而链指数则不行。

9.54 在表 9.2 中的（b）部分，3 月份项目 A 的缺

失价格是根据其余项目从 2 月到 3 月的平均价格变化进行虚拟的。虽然可以将当期价格与参考期的价格进行比较，将指数计算为直接指数，但缺失价格的虚拟，正如表中所示的那样，应该根据前期到当期的平均价格变化来进行。不应该根据从基期到当期的平均价格变化来进行虚拟，因为这将会省略有关已经被纳入指数的缺失项目的价格变化信息。第七章对虚拟的处理进行了更详细的讨论。

9.55 关于永久性消失项目及其替代项目的处理。由于各种各样的原因，项目可能会永久地消失。由于新项目的引入，或者由于从它们那里收集价格数据的商户已经停止了产品销售，某些项目可能会从市场上消失。如果产品永久地消失，那么必须选取替代产品，并将其纳入指数。替代产品最好是那些在销售中占有相当比例、很可能会继续销售一段时间、并且可以代表旧产品市场上被抽样价格变化的产品。

表 9.2 对暂时缺失价格的虚拟

	1 月	2 月	3 月	4 月	5 月
			价格		
项目 A	6.00	5.00		7.00	6.60
项目 B	7.00	8.00	9.00	8.00	7.70
项目 C	2.00	3.00	4.00	3.00	2.20
(a) 从指数计算中略去缺失价格					
Carli 指数——价格比率的算术平均数					
直接指数	100.00	115.87	164.29	126.98	110.00
Dutot 指数——算术平均价格的比率					
逐月指数	100.00	106.67	118.18	84.62	91.67
逐月链指数	100.00	106.67	126.06	106.67	97.78
直接指数	100.00	106.67	144.44	120.00	110.00
Jevons 指数——几何平均价格的比率=价格比率的几何平均数					
逐月指数	100.00	112.62	122.47	81.65	87.31
逐月链指数	100.00	112.62	137.94	112.62	98.33
直接指数	100.00	112.62	160.36	125.99	110.00
(b) 虚拟					
Carli 指数——价格比率的算术平均数					
将 3 月份项目 A 的价格虚拟为 $5 \times (9/8 + 4/3) / 2 = 6.15$					
直接指数	100.00	115.87	143.67	126.98	110.00
Dutot 指数——算术平均价格的比率					
将 3 月份项目 A 的价格虚拟为 $5 \times ((9+4)/(8+3)) = 5.91$					
逐月指数	100.00	106.67	118.18	95.19	91.67
逐月链指数	100.00	106.67	126.06	120.00	110.00
直接指数	100.00	106.67	126.06	120.00	110.00
Jevons 指数——几何平均价格的比率=价格比率的几何平均数					
将 3 月份项目 A 的价格虚拟为 $5 \times (9/8 \times 4/3)^{0.5} = 6.12$					
逐月指数	100.00	112.62	122.47	91.34	87.31
逐月链指数	100.00	112.62	137.94	125.99	110.00
直接指数	100.00	112.62	137.94	125.99	110.00

9.56 引入替代项目的时间很重要。很多新产品在开始阶段的售价很高，随后经过一段时间价格会逐渐下降，当销量增加时尤其如此。另外，为了刺激需求，有些产品在引进时的售价被人为地压低。在这种情况下，如果将新项目或替代项目的引入时间一直延迟到销量非常大的时候，那么有可能会错过某些系统的价格变化，而这种变化是应该被消费者价格指数捕捉到的。最好尽

量避免在产品彻底从市场上消失的情况下被迫引入替代项目的情况，而应该尽量在项目销量正在下降，但在其完全停止销售之前引入替代项目。

9.57 表 9.3 显示了一个例子。在该例中，项目 A 在 3 月以后消失了，从 4 月以后，纳入替代项目 D。项目 A 和项目 D 不同时在市场上存在，而且它们的价格序列不重叠。

表 9.3 正在消失的项目及其替代项目（没有重叠价格）

	1 月	2 月	3 月	4 月	5 月
			价格		
项目 A	6.00	7.00	5.00		
项目 B	3.00	2.00	4.00	5.00	6.00
项目 C	7.00	8.00	9.00	10.00	9.00
项目 D				9.00	8.00

(a) 虚拟

Carli 指数——价格比率的算术平均数

将 1 月份项目 D 的价格虚拟为 $9 / ((5/3+10/7) \times 0.5) = 5.82$

直接指数	100.00	99.21	115.08	154.76	155.38
------	--------	-------	--------	--------	--------

Dutot 指数——算术平均价格的比率

将 3 月份项目 D 的价格虚拟为 $9 / ((5+10) / (4+9)) = 7.80$

逐月指数	100.00	106.25	105.88	115.38	95.83
逐月链指数	100.00	106.25	112.50	129.81	124.40

将 1 月份项目 D 的价格虚拟为 $9 / ((5+10) / (3+7)) = 6.00$

直接指数	100.00	106.25	112.50	150.00	143.75
------	--------	--------	--------	--------	--------

Jevons 指数——几何平均价格的比率 = 价格比率的几何平均数

将 3 月份项目 D 的价格虚拟为 $9 / ((5/4 \times 10/9)^{0.5}) = 7.64$

逐月指数	100.00	96.15	117.13	117.85	98.65
逐月链指数	100.00	96.15	112.62	132.73	130.94

将 1 月份项目 D 的价格虚拟为 $9 / ((5/3 \times 10/7)^{0.5}) = 5.83$

直接指数	100.00	96.15	112.62	154.30	152.22
------	--------	-------	--------	--------	--------

(b) 略去缺失的价格

Dutot 指数——算术平均价格的比率

逐月指数	100.00	106.25	105.88	115.38	95.83
逐月链指数	100.00	106.25	112.50	129.81	124.40

Jevons 指数——几何平均价格的比率 = 价格比率的几何平均数

月度指数	100.00	96.15	117.13	117.85	98.65
逐月链指数	100.00	96.15	112.62	132.73	130.94

9.58 为了从4月以后将新项目纳入指数，需要计算出一个虚拟价格。如果计算的是直接指数，那么需要为基期（1月）计算虚拟价格；如果计算的是链指数，那么需要为前期（3月）计算虚拟价格。在两种情况下，虚拟方法都可以确保新项目的纳入本身不会对指数造成影响。如果为链指数，那么在根据现有价格的平均变化情况来虚拟缺失价格所得出的结果与在指数计算中略去缺失价格的项目，直到该项目在两个连续时期有价格数据为止所得出的结果是一样的。这样，通过以下方法可以编制出链指数：根据时期 $t-1$ 和时期 t 内的配对价格集合，将这两个时期之间的逐月指数与时期 $t-1$ 链指数的值链接起来。在本例中，在4月以后就无需再进行虚拟。在这个时期以后，该指数的移动将不会受3月和4月之间虚拟价格变化的影响。

9.59 但在直接指数的情况下，必须为参考期确定

一个虚拟价格，以便纳入新项目。在本例中，从4月以后的每个月内新项目的价格仍然需要与1月份的虚拟价格进行比较。正如前面所述，为了避免对参考期的大多数价格进行虚拟，直接指数法只能用于有限的时期。

9.60 如果有一个重叠月份，在该月份中，为正在消失的项目和替代项目都收集价格数据，情况就比较简单。在这种情况下，可以将新项目的价格序列与被替代的旧项目的价格序列链接起来。与重叠价格链接需要对两个项目之间的质量差异进行隐性的调整，因为这种链接假设新项目 and 旧项目之间的比价反应了它们的相对质量。对于完全市场或接近完全的市场，这可能是一个有效的假设。但对于某些市场和产品，却可能不太合理。至于何时采用重叠价格的问题在第七章做了详细论述。表9.4对重叠法进行了说明。

表9.4 正在消失的项目及其替代项目（有重叠价格）

	1月	2月	3月	4月	5月
			价格		
项目 A	6.00	7.00	5.00		
项目 B	3.00	2.00	4.00	5.00	6.00
项目 C	7.00	8.00	9.00	10.00	9.00
项目 D			10.00	9.00	8.00
Carli 指数——价格比率的算术平均数					
将1月份项目D的价格虚拟为 $6 / (5/10) = 12.00$					
直接指数	100.00	99.21	115.08	128.17	131.75
Dutot 指数——算术平均价格的比率					
根据配对价格链接月度指数					
逐月指数	100.00	106.25	105.88	104.35	95.83
逐月链指数	100.00	106.25	112.50	117.39	112.50
用4月和5月项目D的价格除以 $10/5 = 2$ ，然后用1月份项目A的价格作为基价					
直接指数	100.00	106.25	112.50	121.88	118.75
将1月份项目D的价格虚拟为 $6 / (5/10) = 12.00$					
直接指数	100.00	106.25	112.50	109.09	104.55
Jevons 指数——几何平均价格的比率 = 价格比率的几何平均数					
根据配对价格链接月度指数					
逐月指数	100.00	96.15	117.13	107.72	98.65
逐月链指数	100.00	96.15	112.62	121.32	119.68
用4月和5月项目D的价格除以 $10/5 = 2$ ，然后用1月份项目A的价格作为基价					
直接指数	100.00	96.15	112.62	121.32	119.68
将1月份项目D的价格虚拟为 $6 / (5/10) = 12.00$					
直接指数	100.00	96.15	112.62	121.32	119.68

9.61 在表 9.4 的例子中，为 3 月份的项目 A 和项目 D 求出了重叠价格。它们的比价说明一个单位的项目 D 等于两个单位的项目 A。如果将指数计算为直接 Carli 指数，那么用 1 月份项目 A 的价格除以 3 月份项目 A 和项目 D 的价格比率，就可以虚拟 1 月份基期项目 D 的价格。

9.62 算术平均价格的月度链指数将以项目 A、B、C 直至 3 月份的价格为基础，从 4 月份以后，则以项目 B、C、D 的价格为基础。在获取连续两个时期有关替代项目的价格之后，才纳入替代项目。这样，月度链指数的一个优势就是：不必对新项目的参考价格进行任何显性虚拟。

9.63 如果直接指数被计算和定义为算术平均价格的比率，那么在以后的每个月份，都需要根据 3 月份项目 A 和项目 D 的价格比率对新项目的价格进行调整，而这将会使计算复杂化。另外，可以对 1 月份项目 D 的参考期价格进行虚拟。但这将会产生不同的指数，因为在 Dutot 指数中，根据基期的比价对价格比率进行了隐性的加权。但 Carli 指数和 Jevons 指数却不属于这种情况。对于 Jevons 指数来说，三种方法所得的结果都是一样的，这也是其具有的另一个优势。

其他初级价格指数公式

9.64 还有很多其他公式可用于编制基本分类的价格指数。以下将对其中最重要的公式进行介绍，第二十章将对此进行更详细的讨论。

9.65 Laspeyres 指数以及 Laspeyres 几何指数。Carli、Dutot 和 Jevons 指数的计算都没有采用显性权重。但正如前面所述，在某些情况下，在计算初级价格指数时，可能存在着可以利用的加权信息。如果在一个基本分类内，可以获得所有项目在参考期的支出数据或支出估计值，那么可以将初级价格指数本身计算为 Laspeyres 价格指数或 Laspeyres 几何指数。Laspeyres 价格指数被定义为：

$$I_{La}^{0t} = \sum w_i^0 \left(\frac{P_i^t}{P_i^0} \right), \quad \sum w_i^0 = 1 \quad (9.4)$$

其中，权重 w_i^0 为参考期内个别项目的支出份额。如果所有权重都相等，那么公式 (9.4) 就简化为 Carli 指数。如果权重与参考期的价格成比例，那么公式 (9.4) 将会简化为 Dutot 指数。

9.66 Laspeyres 几何指数被定义为：

$$I_{Jw}^{0t} = \prod \left(\frac{P_i^t}{P_i^0} \right)^{w_i^0} = \frac{\prod (P_i^t)^{w_i^0}}{\prod (P_i^0)^{w_i^0}}, \quad \sum w_i^0 = 1 \quad (9.5)$$

同样，权重 w_i^0 为参考期的支出份额。如果所有权重都相等，那么公式 (9.5) 就简化为 Jevons 指数。

9.67 某些可选用的指数公式。另一种被广泛采用

的平均数就是调和平均数，在本部分中，它有两种可能的形式：价格比率的调和平均数或调和平均价格的比率。价格比或价格比率的调和平均数被定义为：

$$I_{HR}^{0t} = \frac{1}{\frac{1}{n} \sum \frac{P_i^0}{P_i^t}} \quad (9.6)$$

调和平均价格的比率被定义为：

$$I_{RH}^{0t} = \frac{\sum \frac{n}{P_i^0}}{\sum \frac{n}{P_i^t}} \quad (9.7)$$

就像 Dutot 指数一样，公式 (9.7) 没有通过同度量性检验，因此只有当所有项目都具有相当程度的同质性时，才可以使用。这两个公式似乎实际上用得都不多，这也许是因为人们还不太熟悉调和平均数，以及在向用户解释时存在着一定的难度。然而，在分类一级，被广泛使用的 Paasche 指数就属于加权调和平均数。

9.68 三类常见平均数的排列顺序一直是：算术平均数 \geq 几何平均数 \geq 调和平均数。第二十章指出，实际上，Carli 指数（比值的算术平均数）很可能大于 Jevons 指数（几何平均数），其超出的数额大致相当于 Jevons 指数超过公式 (9.6) 所述调和平均数的数额。价格比的调和平均数和 Carli 指数具有同样的公理特性，但两者却有着相反趋势和偏差。价格比的调和平均数没有通过传递性检验、时间逆检验和价格回弹检验。由于从概念上讲，可以将价格比的调和平均数视为 Carli 指数的补充，或 Carli 指数的大致镜像。有人认为：这两者的几何平均数应该可以得出一个合适的初级指数，这就像在分类一级根据 Laspeyres 和 Paasche 指数的几何平均数得出 Fisher 指数一样。这种指数是由 Carruthers、Sellwood 与 Ward (1980 年) 以及 Dalén (1992 年) 提出的，也就是：

$$I_{CSWD}^{0t} = \left(I_C^{0t} I_{HR}^{0t} \right)^{1/2} \quad (9.8)$$

第二十章显示， I_{CSWD} 有良好的公理特性，但与 Jevons 指数相比，又差一些，Jevons 指数具有传递性，而 I_{CSWD} 指数却没有。然而，可以证明 I_{CSWD} 指数有一定的传递性，通过经验观察发现， I_{CSWD} 指数与 Jevons 指数非常接近。

9.69 最近几年，注意力已经开始转向那些考虑到基本分类中可能发生的替代情况的公式。正如所解释的那样，如果替代品的交叉弹性平均起来分别接近 0 和 1，那么可以认为 Carli 指数和 Jevons 指数接近生活费用指数。另一个更灵活的公式就是未加权 Lloyd-Moulton (LM) 指数，该指数考虑了替代品的不同弹性：

$$I_{LM}^{0t} = \left[\sum \frac{1}{n} \left(\frac{P_i^t}{P_i^0} \right)^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (9.9)$$

其中， σ 为替代品弹性。可以将 Carli 指数和 Jevons 指数视作 LM 指数的特例，在 Carli 指数的情况下， $\sigma = 0$ ，而在 Jevons 指数的情况下， $\sigma = 1$ 。LM 公式的优势在于 σ 不受限制。如果能够对 σ 估计出比较满意的值，那么得出的初级价格指数就有可能接近基本生活费用指数。如果目的是要估计生活费用指数，那么 LM 指数将会减少“替代偏差”。困难在于需要估计替代品弹性，这是一项需要大量开发和维护的工作。第十七章对该公式进行了更详细的讨论。

单位价值指数

9.70 单位价值指数的形式很简单。用某产品的总支出除以相关的总数量就可以计算出每个时期的单位价值。很显然，从经济的角度来说，数量必须是完全可以相加的，这意味着涉及的应该是单一的同质性产品。然后，可以将单位价值指数定义为：当期单位价值与参考期单位价值之间的比率。该指数不是通常意义上的价格指数，因为它主要用以衡量当某种单一产品以不同的价格出售给不同的消费者，或者在同一时期内的不同时间出售给消费者时，该产品的平均价格变化。不应该为异质产品分类计算单位价值和单位价值指数。

9.71 在计算初级价格指数的过程中，单位价值确实起到了重要的作用，因为单位价值是一种比较合适的平均价格，在编制初级价格指数时需要这种平均价格。通常情况下，价格是在每个月的某个时间或某个时间段抽样的，而且假定每个价格能够代表相关时期相关项目的平均价格。实际上，这种假设可能不成立。在这种情况下，有必要为每个项目估计单位价值，即使这不可避免地会增加成本。这样，在确定了某个商户待定价的项目后，就应该收集特定月份内总销售的价值和数量，以推算出一个单位价值，然后作为价格输入基本分类公式。如果项目在某个时期的部分时间段内廉价出售，而在其余时间段内以正常价格出售，那么计算出单位价值就尤其重要。在这些情况下，低廉价格和正常价格都不太可能代表项目的平均出售价格或者各时期之间的价格变化。应该采用整个月份的单位价值。由于可以越来越多地从电子销售点收集数据，采用这种方法的情况会日益增多。但应该强调的是在整个时期内，项目的设定必须保持不变。项目设定的变化有可能导致那些反应数量或质量变化的单位价值变化，不应将这种变化作为价格变化的一部分。

适用于扫描数据的公式

9.72 从电子销售点获取的扫描数据正日益成为编制消费者价格指数的一个重要数据来源。其主要优势在于：价格观察值的数量可以大大增加，而且可以实时地

获得价格和数量信息。但是需要考虑很多实际的因素，本手册的其他章节对此进行了讨论。

9.73 获取有关某个基本分类的详细而全面的数量和支出信息意味着对可能采用的指数类型没有设限。不仅可以采用 Laspeyres 指数和 Paasche 指数，而且可以采用最优指数，如 Fisher 指数和 Törnqvist 指数。正如本章开始时所述，在有加权信息的时候，最好引入这种信息，而不是采用简单的未加权指数，如 Carli 指数和 Jevons 指数。随着技术的进步，包括零售商本身技术的进步以及统计机构计算能力的进步，传统的初级价格指数可能最终被最优指数所取代，至少对于某些国家的某些基本分类来说，情况将是如此。应该根据可用资源的情况，不断对相关的方法进行检查。

较高层级指数的计算

9.74 统计机构必须将目标对准某些目标指数。它们必须考虑：在一种理想的假设情况下，也就是掌握了两个被比较时期的有关价格和数量的全面信息情况下，应该选择什么种类的指数来进行计算。如果消费者价格指数意味着是生活费用指数，那么应该将最优指数，如 Fisher、Walsh 或 Törnqvist-Theil 指数作为理论目标，因为可预期最优指数接近基本生活费用指数。

9.75 很多国家的目标不是计算生活费用指数，这些国家喜欢采用一篮子指数的概念。一篮子指数所衡量的是两个时期之间一篮子货物与服务的总值变化。在此，将这种一般类别的指数称为 Lowe 指数（见第一章和第十五章）。Lowe 指数的含义很明确，向用户解释起来也很容易，对于很多统计机构来说，这是重要的考虑因素。应该注意的是，一般来说，篮子不一定是两个被比较时期中某个时期的实际篮子。如果理论目标指数将是一篮子指数或 Lowe 指数，那么理想的篮子指数可能是对两个时期的篮子来说同等重要的指数，如 Walsh 指数。Walsh 指数的一篮子中的数量是两个时期数量的几何平均数。这样，在一篮子指数法和生活费用指数法中，同一类指数有可能成为理论上的目标指数。实际上，统计机构在设定一篮子指数时，出于简单可行方面的考虑，可能喜欢采用两个时期先前时期的实际篮子作为其目标指数。换句话说，Laspeyres 指数有可能成为目标指数。现在有必要考虑统计机构实际倾向于怎样做。

9.76 理论目标指数只是一个选择的问题。实际上，可能是 Laspeyres 指数或某个最优指数。即使目标指数为 Laspeyres 指数，实际计算的结果和统计机构所定的目标之间也可能存在着相当大的差距。

作为初级指数加权平均数的消费者价格指数

9.77 较高层级的指数就是基本分类层级以上某个支出分类的指数，包括综合消费者价格指数本身。在计算较高层级的指数时，所需要输入的数据包括：

- 初级价格指数；
- 根据先前年份中基本分类的值所推算的权数。

9.78 只需要计算出初级价格指数的加权算术平均数，就可以获得较高层级的指数。在此，将这种一般类别的指数称为 *Young* 指数，该指数是根据 19 世纪另一位提倡这类指数的开拓者命名的。

9.79 通常情况下，权数应该至少在 12 个月的序列中保持不变。有些国家在每年的年初对权数进行修改，以尽可能接近当前的消费模式。但很多国家在若干年内一直采用同一个权数，只是每隔 5 年左右才对权数进行修改。实际上，采用固定权数有着很大的优势，因为指数可以重复采用同样的权数，这不仅可以节省时间，还可以节省费用。修订权数既费时间又费金钱，特别是如果这需要进行新的住户支出调查的话。

9.80 计算消费者价格指数的第二个阶段不涉及个别价格或数量。而当较高层级的指数为 *Young* 指数时，采用一个预先确定的权数分类求出初级价格指数的平均数。公式如下：

$$I^{0:t} = \sum w_i^b I_i^{0:t}, \quad \sum w_i^b = 1 \quad (9.10)$$

其中， $I^{0:t}$ 表示时期 0 到时期 t 的综合消费者价格指数，或任何较高层级的指数； w_i^b 为每个初级价格指数的权数； $I_i^{0:t}$ 为相应的初级价格指数。初级指数通过下标 i 来表示，而较高层级的指数没有下标。正如前面所述，较高层级的指数是基本分类层级以上的任何指数，包括综合消费者价格指数。权数是根据时期 b 的支出推算的，该时期实际上处于时期 0，也就是价格参考期之前。

9.81 有必要回顾的是，为消费者价格指数之目的，可对三种参考期进行区分：

- 权数参考期。计算权数采用的支出统计数据所涵盖的时期。通常情况下，权数参考期为 1 年。
- 价格参考期。在指数计算中，被用作分母的价格所属的时期。
- 指数参考期。指数被确定为 100 的时期。

9.82 一般来说，三种时期是不同的。例如，消费者价格指数可能以 1998 年作为权数参考期，2002 年 12 月作为价格参考期，2000 年作为指数参考期。权数通常

涉及一整年，甚至两年或三年，而价格被比较的时期通常为月或季度。权数通常根据支出调查进行估算，这种支出调查是在价格参考期之前的某个时间进行的。因此，权数参考期和价格参考期实际上总是各自不同的时期。

9.83 指数参考期通常为一年，但也可以是一个月或其他时期。指数序列还可以重新将另一时期作为参考期，方法是用该指数序列除以该时期指数的值，指数的变化率保持不变。“基期”可以指三种参考期中的任何一种，因此是一个模糊的概念。只有从上下文中可以非常明确地断定所指时期为哪个时期时，才使用“基期”这一词。

9.84 如果基本分类指数的计算是采用传递性公式，如 *Jevons* 或 *Dutot* 指数，而不是 *Carli* 指数，而且从时期 0 到时期 t 没有新项目或正在消失的项目，那么等式 (9.10) 等于：

$$I^{0:t} = \sum w_i^b I_i^{0:t-1} I_i^{t-1:t}, \quad \sum w_i^b = 1, \quad (9.11)$$

这种指数的优势在于：从时期 $t-1$ 到时期 t 初级价格指数内的被抽样产品可以不同于从时期 0 到时期 $t-1$ 的被抽样产品。因此，在这种公式下，可以将替代项目和新项目进行链接并将它们纳入时期 $t-1$ 的指数，而不需要估算时期 0 的价格。例如，如果时期 0 和时期 $t-1$ 的被抽样项目中，有一个项目将在时期 t 消失，而在时期 t ，有替代产品在时期 $t-1$ 的价格，那么采用重叠法可以将新替代产品纳入指数。

数例

9.85 等式 (9.10) 在每个汇总层级都适用。指数是可以相加的，也就是：不管是根据原始初级价格指数计算，还是根据较高层级的中间指数计算，综合指数都是一样的。这有利于指数的编制。

9.86 表 9.5 说明了在权数参考期和价格参考期相同，也就是 $b=0$ 的特殊情况下，较高层级指数的计算。指数包括 5 个基本分类指数和两个较高层级的中间指数 G 和 H。综合指数和较高层级的指数都是采用等式 (9.10) 计算的。例如，4 月份的综合指数可以根据 4 月份较高层级的两个中间指数计算如下：

$$I^{Jan:Apr} = 0.6 \times 103.92 + 0.4 \times 101.79 = 103.06$$

或者直接根据 5 个初级指数计算如下：

$$\begin{aligned} I^{Jan:Apr} &= 0.2 \times 108.75 + 0.25 \times 100 + 0.15 \times 104 \\ &\quad + 0.1 \times 107.14 + 0.3 \times 100 \\ &= 103.06 \end{aligned}$$

请注意，根据等式 (9.11)：

表 9.5 初级价格指数的加总

	权数	1月	2月	3月	4月	5月	6月
逐月初级价格指数							
A	0.20	100.00	102.50	104.88	101.16	101.15	100.00
B	0.25	100.00	100.00	91.67	109.09	101.67	108.20
C	0.15	100.00	104.00	96.15	104.00	101.92	103.77
D	0.10	100.00	92.86	107.69	107.14	100.00	102.67
E	0.30	100.00	101.67	100.00	98.36	103.33	106.45
直接或链接月度初级价格指数 1月=100							
A	0.20	100.00	102.50	107.50	108.75	110.00	110.00
B	0.25	100.00	100.00	91.67	100.00	101.67	110.00
C	0.15	100.00	104.00	100.00	104.00	106.00	110.00
D	0.10	100.00	92.86	100.00	107.14	107.14	110.00
E	0.30	100.00	101.67	101.67	100.00	103.33	110.00
共计		100.00	100.89	99.92	103.06	105.03	110.00
较高层级的指数							
G=A+B+C	0.60	100.00	101.83	99.03	103.92	105.53	110.00
H=D+E	0.40	100.00	99.46	101.25	101.79	104.29	110.00
共计		100.00	100.89	99.92	103.06	105.03	110.00

$$I^{0t} = \sum w_i^b I_i^{0t-1} I_i^{t-1t} \neq I^{0t-1} \sum w_i^b I_i^{t-1t} \Rightarrow \frac{I^{0t}}{I^{0t-1}} \neq \sum w_i^b I_i^{t-1t} \quad (9.12)$$

$$\text{其中 } w_j = \frac{p_j^0 q_j^b}{\sum p_j^0 q_j^b} \quad (9.13)$$

这说明如果采用固定权数 w_i^b 来对逐月指数进行平均，那么所得的指数不等于较高层级的逐月指数。正如稍后将要解释的，为了计算较高层级的逐月指数，需要对逐月指数所采用的权数进行更新，以反映出 1 月份以来价格变化所带来的影响。

Young 指数与 Lowe 指数

9.87 有必要说明 Lowe 指数和 Young 指数之间的关系。正如已经指出的那样，统计机构在向用户解释其消费者价格指数时，通常将消费者价格指数描述为 Lowe 指数。Lowe 指数衡量的是固定的一篮子货物与服务的价值随时间所发生的变化。但在计算消费者价格指数时，统计机构所采用的公式通常为 Young 指数。等式 (9.13) 显示的是这两个指数之间的关系，其中 I_{Lo} 为 Lowe 指数， I_{Yo} 为 Young 指数：

$$I_{Lo} = \frac{\sum p_j^t q_j^b}{\sum p_j^0 q_j^b} = \frac{\sum p_j^t q_j^b}{\sum p_j^b q_j^b} \bigg/ \frac{\sum p_j^0 q_j^b}{\sum p_j^b q_j^b} = \sum w_j \left(\frac{P_j^t}{P_j^0} \right) = I_{Yo}$$

篮子由值 q_j^b ，也就是权数参考期 b 内的个别数量组成。首先假设权数参考期 b 的持续时间与被比较的两个时期——时期 0 和时期 t ——的持续时间相同。这一点从关系式 (9.13) 可以看出：

- Lowe 指数等于 Young 指数，其中，权数是混合值份额，它是按照价格参考月零的价格，对权数参考期 b 内的数量，也就是值 q^b 进行重新估价求出的；
- Lowe 指数可表示为：以月份 b 为基准，时期 t 的 Laspeyres 指数与时期 0 的 Laspeyres 指数之比率。
- 当 $b=0$ 时，Lowe 指数简化为 Laspeyres 指数，当 $b=t$ 时，Lowe 指数简化为 Paasche 指数。

9.88 实际上，消费者价格指数的情况更加复杂，因为参考期 b 的时间通常要比时期 0 和时期 t 的时间长很多。权数 w_j 通常指一年或一年以上的支出，而价格参考期通常是稍后年份的某个月。例如，在编制月度指数时，可以从 2003 年 1 月开始，以 2002 年 12 月作为价格参考月，但 2003 年时期可以采用的最新权数可参考 2000 年，甚至更早年份的数据。

9.89 从概念上讲，可以将典型的消费者价格指数

视为衡量年度一篮子货物与服务总成本逐月变化的 Lowe 指数，年度一篮子货物与服务可以是价格参考期前几年的数据。由于采用的是先前时期的固定一篮子货物与服务，所以这种指数有时被称为“Laspeyres 类指数”，但这种描述是不严谨的，也是没有根据的。真正的 Laspeyres 指数所要求的是价格参考月内所消费的一篮子货物与服务，然而在大多数消费者价格指数中，购物篮不仅涉及不同于价格参考月的时期，而且还涉及一年或一年以上的时期。如果权数为年度权数，而价格为月度价格，那么即使采用追溯性的做法，也不可能计算月度 Laspeyres 指数。

9.90 正如第十五章所述，如果 Lowe 指数采用的数量是从先前的时期而不是价格参考期间推算出来的，那么该指数就有可能大于 Laspeyres 指数，权数参考期越往回退，超过的数额就越大。与某些目标最优指数或基本生活费用指数相比，Lowe 指数比 Laspeyres 指数上偏的程度可能更严重。任何一篮子指数的数量数据都不可避免地会越来越过时，其相关时期越往回退，这些数量就越不相关。为了将偏差降低到最低程度，应该尽可能经常更新权数。

9.91 统计机构可能不愿意估算生活费用指数，而喜欢选择某种篮子指数作为其目标指数。在这种情况下，如果理论上比较理想的 Walsh 指数被选为目标指数，鉴于 Walsh 指数也是一种最优指数，Lowe 指数将存在刚才所述的偏差。

分解 Young 指数

9.92 如果对权数进行更新以考虑到价格参考期零和前期 $t-1$ 之间的价格变化，那么可以计算出两个连续时期，如时期 $t-1$ 和时期 t 之间较高层级的 Young 指数变化，作为时期 $t-1$ 和时期 t 之间个别价格指数的加权平均数。这样，就可以按以下方式将公式 (9.10) 分解为两个组成指数的积：

$$I^{0t} = I^{0t-1} \sum w_i^{b(t-1)} I_i^{t-t-1} \quad (9.14)$$

其中 $w_i^{b(t-1)} = w_i^b I_i^{0t-1} / \sum w_i^b I_i^{0t-1}$

$I^{0:t-1}$ 是时期 $t-1$ 的 Young 指数。权数 $w_i^{b(t-1)}$ 是基本分类 i 的原始权数，通过用权数乘以时期 0 和时期 $t-1$ 之间的初级价格指数来进行价格更新。调整后的权数总和等于 1。经过价格更新调整的权数为混合权数，因为它们是按照时期 $t-1$ 的价格而不是 b 的平均价格对 b 的数量进行隐性的重新估价。这种混合权数所衡量的不是任何时期的实际支出份额。

9.93 这样，时期 t 的指数可以用以下方法计算：用已经算出的时期 $t-1$ 的指数乘以时期 $t-1$ 和时期 t 之间的一个 Young 指数，并采用经过价格更新调整的混合权数。事实上，较高层级的指数被计算为链指数，其中指数是

逐期向前移动的。这种方法可以使替代项目的引入具有更大的灵活性，并且更容易监测记录价格的变动误差，因为相对于基期以后的总体变化而言，逐月变动的幅度要小一些，可变性也小一些。

9.94 价格更新也可以在权数参考期和价格参考期之间进行，下一部分将对此进行解释。

从权数参考期到价格参考期的价格更新

9.95 如果权数参考期 b 和价格参考期 0 不同（情况通常如此），那么统计机构必须决定是否应该通过价格更新来调整从权数参考期 b 到价格参考期 0 的权数。实际上，价格更新权数可以用以下方法计算：用时期 b 的原始权数乘以衡量时期 b 和时期 0 之间价格变化的初级指数，调整后的权数总和等于 1。

9.96 可以通过数例对相关的问题进行解释。在表 9.6 中，假设基期 b 为 2000 年，这样权数为 2000 年的支出份额。在表 9.6 的 (a) 部分，2000 年还作为价格参考期。但实际上，只有在 2000 年以后的某个时间才能引入基于 2000 年的权数，因为需要花时间收集和处支出数据。在表 9.6 的 (b) 部分，假设 2000 年权数是在 2002 年 12 月引入的，2002 年 12 月也被选作新的价格参考基础。

9.97 请注意：可在 2002 年 12 月计算该表 (a) 部分中基于 2000 年的指数，但根据决定，2002 年 12 月为价格参考基础。如果需要，这并不妨碍将 2002 年 12 月价格参考期的指数倒算到 2002 年 12 月以前的几个月。

9.98 在引入新指数的时候，编制指数的统计机构可以有两个选择。统计机构必须确定新指数的权数是应该保留 2000 年的数量，还是保留 2000 年的支出，不能两者都保留。

9.99 如果决定保留数量，那么得出的指数将为一篮子指数，或 Lowe 指数，其中数量为 2000 年的数量。这将意味着该指数的移动必须与该表 (a) 部分中基于 2000 年的指数的移动一样。在这种情况下，如果将指数表示为：以 2002 年 12 月作为价格参考期的初级价格指数的加权平均数，那么 2000 年支出权数的价格必须更新到 2002 年 12 月。表 9.6 的 (b) 部分对此进行了说明，其中，在更新权数时，用该表 (a) 部分中 2000 年的原始权数乘以 2000 年与 2002 年 12 月期间基本分类的价格指数，然后对结果进行调整，调整后的总和等于 1。表中这些权数以 w_{00} (2002 年 12 月) 标示。

9.100 在表 9.6 的 (b) 部分中，以价格更新为权数的指数是 Lowe 指数，其中 $b = 2000$ 年， $0 = 2002$ 年 12 月。这些指数可以表示为该表上部分中指数的比率。例如，2003 年 3 月的综合 Lowe 指数（也就是

101.97) 是以 2002 年 12 月作为其价格参考基础, 该指数等于该表 (a) 部分中基于 2000 年的 2003 年 3 月份的指数 (也就是 106.05) 除以基于 2000 年的 2002 年 12 月份的指数 (也就是 104.00)。这样, 在将价格参考期移到 2002 年 12 月时, 价格更新保持了该表 (a) 部分的指数移动。

9.101 另一种选择就是, 可以采用没有更新的 2000 年的支出权数来计算 Young 指数系列。如果支出份额实际上是保持不变的, 那么在 2000 年和 2002 年 12 月期间, 数量变动应该与价格变动相反。新 Young 指数购物篮中的数量不会与 2000 年的数量相同。该指数的移动应该与经过价格更新的指数的移动略有不同。

9.102 问题是, 应该保持权数参考期 2000 年的已

知数量 (已经收集到的最新确实数据), 还是保持权数参考期已知的支出份额? 如果政府的目标是为了衡量采用固定篮子的 Lowe 指数, 那么问题就很明显, 统计机构应该对价格进行更新。另一方面, 有些统计机构可能需要自己选择采用哪种办法。

9.103 在不更新数量的情况下, 更新价格并不意味着所得出的支出权数一定是更近期的。如果价格变动和数量变动之间具有很强的逆关系, 那么价格更新本身就有可能产生不适当的结果。例如, 在最近几年中, 计算机的价格一直在迅速下降。如果将数量保持不变, 而对价格进行更新, 那么计算机的支出也会迅速下降。但实际上, 计算机支出的份额可能是上升的, 因为购买的计算机数量有了飞速的增长。

表 9.6 权数参考期和价格参考期之间权数的价格更新

权数	2000年	2002年11月	2002年12月	2003年1月	2003年2月	2003年3月	
(a) 以 2000 年作为权数参考期和价格参考期的指数							
初级价格指数							
	W_{00}						
A	0.20	100.00	98.00	99.00	102.00	101.00	104.00
B	0.25	100.00	106.00	108.00	107.00	109.00	110.00
C	0.15	100.00	104.00	106.00	98.00	100.00	97.00
D	0.10	100.00	101.00	104.00	108.00	112.00	114.00
E	0.30	100.00	102.00	103.00	106.00	105.00	106.00
较高层级的指数							
G=A+B+C	0.60	100.00	102.83	104.50	103.08	104.08	104.75
H=D+E	0.40	100.00	101.75	103.25	106.50	106.75	108.00
共计		100.00	102.40	104.00	104.45	105.15	106.05
(b) 重新以 2002 年 12 月为参考期, 权数价格更新到 2002 年 12 月							
初级价格指数							
	W_{00} (2002年12月)						
A	0.190	101.01	98.99	100.00	103.03	102.02	105.05
B	0.260	92.59	98.15	100.00	99.07	100.93	101.85
C	0.153	94.34	98.11	100.00	92.45	94.34	91.51
D	0.100	96.15	97.12	100.00	103.85	107.69	109.62
E	0.297	97.09	99.03	100.00	102.91	101.94	102.91
较高层级的指数							
G=A+B+C	0.603	95.69	98.41	100.00	98.64	99.60	100.24
H=D+E	0.397	96.85	98.55	100.00	103.15	103.39	104.60
共计		96.15	98.46	100.00	100.43	101.11	101.97
重新调整到 2000 年=100		100.00	102.40	104.00	104.45	105.15	106.05

9.104 如果相对数量和相对价格发生了迅速的变化，那么统计机构实际上应该更频繁地改变其支出权数，尽管这意味着要进行更频繁的支出调查。价格更新本身并不能解决这一问题。在更新支出权数时，必须对其数量和价格进行更新，这实际上意味着需要收集新的支出数据。

新权数的引入与链接

9.105 应该不时地对基本分类的权数进行修订，以确保权数能够反应当前的支出模式和消费行为。在引入新权数的时候，新指数的价格参考期可以是旧指数的最后时期，旧指数和新指数在这一点上被链接在了一起。旧指数和新指数产生了一个链指数。

9.106 新权数的引入通常是一项很复杂的工作，因为这可能需要引入新的项目、新的样本、新的数据源、新的编辑法、新的基本分类、新的较高级别的指数或新的分类。这些工作通常是在修订权数时进行，以尽量减少对时间序列的总体干扰和对指数用户造成的不便。

9.107 很多国家都是大约每隔 5 年进行修订权数和链接，但有些国家则是每年都采用新的权数。不必每年对链指数进行链接，链接的频率可以少一些。真正的问题不是是否应该进行链接，而是链接的频率应该为多少。修订权数无疑是迟早都要进行的，因为不能一直采用同一权数。不管期限如何，统计机构迟早都必须解决链接的问题。对于指数编制人员来说，这是无法回避的一项重要工作。

9.108 修订权数的频率。只要基本分类一级的消费模式具有足够的稳定性，那么就可以继续采用同样的基本分类权数。随着时间的变化，消费者往往会选择替代品，而放弃价格已相对增长了的产品。所以在一般情况下，价格和数量变动之间往往是一种逆关系。消费者这种选择替代品的行为意味着：与采用更新权数的一篮子指数相比，以先前时期的固定篮子为基础的 Lowe 指数往往存在着上偏。

9.109 消费模式变化的另一个原因是：市场上的新产品不断出现，而其他产品不断消失。从更长的期限来说，消费模式还会受到其他几个因素的影响。这些因素包括：不断上升的收入和生活水平、人口结构的变化、技术变化以及品味和偏好的变化。

9.110 形成的一种广泛共识是，有必要定期对权数进行更新，至少每 5 年一次，如果有证据表明消费模式发生了迅速的变化，那么更新应更频繁一些。对权数进行更新和对指数进行链接的频率问题并不是一个简单的问题，因为频繁的链接也可能带来一些问题。取得新权数的费用可能很高，尤其在需要进行更频繁的支出调查时，情况更是如此。每年进行一次链接的优点在于可以

定期进行调整（如，纳入新产品），不过每个指数都需要持续一段时间，不管是否每年进行一次链接。

9.111 某些类型的产品支出会受到经济短期波动的强烈影响。例如，汽车、主要耐用品、昂贵奢侈品等方面的支出在不同的年份可能会发生重大的变化。在这种情况下，权数最好以两年或两年以上的支出平均数为基础。

9.112 链指数的计算。假设已经计算了一个固定权数的 Young 指数序列，该序列以时期 0 为价格参考期，在稍后的时期 k ，指数中必须引入一个新的权数集合。新权数集合的价格可能已经（也可能没有）从新权数参考期的价格更新为时期 k 的价格。这样，可以将链指数计算为：

$$\begin{aligned} I^{0t} &= I^{0k} \sum w_i^k I_i^{kx-1} I_i^{t-x} \\ &= I^{0k} \sum w_i^k I_i^{kx} \\ &= I^{0k} I^{kx} \end{aligned} \quad (9.15)$$

9.113 链指数有几个重要的特征：

- 采用链指数公式，有利于对权数进行更新、引入新项目 and 分类指数，还有利于取消过时的项目和指数。
- 为了能够将旧序列与新序列链接起来，需要有一个重叠期 (k)，在这个时期，必须采用旧权数集合和新权数集合来计算指数。
- 链指数可能有两个或更多的环。在每个链接期之间，可以采用公式 (9.10) 或其他指数公式将指数计算为固定加权指数。链接期可以是一个月或一年，条件是权数和指数系指同一时期。
- 链接旨在确保所有层级的个别指数都能正确显示出随时间发展的态势。
- 链接会导致非相加性。如等式 (9.15) 所示，如果新序列被链接到旧序列上，那么链接以后，不能采用新权数将较高级别的指数计算为个别指数的加权算术平均数。另一方面，如果指数参考期发生变化，链接期之前的指数序列被重新调整到新的指数参考期，就不能采用新权数将该序列加总为较高级别的指数。需要对这种结果进行仔细的解释和说明。

9.114 计算链指数的例子请见表 9.7。从 1998 年到 2002 年 12 月，指数计算的权数和价格参考期是以 1998 年为基础的。从 2002 年 12 月以后，引入了一个新的权数集合。例如，权数可以参照 2000 年，可能已经（也可能没有）将价格更新到 2002 年 12 月。然后，以 2002 年 12 月作为价格参考月来计算固定权数的新指数序列。最后，通过乘法将新指数序列与旧指数（1998 年 = 100）链接，以获得从 1998 年到 2003 年 3 月的连续指数。表 9.7 中较高级别的链指数被计算为：

$$I^{00t} = I^{98:2002年12月} \sum w_i^{00(2002年12月)} I_i^{2002年12月t} \quad (9.16)$$

表 9.7 链指数的计算

	权数 1998年	1998年	2002年 11月	2002年 12月	权数 2000年	2002年 12月	2003年 1月	2003年 2月	2003年3 月
		1998年 = 100				2002年12月 = 100			
初级价格指数									
A	0.20	100.00	120.00	121.00	0.25	100.00	100.00	100.00	102.00
B	0.25	100.00	115.00	117.00	0.20	100.00	102.00	103.00	104.00
C	0.15	100.00	132.00	133.00	0.10	100.00	98.00	98.00	97.00
D	0.10	100.00	142.00	143.00	0.18	100.00	101.00	104.00	104.00
E	0.30	100.00	110.00	124.00	0.27	100.00	103.00	105.00	106.00
共计		100.00	119.75	124.90		100.00	101.19	102.47	103.34
较高级别的指数									
G=A+B+C	0.60	100.00	120.92	122.33	0.55	100.00	100.36	100.73	101.82
H=D+E	0.40	100.00	118.00	128.75	0.45	100.00	102.20	104.60	105.20
共计		100.00	119.75	124.90		100.00	101.19	102.47	103.34
将较高级别的指数链接到 1998 年 = 100									
G=A+B+C	0.60	100.00	120.92	122.33	0.55	122.33	122.78	123.22	124.56
H=D+E	0.40	100.00	118.00	128.75	0.45	128.75	131.58	134.67	135.45
共计		100.00	119.75	124.90		124.90	126.39	127.99	129.07

由于缺乏相加性，所以例如 2003 年 3 月的综合链指数（129.07）不能采用 2002 年 12 月的权数被计算为较高级别链指数 G 和 H 的加权算术平均数。

9.115 新的基本分类的引入。首先，考虑引入新的权数和将指数链入 2002 年 12 月的情况。假设消费者价格指数的总体范围保持不变，但某些项目的重要性增加了，增加的程度已足以将其确定为新的基本分类。例如，对移动电话和互联网接入引入新的基本分类。

9.116 试计算从 2002 年 12 月（新价格参考期）以后的新指数。新指数的计算不存在特殊的问题，可以采用公式 (9.10) 进行计算。但如果对权数进行价格更新调整，例如，将权数的价格从 2000 年更新到 2002 年 12 月，那么就可能会遇到难题，因为在 2002 年 12 月以前，不存在移动电话基本分类，因此没有价格指数可用来对移动电话权数进行价格更新。2002 年 12 月以前，可能已经有移动电话的价格记录，这种价格记录很可能属于另一基本分类（通信设备），这样将可以建立一个价格序列，然后采用该价格序列进行价格更新。如果情况并非如此，那么可能需要采用其他来源的价格信息，如购买力平价调查、商业统计或行业来源。如果没有相关的信息，那么可以采用类似基本分类的价格指数变动数据来对

价格进行更新。

9.117 纳入新的基本分类将意味着下一个较高级别的指数在链接前和链接后所含基本分类的数目是不同的。因此，对于组成部分已经发生变化的较高级别的指数来说，将难以对其变化率进行解释。但如果由于这个原因而不引入新的货物或服务，那么所得出的指数将不能反映经济中实际发生的动态变化。如果习惯对消费者价格指数往回进行调整，那么可以采用追溯法引入新产品的价格及其权数。如果不对消费者价格指数往回进行调整（很多情况下都是如此），那么将没有什么办法可用来提高链指数的质量。在很多情况下，增加一个基本分类不太可能对其下一个较高级别的指数产生重大的影响。如果认为增加一个基本分类将会对较高级别指数的时间序列产生重大影响，那么可能有必要中止旧的序列，而开始一个较高级别新指数。只能根据具体情况来做出这方面的决定。

9.118 较高级别新指数的引入。可能有必要对综合消费者价格指数引入一个较高级别新指数。如果消费者价格指数的范围扩大了，或者基本分类的组别发生了变化，那么将有可能发生这种情况。这样，就需要确定在将较高级别新指数纳入综合消费者价格指数

的计算时，该新指数的初始值应该是多少。以表 9.7 的情况为例。假设 2003 年 1 月的一个较高层级新指数必须被纳入消费者价格指数。那么问题是：较高层级新指数将要链接的 2002 年 12 月的值应该是多少。有两种选择：

- 以 1998 年作为价格参考期，估算较高层级新指数在 2002 年 12 月的值，然后将 2003 年 1 月以后的新序列与这一值链接起来。这一办法可以防止指数序列出现中断的情况。
- 将 2002 年 12 月确定为 100，以此作为较高层级新指数的起点。从计算的角度来说，这使问题简化了。不过，在向用户解释指数中断问题时仍有一定的难度。无论如何，在进行如刚才所述的重大调整时，应该尽可能与定期修订权数和链接联系起来，以便尽量减少对指数序列的破坏。

9.119 应该考虑的最后一种情况就是分类变化。例如，某个国家可能决定从国家分类转向国际分类，比如《按目的划分的个人消费分类》(COICOP)。这样，消费者价格指数内集合的组成部分的变化可能很大，以致对其进行链接是毫无意义的。在这种情况下，应该往回计算至少一年的新分类的消费者价格指数，以计算出一致的年度变化率。

9.120 部分修订权数。基本分类的权数可以从不同时期的各种数据来源获得。因此，可能无法同时采用所有新的加权信息。在有些情况下，在获得相关信息后，最好尽快对某些基本分类采用新的权数。对一个综合指数的子集采用新的权数又称为部分修订权数。

9.121 在对权数进行价格更新时，部分修订权数具有特殊的意义。在重新确定基准的时候，某些基本分类可能没有相关的加权信息。这样，可能不仅需要考虑到新权数进行价格更新，而且对于那些没有新权数可用的基本分类来说，可能还需要对这些基本分类的旧权数进行价格更新。在后一种情况下，可能需要在很长一段时间内对权数进行价格更新，由于前面所述的原因，在这种情况下如果相对数量变化的方向与相对价格变化的方向相反，将会引起严重的问题。在进行价格更新前，应该获取数量和价格变化方面的数据。部分修订权数的缺点在于：隐含的数量属于不同时期，这样购物篮的组成部分不明确，定义也不准确。

9.122 可以得出这样的结论：从原则上讲，引入新权数以及将新序列与旧序列链接起来并不困难。实际上，使权数参考期与价格参考期保持一致往往会有一些的难度，另外，如果较高层级的指数包括不同的基本分类，那么在决定是否应该对一段时间的这些指数进行链接的时候，也会遇到困难。本手册无法对此类决定提供具体的指导，但指数编辑人员应该认真考

虑所得出的链序列的经济逻辑性和统计的可靠性，并考虑到用户的需要。为了促进决策过程，在计划进行修订权数时，应事先认真考虑这些问题，特别要注意那些将要公布的指数。

9.123 长期和短期链接。以下将对权数发生年度变化的长期链指数进行分析。在任何特定的年份，首先将采用现有的最新集合（该权数不是当前年度的权数）来计算当前的月度指数。但如果后来有了当前年度的权数时，那么可以根据该年的权数对月度指数进行重新计算。然后，将所得出的序列用于长期链指数而不是首次公布的原始指数。这样，长期链指数的移动，例如，从某年的 12 月份向下一年的 12 月份移动，就是以该年度的权数为基础的，权数于每年的 12 月进行修订。这种方法是瑞典中央统计局提出的，瑞典将这种方法用于消费者价格指数的计算。详情见《瑞典消费者价格指数：方法手册》(瑞典统计局，2001 年)。

9.124 假设每个链环的时期为 12 月到 12 月。那么在以 (0) 年 12 月作为指数参考期的情况下，可以采用以下公式计算出 (Y) 年 (m) 月的长期指数：

$$I^{Dec0:mY} = \left(\prod_{y=1}^{Y-1} I^{Decy-1:Decy} \right) I^{DecY-1:mY} \quad (9.17)$$

$$= I^{Dec0:Dec1} I^{Dec1:Dec2} \dots I^{DecY-2:DecY-1} I^{DecY-1:mY}$$

瑞典的实际做法是：通过一个系数将 (0) 年 12 月的指数调整为 (0) 年的平均数，并用该系数与公式 (9.19) 右边的式子相乘，以获得一个以全年作为参考期的结果。指数的长期移动只取决于长期链环，因为短期链环不断地被长期链环所替代。例如，假设 2001 年 1 月至 12 月的短期指数可以计算为：

$$I^{Dec00:m01} = \sum w_i^{00(2000年12月)} I_i^{2000年12月:m01} \quad (9.18)$$

其中， $W_i^{00(2000年12月)}$ 是 2000 年的权数（价格更新到 2000 年 12 月）。如果有了 2001 年的权数，那么这将被长期链环所代替：

$$I^{2000年12月:2001年12月} = \sum w_i^{01(2000年12月)} I_i^{2000年12月:2001年12月} \quad (9.19)$$

其中， $W_i^{01(2000年12月)}$ 为 2001 年的权数（价格逆调到 2000 年 12 月）。在 2002 年新的短期链环中，采用了 2001 年的权数集合（价格更新到 2001 年 12 月）：

$$I^{2001年12月:m02} = \sum w_i^{01(2001年12月)} I_i^{2001年12月:m02} \quad (9.20)$$

9.125 采用这种方法，长期指数变动是由同期权数决定的。从概念上讲，这种方法是比较理想的，因为与大多数用户最相关的权数是以价格实际变化时的消费模

式为基础的。这种方法使链接过程有了一个符合逻辑的结论，它至少假设指数的链接最多是一年一次。因为这种方法所采用的权数是不断修订的，以确保权数能够代表当前的消费行为，由此得出的指数可以在很大程度上避免替代偏差的问题，如果权数是以过去某个时期的消费模式为基础的，那么将会发生这种偏差问题。因此，这种方法对于那些旨在对生活费用指数进行估计的统计机构可能具有吸引力。

9.126 最后，可能需要注意的是：这种方法需要对首次公布的指数进行某些修订。在有些国家，消费者价格指数首次被公布后，不得对其进行修订，不过对于其他经济统计，包括国民账户而言，标准做法是有了更多更新的信息后可加以修订。以下将对这一问题做进一步的分析。

指数变化的分解

9.127 指数用户通常感兴趣的是：综合指数的变化究竟有多少是由某组特定货物或产品，如石油或食品的价格变化引起的？另外，用户还可能希望了解在不考虑住房或能源的情况下，指数将会怎样。为了回答这类问题，需要将综合指数分解为不同的组成部分。

9.128 假设指数是按照等式 (9.10) 或 (9.11) 计算的。指数从时期 $t-m$ 到时期 t 的相对变化可以表示为：

$$\frac{I^{0t}}{I^{0t-m}} - 1 = \frac{\sum w_i^b I_i^{0t-m} I_i^{t-mt}}{\sum w_i^b I_i^{0t-m}} - 1 \quad (9.21)$$

因此，从时期 $t-m$ 到时期 0 的分类指数进入较高层级的指数的权数为：

$$\frac{w_i^b I_i^{0t-m}}{\sum w_i^b I_i^{0t-m}} = \frac{w_i^b I_i^{0t-m}}{I^{0t-m}} \quad (9.22)$$

分类指数变化对较高层级指数的效应可以计算为：

$$\begin{aligned} \text{效应} &= \frac{w_i^b I_i^{0t-m}}{I^{0t-m}} \left(\frac{I_i^{0t}}{I_i^{0t-m}} - 1 \right) \\ &= \frac{w_i^b}{I_i^{0t-m}} (I_i^{0t} - I_i^{0t-m}) \end{aligned} \quad (9.23)$$

如果 $m = 1$ ，那么公式 (9.23) 的结果为月度变化的效应；如果 $m = 12$ ，那么公式的结果为过去 12 个月变化的效应。

9.129 如果按照等式 (9.15)，将指数计算为链指数，那么时期 $t-m$ 的分类指数进入较高层级的指数的权数为：

$$\frac{w_i^0 I_i^{k:t-m}}{I^{k:t-m}} = \frac{w_i^0 (I_i^{0t-m} / I_i^{0k})}{(I^{0t-m} / I^{0k})} \quad (9.24)$$

分类指数变化对较高层级的指数的效应可以计算为：

$$\begin{aligned} \text{效应} &= \frac{w_i^0}{I^{k:t-m}} (I_i^{k:t} - I_i^{k:t-m}) \\ &= \frac{w_i^0}{(I^{0t-m} / I^{0k})} \left(\frac{I_i^{0t}}{I_i^{0k}} - \frac{I_i^{0t-m}}{I_i^{0k}} \right) \end{aligned} \quad (9.25)$$

假设时期 $t-m$ 位于同一个链环（也就是，时期 $t-m$ 是指时期 k 以后的时期）。如果是针对整个链来计算分类指数对较高层级的指数所产生的效应，那么计算应该分两个步骤：一步是从旧序列一直到链接期，另一步是从链接期到时期 t 。

9.130 表 9.8 所显示的是如何计算分类指数变化对较高层级的指数所产生的效应。指数是在一个链环内计算的，以便采用等式 (9.25) 进行分解。例如，住房从 2002 年 1 月到 2003 年 1 月增长的百分点效应可计算为 $0.25/118.6 \times (120.0 - 110.0) = 2.11$ 百分点。这意味着：在所有项目指数增长 10.03% 中，有 2.11 个百分点是由于住房指数上升引起的。

表 9.8 指数变化的分解

	权数	指数			影响（贡献）		
		2000年	2002年 1月	2003年 1月	从2002年1月 到2003年1月 的变化（%）	在总变化 中所占的 百分点	在总变化中 所占的百分 比（%）
1 食品	0.30	100.0	120.0	130.0	8.33	2.53	25.21
2 服装	0.10	100.0	130.0	145.0	11.54	1.26	12.61
3 住房	0.25	100.0	110.0	120.0	9.09	2.11	21.01
4 交通	0.20	100.0	125.0	130.0	4.00	0.84	8.40
5 杂项	0.15	100.0	114.0	140.0	22.81	3.29	32.77
所有项目	1.00	100.0	118.6	130.5	10.03	10.03	100.00

固定加权指数以外的其他指数

9.131 月度消费者价格指数通常为基本分类价格指数的算术加权平均数，其中权数在若干个时期内——可以从12个月到若干年——保持不变。重复采用与过去某个时期 b 有关的相同权数可以简化计算程序，并减少数据收集要求。相对于重新进行调查而言，采用昔日支出调查结果的花费要少得多。另外，在收集价格数据之前就已经知道了权数，这样在收集和整理价格数据后，可以立即进行指数计算。

9.132 但同一权数采用的时间越长，就越不能代表当前的消费模式，在技术不断发生变化的时期尤其如此，因为在这种情况下，新型的货物与服务不断在市场上出现，而旧的货物与服务在市场上逐渐消失。如果指数的目的是为了衡量住户通常消费的一篮子货物与服务总成本的变化率，那么采用固定权数将会破坏这种指数的可信度。这种一篮子货物与服务应该不仅能够代表指数所包含的住户，而且还能够代表价格发生变化时的支出模式。

9.133 同样，如果目的是要编制生活费用指数，那么不断采用同一固定的购物篮将会使指数变得越来越不合适，时间越长就越不合适。采用同一购物篮的时间越长，指数上偏的可能性就越大。众所周知，与生活费用指数相比，Laspeyres 指数存在着上偏。但对于时期 0 和时期 t 之间的 Lowe 指数而言，如果采用先前时期 b 的权数，那么该指数将超过时期 0 和时期 t 之间的 Laspeyres 指数，时期 b 的时间越往回退，超出的数额就越大（见第十五章）。

9.134 为了尽量减少或避免采用固定权数时指数可能出现的偏差，有几个方法可以采用。以下将对对此进行简单介绍。

9.135 年度链接。显然，为了尽量减少采用固定权数时指数可能出现的偏差，一个方法就是经常进行链接和对基期进行重新调整，以尽可能保持最新的权数和基期。有很多国家已经采用了这种策略，这些国家每年对其权数进行修订。正如前面所述，如果不对基本分类内的价格序列进行某种链接，那么即使基本分类的权数保持不变，也将无法解决产品总体不断变化的问题。如果进行年度链接，那么就没有必要选择一个基期，因为权数参考期总是上一年或以前的年份。

9.136 采用当期权数进行年度链接。在每年对权数进行修订的情况下，如果能够在获取当前年份支出数据的时候，及时对指数进行追溯性修订，那么将可以用当前年份的权数取代那些基于以前某一年或几年的原始权数。然后以修订过的指数序列作为消费者价格指数长期移动的基础。正如以上所述，瑞典统计局采用了这种方法。采用这种方法可以得出无偏差的结果。

9.137 其他指数公式。如果不那么频繁地对权数进行修订，比如，每五年修订一次，那么另一个选择就是对较高层级的指数采用一个不同的指数公式，而不是采用初级价格指数的算术平均数。一种可能就是使用加权几何平均数。这样就不会产生与算术平均数一样的上偏。更普遍的情况是，可考虑采用加权的 Lloyd-Moulton 公式。该公式考虑了比价发生变化时消费者选择替代品的情况，因此产生偏差的可能性会小一些。当替代品弹性平均为 1 的时候，该公式简化为几何平均数。该公式不太可能在不久的将来替代算术平均数并为人们所普遍接受，因为它在衡量固定篮子的价值变化时不能做出解释。但可以尝试着采用该公式来编制指数，这种指数可以作为主要指数的一个有用补充。它至少可以显示主要指数可能偏差的程度，并说明主要指数的特性。

9.138 追溯性最优指数。最后，可以采取追溯性方法来计算最优指数。诸如 Fisher 与 Törnqvist 指数等最优指数对两个被比较时期进行对称处理，需要两个时期的支出数据。尽管消费者价格指数在首次公布时可能必须是某种类型的 Lowe 指数，但以后当获得更多有关逐期消费者支出的信息时，将有可能估计一个最优指数。目前至少有一个统计机构，就是美国劳动统计局公布了这种指数。尽管在其他经济统计领域，用户会乐于接受修订的或补充的消费者价格指数，但这种消费者价格指数的公布将会牵涉到统计政策的问题。此外，在欧洲联盟（欧盟），用于欧盟之目的调和指数可能不同于国家消费者价格指数，用户所面临的已经不只是一个消费者价格指数了。这样，如果公布的补充指数可以说明主要指数的特性并且能引起某些用户相当大的兴趣，那么似乎就是合理的和可接受的。

数据编辑

9.139 本章一直在讨论统计机构计算消费者价格指数时所采用的方法。在本章的结尾部分，将对统计机构编辑数据的程序进行说明。数据编辑程序与基本分类的价格指数计算密切相关。第五章至第七章已经对数据采集、记录和编码等数据抽取程序进行了介绍。产生者价格指数的下一步就是数据编辑。这里所指的数据编辑包括两个步骤：

- 发现可能的错误和界外值；
- 核实和修正数据。

9.140 从逻辑上讲，发现错误和界外值的目的是为了将错误或界外值排除在指数计算之外。错误可能是由价格误报引起的，也可能是由记录或编码错误引起的。另外，由于无回应而缺失的价格可以作为错误处理。可能的错误或界外值往往是那些被列在某种预设保留区间之外的观察值，或者基于其他某种原因而被分析人员断定为不切实

际的观察值。但有时可能会发生这样的情况：即使某个观察值没有被认定为一个潜在错误，但从显示的数据来看却是错误的，有时这种观察值被称为界内值。有时，抽样可能会偶然地捕捉到异常的价格变化，这种变化不在保留区间内，但却被认为是正确的。在某些有关调查数据的讨论中，任何极端值都被视为界外值。在此，采用“界外值”一词表示那些已经被确定为正确的极端值。

9.141 在发现可能的错误后，应该核实错误的真实性。为此，通常需要向受访者核实价格，或将有关项目与类似项目的价格变化进行比较。如果数值确实有误，那么需要对其进行修正。如果受访者可以提供正确的价格，就可以很容易地进行这种修正；在受访者不能提供正确价格的情况下，可以通过虚拟或在指数计算中略去相关价格来处理这个问题。如果数值证明是正确的，那么就on应该将其纳入指数。如果数值证明是界外值，就可以保留该数值，或根据预先规定的做法，如略去或虚拟，来纠正该数值。

9.142 尽管计算机可以为工作提供极大的便利，但并不是所有这些活动都必须用计算机处理。然而即使部分或全部活动无需通过计算机进行处理，也应该有一整套用以控制数据处理的程序和记录。并不总是需要完成整个步骤后再完成下一个步骤。例如，如果采用电子制表软件，并且为缺失数据预先设定缺失虚拟值，那么不管什么时候增加或修订新的观察值，都可以对指数进行估计和重新估计。在计算和分析过程的所有层面，考察个别价格观察值对基本分类指数的影响，以及初级指数对各种较高层级分类的影响都是非常有用的。

9.143 没有必要对报告的所有价格进行同样程度的检查，这样做是不可取的。某些受访者所记录的价格变化比其他受访者所记录的价格变化具有更大的权数，统计分析人员应该意识到这一点。例如，某个占有 2% 权数的基本分类可能包括 10 个价格，而另一具有同样权数的基本分类可能包括 100 个价格。显然，后者所报告的价格错误造成的影响要小得多，其错误可以忽略不计；但前者所报告的价格错误则有可能使基本分类指数存在重大误差，甚至有可能对较高层级的指数产生影响。

9.144 用户可能对个别初级指数以及基于个别初级指数的分类感兴趣。由于基本层级的样本规模通常较小，所以采集的任何价格以及价格中的错误都有可能对个别产品或行业的结果产生重大影响。对报告数据进行核实时，通常需要根据分析人员的经验，逐个对指数进行核实。为了对异常价格变动进行解释，分析人员还需要受访者的合作与支持。

9.145 显然，调查与问卷的设计也会对错误的发生率产生影响。因此，价格报告和问卷应该尽可能清晰明确，以防止出现误解和错误。不管调查设计如何，应该

核实所收集的数据是最初所要求的数据，这一点很重要。如果不能提供所要求的数据，那么调查问卷应该鼓励受访者对此予以说明。例如，如果某个产品不再生产了，因而在当月没有价格数据，那么可以要求提供替代产品的数据，同时详细说明该产品与旧产品之间的可比性。如果受访者无法提供替代品数据，那么可以采取各种办法来处理缺失的数据（另见第七章的讨论）。

发现可能的错误和界外值

9.146 价格调查不同于其他经济调查的一个方面就是：尽管记录的是价格，但所要衡量的却是价格变化。由于指数计算需要对一个时期与另一个时期配对观察对象的价格进行比较，因此在编辑数据时应该重点检查那些根据配对观察结果所计算的价格变化，而不是报告的价格本身。

9.147 在确定异常价格变化时，可以采用以下办法：

- 对输入数据进行非统计检查；
- 对输入数据进行统计检查；
- 对输出结果进行检查。

以下将对这些办法依次进行介绍。

9.148 对输入数据进行非统计检查。非统计检查可以通过人工对输入数据进行检查，对类似表格中的数据进行检查，或采用过滤法进行检查。

9.149 当统计机构收到价格报告或问卷时，可以对报告的价格进行人工检查，在人工检查时，将这些价格与以前报告的同一项目的价格进行比较，或其他商户类似项目的价格进行比较。尽管这种办法可以发现明显异常的价格变化，但还远远不能确保发现所有可能的错误。这种方法还极其耗费时间，而且无法发现编码错误。

9.150 在对价格数据进行编码后，可以在统计系统中编制相应的程序，以表格的形式对数据进行比较。例如，可以用一张表格显示以前月份到当前月份所有报告价格的变化百分比，并利用该表格来发现可能的错误。为了进行比较，这种表格还可以包括以前各时期的百分比变化以及 12 个月的变化。很多计算机程序和电子数据表可以很容易地对观察值进行分类，例如，可以根据最新月度变化率的大小对观察值进行分类，这样就可以很容易地发现极端值。还可以根据基本分类对观察值进行分组。

9.151 对观察值进行分组的一个好处就是可以凸显潜在的错误，这样分析人员就不必对所有观察值进行检查。采用分级的办法可以首先发现所有极端的价格变化，然后根据具体情况对这些变化进行检查，从而节省时间。当然，如果基本分类指数所涉及的价格变化具有比较高的权数，那么还应该根据具体情况对这些较高权数的价格变化进行检查。

9.152 在采用过滤法的情况下，根据价格变化是否处于某些预定界限之外，比如±20%甚至50%，来发现可能的错误或界外值。通过这种检验，应该可以发现任何严重的数据编码错误。如果受访者错误地报告了另一个不同的产品，那么通过该检验，也应该可以发现其中的一些情况。通常情况下，无需参照调查中的任何其他观察值，就可以发现这些错误，因此可以在数据抽取阶段采用这种检查。过滤法的优点在于：分析人员不必对众多的观察值进行全面的检查。可以为最新月度变化设置上限或下限，或在其他时期对界限进行调整。同样，在设定界限时，应该考虑到价格变化的具体情况，因为可以根据项目、基本分类或较高级别的指数来设定界限。在已知某些项目价格具有多变性的情况下，如果这些项目的价格发生了较大的变化，那么应该是可以接受的。例如，石油价格的月度变化界限可能被设定为±10%，专业服务价格的月度变化界限可能是0%至+5%（任何下降的价格都是可疑的），计算机价格的界限可能是-5%至0%（任何上升的价格都是可疑的）。随着时间的变化，还可以对界限进行调整。如果已经知道石油价格在上涨，那么设定的界限可能是10%至20%，如果石油的价格在下降，那么设定的界限则可能是-10%至-20%。应定期监测没有通过检查的次数来对界限进行检查。如果发现太多的观察值需要重新审查，那么将需要对界限或范围进行调整。

9.153 但不建议采用自动删除系统。在定价中有一个常见的现象就是：很多产品，尤其是耐用品的价格变化不是随时间变化均匀地发生而是累积在一起发生的，以避免与价格变化相关的“菜单成本”。不同类型的产品可能会在不同的时间发生这种大幅度增长的情况，因此可能会出现表面上看起来不正确的极端值。如果在每种类型的产品发生“极端值”的时候删除其价格变化，那么就相当于忽略该行业的所有价格变化。

9.154 对输入数据进行统计检查。在对输入数据进行统计检查时，在一定的时期内，将每个价格变化与同一样本或类似样本中的价格变化进行比较。以下将列举两个例子来说明这种过滤法。第一个方法是以非参数综合测量为基础，第二个方法以价格变化的对数正态分布为基础。

9.155 第一个方法需要根据价格变化的中位数和四分位数进行检验，以便价格变化不会受到任何“极端”观察值的影响。分别以 R_M 、 R_{Q1} 和 R_{Q3} 表示中位数、第一四分位数和第三四分位数价格比率。这样，任何观察值，如果其价格比率超过中位数和四分位数间距的 C 倍，那么就被认为是一个潜在错误。这一基本方法假设价格变化呈正态分布。在这种假设的情况下，可以估算出那些可能处于特定界限外（表示为 C 倍）的价格变化比例。在正态分布的情况下， R_{Q1} 和 R_{Q3} 离 R_M 的间距是相等的。

这样，如果将 C 表示为 $(R_M - (R_{Q1} + R_{Q3}) / 2)$ ，那么50%的观察值将位于离中位数± C 的范围内。根据标准的正态分布表，这相当于标准离差 (σ) 的0.7倍左右。例如，如果 $C=6$ ，那么将意味着间距大约为样本的 4σ ，这样，将大约有0.17%的观察值被确定为错误的。如果 $C=4$ ，那么相应的数据为 2.7σ ，或者将大约有0.7%的观察值被确定为错误的。如果 $C=3$ ，那么间距为 2.02σ ，这样将大约有4%的观察值被确定为错误的。

9.156 实际上，大多数价格可能不会每月发生变化，因此被确定为可能错误的观察值在所有变化中所占的比例有可能过于偏高。在这种情况下，也许可以尝试着对不同的行业或部门采用不同的 C 值。如果采用这种检验来发现可能的错误以便做进一步的调查，那么应该采用较低的 C 值。

9.157 实际上，采用这种方法时，应该进行三方面的修正：

- 首先，在计算时，为了让“低端的极端变化值离中心的距离”与“高端的极端变化值离中心的距离”相同，应该对比率进行转换。某个价格观察值 i 的比率转换距离 S_i 应该为：

$$\begin{aligned} \text{如果 } 0 < R_i < R_M, & \quad S_i = 1 - R_M/R_i; \\ \text{如果 } R_i \geq R_M, & \quad S_i = R_i/R_M - 1 \end{aligned}$$
- 其次，如果价格变化的分组过于密集，那么中位数和四分位数之间的间距可能很小，这样，将会有很多观察值被确定为非常小的价格变化观察值。为了避免这种情况，应该确定一个最小的距离，比如，月度变化为5%。
- 第三，对于小规模样本来说，某个观察值对中位数和四分位数的间距影响可能太大。由于某些初级指数的样本规模很小，所以可能需要将类似初级指数的样本归在一起。

9.158 关于该方法的详细介绍，请见 Hidiroglou 与 Berthelot (1986年)。还可以进一步扩展该方法，从而将价格水平也考虑在内。例如，价格从100上涨到110时所采用的权数应该不同于价格从10上涨到11时所采用的权数。

9.159 如果认为价格变化可能为对数正态分布，那么可以采用另一种方法。在采用这种方法时，需要计算样本中所有价格变化（不包括没有变化的观察值）的对数的标准离差，并进行适合度检验 (χ^2) 以确定分布是否为对数正态分布。如果分布通过了检验，那么超过标准离差2倍的所有价格变化都应该引起注意，需要做进一步的检查。如果检验结果否认了对数正态分布的假设，那么超过标准离差3倍的所有价格变化都应该引起注意。前述关于

价格变化密集和样本规模很小的注意事项在此同样适用。

9.160 第二个例子以图基算法为基础。对价格比率集合进行分类,并对最高的5%和最低的5%做出标记以引起注意。另外,在将最高的5%和最低的5%排除在外后,将等于1的价格比率(没有变化)排除在外。计算其余价格比率的算术(截尾)平均数(AM)。采用该平均数将价格比率分为两个集合:上集合和下集合。然后计算上集合和下集合的“中间平均数”,也就是这些集合的每个集合平均数(AM_L, AM_U),然后将上、下图基界限(T_L, T_U)确定为:平均数加(减)平均数与中间平均数之差的2.5倍。

$$T_U = AM + 2.5 (AM_U - AM)$$

$$T_L = AM - 2.5 (AM - AM_L)$$

这样,所有在T_U之上和在T_L之下的观察值都应该做出标记以引起注意。

9.161 这是一种与基于正态分布的方法类似的较简单的方法。由于该方法将所有没有变化的情况排除在平均数的计算之外,所以得出的界限不太可能与平均数非常接近,因此没有必要确定一个最小的差距。这种方法的成功运用还取决于有大量关于价格变化集合的观察值可加以分析。同样,往往需要对来自类似初级指数的观察值进行归组。对于这些算法中的任何一个算法来说,都可以对任何时期进行比较,包括最近月份的变化或更长时期,尤其是12个月的变化。

9.162 和简单过滤法相比,这两个过滤模式的优点在于:对于每个时期,上限和下限是由数据决定的,因此,如果分析人员已经确定了输入模式的参数值,那么上限和下限是可以随不同年份发生变化的。这两个模式的缺点在于:除非分析人员打算采用早期经验中的近似数据,否则必须在采用过滤法之前收集所有的数据。过滤器必须足够严谨,以确保所发现的潜在错误大部分都是属实的。正如所有自动方法一样,需要对显示为异常的观察值进行进一步的调查,这与自动删除的做法正好相反。

9.163 根据效应进行检查或对数据输出结果进行检查。在根据效应进行过滤,或者对输出结果进行编辑时,需要计算个别价格变化对某个相关指数所产生的效应。这种指数可以是基本分类指数、所有项目指数或其他分类指数。价格变化对一个指数所产生的效应等于该价格变化的百分比乘以它的实际权数。如果没有样本变化,那么计算就很简单:等于名义(参考期)权数乘以价格比,然后除以受其影响的指数水平。这样,从时期 t 到时期 $t+1$,产品 i 的价格变化对指数 I 所产生的效应等于 $\pm w_i (p_{t+1}/p_t)/I_t$,其中, w_i 为基期的名义权数。可以为这种效应确定一个最小的值,这样,使效应大于这一值的所有价格变化都将被标示出来以便进行检查。如果指数 I 为初级指数,那么可能需要对所有初级指数进行检查,但

如果指数 I 为综合指数,那么发生特定百分比变化的价格将被标示出来,或者不被标示出来,具体情况取决于受其影响的初级指数在分类中所起的作用有多大。

9.164 在最低的层级,产品在样本中的出现和消失会使个别价格的实际权数发生重大的变化。如果某个价格观察值被用以虚拟其他缺失观察值,那么实际权数也会受到影响。可以对每个时期的实际权数进行估计,但是比较复杂。作为发现潜在错误的一种手段,名义权数(表示为潜在错误总数的一定百分比)通常可以提供合理的近似值。如果需要计算12个月价格变化对指数所产生的效应来发现潜在的错误,那么近似值是唯一可用的过滤器,因为实际权数将随时期的变化而发生变化。

9.165 通过这种方法来发现潜在错误的一个优势在于:它所关注的是结果。另一个优势是:这种过滤法有助于分析人员对那些影响价格指数变化的因素进行说明。事实上,有很多这类的分析都是在指数计算之后进行的,因为分析人员通常希望突出那些对综合指数变化产生最大影响的指数。有时,分析结果显示特定行业对综合价格变化产生的影响比较大,但实际情况却并非如此。在这种情况下,需要对变化进行追溯直到发现错误为止,但这时可能已经是编制指数的最后阶段了,排定的指数发布日期将会受到影响。为此,需要在数据的编辑过程中发现这种异常情况。这种方法的缺点在于:一个初级指数的变化可能在这一阶段被推翻。推翻已计算的指数可能是有必要的,但这应该只是在指数样本被重新设计之前的一个权宜之计。

核实和修正数据

9.166 有些错误,如数据编码错误,可以很容易被发现和修正。最好能在检查的第一阶段,在需要根据其他价格变化对其进行检查之前发现这些错误。其他潜在错误的处理更加困难。很多未能通过检查的数据有可能被分析人员视为合理的,当数据检查范围广的时候尤其如此。只有通过向受访者核对数据,才能解决某些潜在的问题。

9.167 如果从受访者那里可以得到满意的解释,那么就可以核实和修正数据。否则的话,可能要采取不同的程序。一种办法就是规定:如果得不到满意的解释,那么指数计算中就略去报告的价格。另一种办法就是由分析人员就价格变化做出最佳的决定。如果分析人员在没有向受访者核实的情况下,就对某些报告数据进行修正,那么这种变化以后可能会给受访者带来问题。如果没有将修正的情况告诉受访者,那么未来还会出现同样的错误。修正措施要受很多因素的影响:对分析人员的信心、调查的修正政策以及与受访者的沟通程度。大多数统计机构都不希望给受访者带来不适当的负担。

9.168 很多组织都不适当地将其精力放在发现和跟

踪潜在错误方面。如果大多数报告最终都被接受了，因而这种做法不会给结果带来多少变化，那么为所谓的极端值所设置的“界限”就应该放宽。相对于误报变化数据而言，受访者对所发生的变化没有进行报告可能会引发更多的错误。因此，不应不适当地伤害受访者的良好意愿。

9.169 一般来说，不应花费过多的时间去发现潜在错误。明显的错误应该在数据撮取阶段发现。否则，与其将时间用在鉴别可疑观察值上（除非观察值的权数非常大或者超过了正常的限度），还不如将时间用在以下方面：处理指数编制过程中那些已经发生了变化的情况——质量变化，或没有价格数据——对活动进行重新组织以保持样本的相关性以及检查缺漏错误等。

9.170 在收集价格观察值时，如果用以前报告的价格来启示受访者做出回答，那么受访者有可能为了方便而报告同样的价格。即使价格已经发生了变化，甚至被调查产品已经不存在的情况下，都有可能发生这种情况。由于很多项目的价格不是经常发生变化的，所以通过正常检查不太可能发现这种错误。通常情况下，在受访商户的联系人发生了变化时，这种问题会暴露出来，因为新的联系人往往难以找到与以前报告的价格相对应的项目。因此，最好对特定受访者最后一次报告价格变化的时间进行记录。如果该时间太长了，以致让人对价格产生怀疑，那么分析人员应该向受访者核实，以确定价格观察值是否仍然有效。至于多长时间才算长，需要根据产品以及价格膨胀的总体水平来确定。但一般来说，如果价格有一年多没有发生变化，那么就值得怀疑。

9.171 界外值的处理。发现和处外界外值（已经被证实为正确的极端值）是一项保险性的措施。采取这种措施是基于这样一种担忧：被采集的某个数据点属于偶然的例外情况，如果进行更大规模的调查，甚至不同的调查，那么结果将不会那么极端。因此，界外值的处理是为了减少异常观察值所带来的影响，但不是忽略这种影响，因为这种情况毕竟是确实发生了。用以检验界外值的方法与上述通过统计过滤法确定潜在错误的方法相同。例如，确定界外值与价格变化中位数之间距离的上界和下界。在这种情况下，如果观察值处于这些界限外，可以通过调整使其处于界限内，或根据类似价格集合的变化率对其进行虚拟。有时，对界外值的这种调整是自动进行的，因为根据定义分析人员没有其他信息可据以做出更准确的估计。虽然这种自动调整方法被采用，但本手册建议慎用这种方法。如果基本分类的权数相对较高，而样本规模相对较小，那么可能需要进行调整。通常的做法应该是纳入核实的价格，例外的做法是将它们排除在外。

9.172 缺失价格观察值的处理。在需要对指数进行计算的时候，并不一定能够获得所有需要的数据。一般

来说，缺失的数据往往是迟报的数据。有时，受访者可能会报告说无法对某个产品的价格进行报告，因为该产品不仅不再生产了，而且也没有类似的替代品。当然，有时开始时显然为迟报的数据，结果却在样本中永久缺失。需要明确这种情况是暂时的还是永久的，然后根据不同的情况采取不同的措施。

9.173 对于暂时缺失的价格，最好的办法就是尽量减少缺失观察值的发生率。调查报告往往是在需要计算指数之前的一段时间内收到的。在很多情况下，报告是定期提交的；但有些受访者往往会很快提交报告，而有些受访者则往往在数据处理的后期提交报告。分析人员应该了解这些情况。计算机化的数据撮取系统可以早在数据处理截止日期前，标出那些比正常时间要晚的报告。另外，有些数据比其他数据更重要。有些受访者可能非常重要，这要看加权体系而定；应该标出重要的产品以便对这些产品进行特别的检查。

9.174 对于无法对其做出估计的报告，可以采取两个基本的方法（详情见第七章）：虚拟，最好是有针对性的虚拟，在这种情况下，假设缺失价格变化与其他某个价格变化集合相同；或者假设没有变化，这时采用前期的价格。后一种办法忽略了这样一种情况，即证实有些价格确实发生了变化，如果价格一般是朝着一个方向变动的，那么这将意味着指数变化将被低估。因此，不建议采用这种方法。但如果对指数进行了定期修订，那么采用这种方法导致事后进行修订的情况会比采用虚拟法导致的事后修订情况少一些，因为对于大多数产品来说，价格一般不会在任何一个特定的时期内都发生变化。在采用常规的虚拟法对缺失价格观察值进行估计时，往往是以某组类似观察值的变化为基础的。

9.175 也可能存在着价格永久缺失的情况，因为产品已经不存在了。对于缺失的价格来说，由于没有替代产品，所以必须为每个时期进行虚拟，直到样本被重新设计为止，或者直到发现替代产品为止。因此，在暂时缺失报告的情况下，这种虚拟更显重要，需要予以更密切的关注。

9.176 可以采用基本分类中其余价格观察值的变化数据，对缺失价格进行虚拟，虚拟所起的作用与在样本中略去缺失观察值的作用相同。另外，还可以采用类似项目其他价格观察值子集的变化数据来对缺失价格进行虚拟。基于虚拟值的序列应该做出标记。

9.177 在设计样本时，应该确保被选作观察对象的产品能够代表广泛系列的产品。对永久性缺失的价格进行虚拟说明样本存在着不足，如果虚拟的情况不断增加，那么说明应该对样本进行重新设计。对于指数来说，如果已知样本中有很多项目消失了，那么就on应该进行替代。

第十章 一些特例

导言

10.1 本章将对各种支出领域进行重点讨论，这些支出为价格指数编制人员带来了特殊的问题，在编制价格指数时，不仅要确定一个概念上统一的方法，而且还要克服实际计量的困难。本章选择了六个领域进行讨论，这些领域主要来自服务部门，它们是：

- 房主自住房；
- 服装；
- 电讯服务；
- 金融服务；
- 房地产代理服务；
- 财产保险服务。

10.2 因此，本章将分为六个部分，以讨论上述六个领域的问题。每一部分都要讨论有必要考虑的任何理论问题，并对相关的计量问题进行探讨。在适当的时候，还通过举例说明计量权数或价格变化的各种方法，并简单介绍各种方法的优缺点。

10.3 值得注意的是，所列举的例子既不是权威的，也不是约定俗成的，而只是提供一个总的方向，为有关问题的解决提供一个切入点。用户要求、数据可用性以及统计资源的情况是需要考虑的重要因素，在选择适当的方法时，需要将这些因素考虑进去。市场条件和产品市场的规章制度在各个国家之间存在很大的差异，在选择有关方法时，它们也有着至关重要的影响作用。

房主自住房

10.4 有足够的证据表明，在编制消费者价格指数（CPI）时，房主自住房的处理是编制人员所面临的最大问题。根据房主自用参考总体所占比例的不同，采用不同的概念基础有可能会对消费者价格指数产生重大影响——不仅会对权数产生影响，而且至少会对计量价格变化的短期指标产生影响。

10.5 选择的方法最好与概念保持一致，而概念应该有利于最好地实现消费者价格指数的主要目的。但其中某些方法（甚至所有方法）对数据的要求可能会使编制人员无法采取较好的处理办法。另一个同样值得注意的问题是，为消费者价格指数确定一个唯一的主旨恐怕很难。尤其是，如果希望消费者价格指数既可作为宏观

经济指标，又可实现指数化的目的，那么在确定适当的方法来处理房主自住房的成本时，有可能会造成难以两全的紧张局面。在这种情况下，可能有必要采取一种稍微有别于消费者价格指数其他项目所采取的方法。在有些国家，由于难以解决这种两难的紧张问题，而出现了在消费者价格指数中彻底忽略房主自住房的情况，或者公布一个以上的指数。

10.6 本部分的其余内容将依次讨论概念基础，以及采取使用法、支付法和购置法时的数据要求。

使用法

10.7 这种方法的主要目的就是要对住宅自用房主所消费的住宅服务流量值在不同时间的变化进行计量。该方法具体分为两个大类：用户成本法或租金等价法。

10.8 用户成本法主要是为了对住宅自用房主使用住宅的成本变化进行计量。在加权基期内，这些成本包括两部分：经常性实际成本（如，修理与维护、房产税等）以及将资金用于住房而非其他目的时的机会成本。最简单的情况就是，当住房是通过直接付款的方式购买时，机会成本是指将资金用于其他资产时，其他资产的现有回报率。但更常见的情况是：购买住房的资金至少有一部分是通过抵押贷款获得的。在这种情况下，可将机会成本视为：抵押资产和其他资产利率的平均值，并分别根据购买价格中贷款的比例和直接付款的比例进行加权。

10.9 为经常性实际成本（如，修理和维护支出）估算基期权数比较简单，而且一般可以从住房支出调查中获得。同样，为这些项目确定价格尺度时，困难也不大。

10.10 估算机会成本的基期权数更为复杂，而且需要建立模型。一个方法就是假设所有自用住宅房主在期初都是通过直接付款的方式购买住房的，然后在期末将住房出售。在此期间，他们的机会成本包括被放弃的利息额（也就是，如果将该资金投资于其他地方时，原本获得的利息收入）和折旧。抵消这些成本后就属于住房销售实得的资本收益。确定计量价格变化的相关尺度同样十分复杂（更详细的讨论请见第二十三章），尤其是折旧，需要大量的设算。如果购买住房的部分资金是通过抵押贷款获得的，那么用户成本（UC）的常见公式为：

$$UC = rM + iE + D + RC - K$$

其中 M 和 E 分别代表购房抵押债务和住房权益， r 和 i 分别代表抵押贷款的利率以及将资金用于其他资产时可获得的回报率。 D 为折旧， RC 为其他经常性成本， K 为资本收益。

10.11 目前，还没有任何一个国家的统计机构完全采用用户成本法。这部分说明了计量概念和方法的复杂性，而这种复杂性又使得这种方法难以获得广大公众的支持。基于这种原因，本文将不对该方法进行详细讨论。但值得注意的是，价格变化的权数及其现有计量指标会在很大程度上受到住房价格相对变化率的影响。由于用户成本公式中通常主要为资本收益和利率，所以如果住房价格通货膨胀超过名义利率，那么用户成本权数很可能为负值（意味着用户成本法下的价格为负值）。

10.12 实际上，如果采用一个变量或比较狭义的用户成本定义，其中有些困难是可以避免的。如，有些国家采用了另一种形式的用户成本法，而将重点放在抵押贷款利息支出和折旧上——其中部分原因是因为可以很容易地将这些项目确认为房主的重要成本。前者可被视作当前保留住所的成本，而折旧则代表用以抵消住宅随时间磨损和老化所受的损失而发生的经常性支出。对于用以计算指数的住户，其实际平均抵押贷款利息支出的计算，请见以下有关房主自住房成本支付法的内容。

10.13 折旧是一个循序渐进的过程，所以最好以逐年准备的金额，而不是实际支出作为折旧（实际支出通常金额很大，但不属于经常性的）。在估算折旧的基期权数时，可用房主自用住房存量的现行市场价值（不包括土地价值）乘以平均折旧率。平均折旧率可以根据国民核算中住房资本消耗的估算数据进行计算。通过这种方式进行设算时，相应的价格指标最好为不包括土地的住房价格指数，而不是住房翻新的成本指数。

10.14 租金等价法是通过估算住宅自用房主所用住房服务的市场价值，来计量这些服务的价格变化。换言之，这种方法的基础就是：估算住宅自用房主需要花多少钱来租用其住宅。在这种方法下，如果将那些通常由房东投入的成本（如，住房保险、大修、维护以及财产税）纳入其中，那么是不恰当的，因为这会带来重复计算的问题。《1993 年国民账户体系》建议采用租金等价法来计量住房消费，在对国际生活水平进行比较时，也采用这种方法。

10.15 为租金等价法计算权数时，需要估算住宅自用房主在加权基期内原本需要花多少钱来租用其住宅。在住户支出调查中，通常不能指望住宅自用房主所估算的数据是可靠的。但从原则上讲，如果将房主自用住房与当期出租的类似住房进行比较，并根据类似住房的租金来估算房主自住房的租金，那么可以估算出住宅自用房主在加权基期内原本需要花多少钱来租用其住宅。

10.16 在实践中，这会带来一系列的问题，如果在一个国家中私人租赁市场的总体规模很小，或者被出租房屋的总体质量、年限、面积和地理位置与房主自住房不同的话，那么会带来一系列的问题。如果租赁市场受到价格控制的影响，那么根据实际租金直接设算也可能不合适。此外，住宅自用房主有可能额外获得极大的便利——如，住房的占有和使用有保障、可以自行改建住宅等，这说明需要对初始设算进行额外调整。

10.17 在一个国家中，如果其消费者价格指数的参考总体相当于所有居民住户，那么估算问题与国民核算所面临的问题一样，因此采用合作的方法将会带来好处。

10.18 住宅自用房主租金的相应价格序列可以根据实际租金指数推算，但租金受到价格控制的情况不在此列。可能需要根据住宅自用房主相对于租借人的重要性，以及这两个市场各自住房特征的构成，来对所有现有租赁调查进行调整，以符合某个房主等价租金序列的特殊要求。如果房主等价租金的总值明显大于实际租金，那么可以认为现有价格样本的绝对数量不足。如果房主自住房的特征明显不同于现有的总体租赁市场，那么也有可能需要对现有租赁调查进行更细的分层（如，根据住房类型、面积和地理位置分层）。然后在计算实际租金和房主等价租金序列时，分别为不同分层的价格计量指标分配不同的权数。

10.19 尽管将那些接受补贴和控制的价格纳入实际租金序列有可能是可行的，但在计算房主的等价租金序列时，不应采用这种方法。如果租金价格对总体指数的重要性增加，那么在租赁情况发生变化时，还有可能有必要更多地关注那些用以计量个别财产价格变化的指标。因为在这种情况下，房东通常有机会对房产进行翻新，并提高租金，但不应将所有这种价格变化都视为房产质量变化的结果。此外，可能需要从房产质量的角度，对租金序列进行调整，以便考虑到现有住房的折旧情况。有关这方面的内容，请见第二十三章第 23.69-23.78 段。

支付法

10.20 在定义支付指数所涉及的项目领域时，需要参考住户在获取消费货物与服务方面的实际支出。在加权基期内，住宅自用房主所特有的支出包括：

- 新购住宅的预付定金或保证金；
- 房产转让时应付的律师费和房地产代理费；
- 抵押贷款本金的偿还；
- 抵押贷款利息的支付；
- 住宅的改造与增建；
- 住宅保险；
- 住宅的修理与维护；

— 房产差饷及税项。

10.21 尽管可以将所有这些项目纳入指数，但是一般认为，至少其中某些项目属于资本交易，因而不纳入消费者价格指数。如，尽管预付定金和抵押贷款本金的偿还会减少住户的现金储备，但也会创建房产（至少部分房产），或减少负债（未清偿的抵押债务金额）。同样，有关房产改造和增建的任何现金支出会使现金储备减少，但这种储备的减少又被住宅价值的提高抵消了。换言之，不应将那些不会使住户资产负债表发生净变化的交易纳入消费者价格指数。

10.22 可以将其余项目视为经常性支出，这些支出不会使住户资产负债表发生任何具有抵消作用的调整项目。因此一般认为，可以将这些项目纳入基于支付法的消费者价格指数。很明显，在通过这种方式来定义支付指数时，支付总额等于住户的资金来源，住户的资金来源包括税后所得（工资、转移、财产收入、保险索赔等）和存款净额（为平衡项目）。正是基于这种原因，所以在估算净货币收入随时间所发生的变化时，通常会将基于支付法的消费者价格指数视作最佳的选择。

10.23 通过住房支出调查能方便地估算出这些项目在加权基期内的总支出，因为这些项目一般属于住户可以报告的项目。本章稍后的内容将讨论房地产代理费和保险的价格指数构成。一般认为，修理和维护、房产差饷与税项的指数不会涉及特别的问题，所以此处将不予以讨论。因此，本部分的其余内容将专门讨论抵押贷款利息费用的价格计量指标是如何确定的。

10.24 确定抵押贷款利息费用的价格指数并不简单。其复杂程度因国家的不同而不同，具体情况取决于国内金融市场的运行情况，以及是否存在有关抵押贷款利息支付方面的所得税规定。因此，下文将通过最直接的案例，介绍计算有关指数的总体目标和说明性方法。为了考虑到某些国家可能额外面临的复杂情况，需要对方法进行修改。

10.25 一般方法可以概述如下：根据固定购物篮（fixed basket）法，指数旨在针对一组相当于加权基期内抵押贷款金额的抵押贷款，就其应付利息随时间所发生的变化进行估算。当然，抵押贷款的这种基本存量在年限方面存在着很大差异，它们可能发生在基期，也有可能发生在多年以前。在编制定基（fixed base）指数时，要求抵押贷款在各年之间的分配是不变的。

10.26 在计算抵押贷款的应付利息额时，用利率（以百分比表示）乘以债务的货币价值。从原则上讲，在计量抵押贷款利息费用随时间所发生的变化时，可以通过定期收集一定数量具有代表性的抵押贷款利率，来推算一个平均利率，然后将该利率用于适当的债务金额中。在针对基期内重新估价后的抵押贷款，计算其应付利息

时，可以直接参考当期的抵押贷款利率——至少对于常规的浮动利率抵押贷款来说，可以这么做。

10.27 下一个主要问题就是为每个比较期间确定一个适当的债务金额。由于随着货币购买力的变化，债务货币金额的实际价值会因时间不同而发生变化，所以不宜将基期内的实际债务货币值用于未来各期的计算中，而应该在每个比较期间对该货币价值进行调整，以便使该货币价值的实际值在每个期间保持不变（也就是，作为基期金额基础的数量保持不变）。

10.28 为此，至少有必要从理论上，对作为基期债务金额基础的数量有一个界定。基期内某个住户未清偿的抵押贷款金额取决于住房的原有购买价、贷款与价值比率以及购房后本金的偿还比率。等价债务值可以在以后的比较期内计算，在计算时，使债务年限、债务的原始价值（按抵押贷款首次登录时，住房总价值的一定百分比来确定）以及本金偿还比率（按原始债务的一定比例确定）保持不变，然后将这些因子用于与债务年限相应的各期房价中。

10.29 现举例对此予以说明。假设基期内的某个住户五年前以 100 000 美元的价格购买了一处住宅，其中抵押贷款的金额占 50%。如果从购买时间开始到基期这一段期间，住户偿还了 20% 的债务，那么作为计算基期利息费用基础的未清偿债务将为 40 000 美元。现在转向其后的某个比较期间，假设从住户最初购买住房时间开始到比较期前五年这一段期间内，房价是原来的两倍。在计算比较期间等值金额的未清偿债务时，首先用重新估价后的房价（200 000 美元）乘以 50%，得出抵押贷款金额为 100 000 美元，然后用该金额减去按本金偿还率（20%）计算的金额，得出未清偿债务为 80 000 美元。

10.30 根据这些假设，可以明显看出，未清偿债务在比较期间的价值可以完全以基期前五年到比较期前五年这一期间内的房价变化为基础，直接根据基期内未清偿债务的价值估算。换言之，尽管保留原始债务/权益比率以及本金偿还比率有助于理解这一方法，但在计算所需比较期间内的债务时，并不一定要估算这些变量。所需要的就是基期内未清偿的债务值、该债务的年限以及计量住房价格变化的适当尺度。

10.31 现在假设所有抵押贷款都为浮动利率，平均名义利率从基期的 5% 上涨为比较期的 7.5%。通过计算，两个期间内的利息支出分别为 2 000 美元和 6 000 美元，这样比较期支付抵押贷款利息的指数为 300.0。当然，还可以根据债务与名义利率的指数序列直接得出相同的结果。抵押贷款利息费用指数等于债务指数乘以名义利率指数除以 100。在本例中，债务指数等于 200.0，名义利率指数等于 150.0。因此，抵押贷款利率指数 = $(200.0 \times$

150.0) /100 或者为 300.0。这一简单例子还有助于说明一个非常重要的问题：百分率（利率、税等）并不是价格，因此不能将它们作为价格使用。在确定货币价格时，必须用百分率乘以某货币值。

10.32 尽管在解释基本概念时，以上有关某个住户的例子很有用，但有必要确定一种方法，来计算参考总体的总体抵押贷款利率费用指数。从单一住户转向众多住户时，情况会更复杂，其中所面临的主要问题就是债务年限因住户的不同而有不同。为了保持年限不变，对基期债务进行重新估价很重要，这并非小事。尽管抵押贷款债务的年限资料可以通过住户支出调查收集，但由于受访者要承受额外的负担，并且报告抵押贷款的住户数量通常很少，所以根据这一来源的数据进行估算通常

不太可靠。另一种选择就是通过抽样，向提供抵押贷款的某些机构（银行、建筑协会等）获取其目前抵押贷款组合中的年限资料。这类数据通常比较可靠，也较容易获得。

10.33 表 10.1 说明了总债务价格指数是如何计算的。为了说明这一方法，做出了一些简化的假设：

- 假设指数为季度指数而非月度指数；
- 假设抵押贷款债务的最长年限为 3-4 年（实际上，通常情况是：年限在 8 年以上的债务可以忽略不计）；
- 假设每个年度债务队列在各年年内均匀分配；
- 假设已知住房价格（新房和二手房，包括土地）的季度指数。

表 10.1 抵押贷款债务序列的计算

(a) 住房价格指数

年 (Y)	季度 (Q)	原始住房价格指数 (1)	四个季度的移动平均数 (2)
Y-4	Q1	111.9	
	Q2	112.8	
	Q3	114.7	
	Q4	116.2	113.9
Y-3	Q1	117.6	115.3
	Q2	118.5	116.8
	Q3	119.0	117.8
	Q4	119.8	118.7
Y-2	Q1	120.1	119.4
	Q2	120.3	119.8
	Q3	120.5	120.2
	Q4	122.0	120.7
Y-1	Q1	122.3	121.3
	Q2	123.8	122.2
	Q3	124.5	123.2
	Q4	125.2	124.0
Y0	Q1	125.9	124.9
	Q2	126.1	125.4
	Q3	127.3	126.1
	Q4	129.2	127.1

(b) 债务指数

年 (Y)	季度 (Q)	债务期限				总计 (5)
		3-4年	2-3年	1-2年	0-1年	
		权数=10% (1)	权数=20% (2)	权数=30% (3)	权数=40% (4)	
Y0	Q1	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	Q2	101.2	100.6	100.7	100.7	100.7
	Q3	102.5	100.9	101.6	101.1	101.4
	Q4	103.4	101.3	102.2	101.7	101.9

10.34 表 10.1 (a) 中第 (1) 列为债务序列基期 (从基期年第一季度开始) 前四年的住房价格指数。第 (2) 列为第一序列中四个季度的移动平均数——这是为了反映“年度”价格, 以便与债务队列相一致, 本例中只有年度债务队列数据 (如果有季度债务队列数据, 那么就没有必要计算移动平均序列)。

10.35 表 10.1 (b) 中第 (1) - (4) 列为每个队列重新按 $Y_0 Q_1=100$ (基期年第一季度=100) 作为参考期时计算的债务指数。这些序列只是通过表 10.1 (a) 第 (2) 列的数据转化而来的, 每个序列使用了一个不同的起点。如, 3-4 年前签约的队列, 其债务序列以第 (2) 列中第四年第四季度 (也就是 113.9) 的指数作为起点, 期限为 2-3 年的债务序列以第三年第四季度 (也就是 118.7) 为起点, 依此类推。表 10.1 (b) 第 (5) 列为总债务指数, 该指数是通过四个年限队列的指数一起进行加权得出的。权数是根据金融机构有关各年限未清偿债务的数据推算出来的, 并根据基期年第一季度的价格进行了重新估价。

10.36 在计算名义抵押贷款利率指数序列时, 首先根据被抽样贷款机构的浮动利率贷款数据, 计算出平均季度利率 (以基期年第一季度为起点), 然后以指数形式来表示这些平均季度利率。之后, 便可以将名义利率序列和债务序列结合起来, 以计算最后的抵押贷款利息费用序列, 请见表 10.2。

10.37 计算固定利息抵押贷款的等价指数更为复杂, 因为必须为每个期限的债务队列分别计算利息费用指数以反映这样一种情况: 对于期限已到四年的贷款, 其目前的应付利息取决于四年前的利率。这就需要编制一个名义固定利率指数, 该指数的以往期限应该与住房价格序列的期限一致。如果固定利息贷款的利率也取决于贷款期限, 那么名义固定利率序列的计算也更加复杂。由于计算这些指数时具有一定的复杂性, 所以如果一个国家的贷款主要为固定利率, 那么计算抵押贷款利息费用指数可能不可行。

10.38 在确定抵押贷款利息支出的指数时, 假设抵押贷款是为了购买住房 (因此, 可以根据住房价格

表 10.2 计算抵押贷款利息费用序列的实例

年(Y)	季度(Q)	债务指数 (1)	名义利率指数 (2)	抵押利息费用指数 (1) × (2) / 100 (3)
Y0	Q1	100.0	100.0	100.0
	Q2	100.7	98.5	99.2
	Q3	101.4	100.8	102.2
	Q4	101.9	101.5	103.4

变化来对债务进行重新估价)。但住户利用其房产权益的情况已日益普遍, 在发达国家尤其如此。也就是住户可能会进行新的或额外的抵押, 或者从那些已经偿还的本金中抽取部分资金用于其他活动, 以购买大型的耐用消费品 (如, 汽车或小艇), 度假, 甚至购买股票和债券。如果资金的这些用途在很大程度上是通过抵押贷款实现的, 那么也许应该至少将一定比例的抵押贷款利息费用作为一般金融服务的成本, 而不是住房成本。对于那些可能用于其他目的的债务部分, 采用价格上涨总指数来对债务进行重新估价可能会更适合一些。

购置法

10.39 购置指数的项目范围被定义为: 住户采购的所有消费物品和服务。那些以购置为基础编制消费者价格指数的国家一般认为, 其编制消费者价格指数的主要目的, 是为整个住户部门的价格膨胀提供一个计量指标。以“价格膨胀是市场经营所特有的现象”这种观点为基础, 该项目的范围还常常限于现金交易所采购的消费物品和服务。也就是由政府和非营利住户服务机构无偿向住户提供的消费物品和服务不在此列。

10.40 可以纳入购置指数的住宅自用房租支出包括:

- 购置住房的净额 (也就是参考总体的购置额减去销售额);
- 直接兴建新住宅;
- 现有住宅的改建和增建;
- 房产转让时的律师费和房地产代理费;
- 住宅的修理和维护费;
- 住宅保险;
- 房产差饷和各种税。

10.41 至于如何确定房地产代理费和保险费的价格指数, 请见本章稍后部分的内容。有关修理和维护、房产差饷和各种税的指数计算并不存在太大的问题, 所以在此不予讨论。因此, 本部分的其余内容将专门讨论购置、兴建、改建和增建住宅的情况下, 确定有关计量指标时所涉及的问题。采用购置法的一个优点就是: 在与消费者价格指数中其他大多数货物和服务的处理方式保持一致的情况下, 房主自住房租指数将能够反映住房的全部价格支出。另外, 该方法还受购房融资方法的影响。

10.42 因为消费者价格指数是为了针对一组住户 (参考总体或目标群) 就总体价格变化情况进行计量, 指数不应包括任何发生在这些住户之间的交易。如果一个指数包括所有私人住户, 那么权数应该只反映住户部

门房主自住房存量的净增额。实际上，净增额将主要包括那些从企业购买的住宅（新建住宅、公司住房或租赁住宅）以及从政府部门购买或由政府部门转让的住宅，再加上房主为了自用而从参考总体的住户中购买的租赁住宅。如果消费者价格指数是为某些子群（如，工薪人群）确定的，那么权数还用包括从其他住户类型所进行的采购。

10.43 经济学家将所有住房都视作固定资本，因此住宅购置不在住户消费之列。尽管购买住房用以租赁时，这种情况是显而易见的，但如果住房是为了自用，那么情况就不那么明了。尽管住户在购买住房时认识到获取资本收益的可能性，并且肯定会将其住宅当作一项资产，但他们还通常认为购买住宅的主要目的是为了获取某种服务（也就是为了藏身以及占用和使用的安全）。因此，从住户的角度来看，住宅自用房主有关其自用住宅的开支既是一种投资，也是一种消费，如果在购置法中，将这些费用全部排除在消费者价格指数之外，那么有可能会使广大人口对消费者价格指数失去信心。尤其是，如果一个国家租赁部门的规模相对较小，并且房主自用和租赁之间替代的可能性有限，那么可能有理由认为消费因素将占主导作用。

10.44 消费者价格指数编制人员所面临的问题就是如何将这两种因素区分开来，从而使消费者价格指数中只包括消费因素。尽管还没有一个被一致认可的方法，但有一个方法就是将土地成本视作投资因素，而将建筑成本列为消费因素。这种方法的一个基本原理就是：尽管建筑可能会随时间老化，因而被“消费”了，但土地质量却一直不变（极其异常的情况除外）。对于除了地理位置，其他方面都类似的住宅，可观察到的同一时点的出售价格差异中，土地（或地理位置因素）起到了很大作用，因此将土地价值排除在外还有可能被视为意在将资产价格膨胀排除在消费者价格指数之外（当然，资产价格膨胀计量指标的本身也有一定的用处）。

10.45 在对净购置住房（不包括土地）、新建住房、改建和增建现有住房的基期支出进行加权时，会遇到一些问题。尽管住户支出调查可以对住户在改建、增建和兴建住房方面的支出额做出一个可靠的估算，但对于不包括土地价值的现有住房净支出，他们却不太可能做出可靠的估算。

10.46 另一种可取的方法就是结合使用人口普查数据和住房、建筑活动调查。人口普查通常收集有关住房使用和占用的信息，其中住宅自用住户数量的平均年度增长完全可以代表住房存量的净增情况。大多数国家还进行建筑活动调查，这种调查可以提供所建住房总值

方面的数据。这些数据可用以估算新建住宅的平均值，而新建住宅的平均值又可适用于人口普查所估算的数量。当然，每个国家还需要对这种方法的适用性进行评估，如果消费者价格指数只与总人口中的某些子群有关，那么情况可能会复杂一些。

10.47 为了对现有住宅、新建住宅以及住宅的改建和增建部分随时间所发生的变化进行计量，需要采用价格指数。由于适合现有住宅的价格为当前的购置成本，在这一方面可采用计量新建住宅价格变化的指数。从原则上讲，新建住宅以及住宅增建和改建的价格是由建筑材料、劳动力成本和生产者的利润所决定的，因此为所有元素确定一个单一价格的样本也可能是可行的。是否需要为住宅的改建和增建单独确定一个价格样本将取决于改建和增建的相对重要性，以及所涉及的材料和劳动力是否与整个住宅的材料和劳动力存在着较大的差异（如，增建和改建部分主要是厨房和浴室）。在所有情况下，都有必要对价格指数进行综合调整，以消除各种反映新建住宅特征变化的价格差异。

10.48 在确定适当的价格计量指标时，个别国家的住宅类型将对其复杂程度和相关费用产生重大影响。如果每处新建住宅基本上都是独特的（也就是，每处住宅都是按照地理位置以及其他要求设计的），就有必要采用“模式定价”法。这就要求抽样选择一些建筑企业，确定最近兴建的住宅样本，收集随后各期内兴建类似住宅的价格数据（不包括场地准备成本，场地准备成本因场地的不同而有不同）。这种方法有可能会给受访者带来一笔不小的费用。此外，还需要认真确保所提供的价格能够真实反映现有的所有市场情况。也就是，价格需要反映当前市场上建筑商实际上可以期望收取的价格，而不是他们根据以前某个期间的市场情况想要收取的价格。

10.49 在很多国家，有相当比例的新建住宅属于所谓的“项目住宅”。这些住宅是指建筑商根据一整套标准设计定期兴建的住宅。如果在一个国家中，有相当比例的新住宅是在新开发区（也就是特别为兴建居民住宅而新开发的，或重新开发的地区）兴建的，那么这种做法是非常可行的。如果项目住宅的建设规模很大，那么就可以从这些项目住宅中抽取一个样本来确定不同时间的价格变化，为确保这种做法的可靠性，需要确保所提供的价格为实际成交价（同样，在定价时，需要扣除有关场地准备的任何费用）。即使项目住宅在新建住宅中所占的比例并不是很大，但是它们仍然可以为总体价格变化的计量提供一个具有代表性的计量指标。

10.50 在对项目住宅进行定价时，有必要对被抽

取的样本进行监察，以确保被抽取的图纸具有代表性，并发现因设计更改所发生的质量变化，以及被列入的基本元素所发生的变化。只要图纸有变化，就需要对总体质量的变化进行估计。对于各种可以实际计量的特征——如，住宅总体面积略有增大，可以假设质量变化与相关数量的变化成比例。需要对其他方面的变化（如，增加绝缘性能、增设高速车道等）进行估价，最好根据这些变化对消费者的价值来进行估计。在进行估价时，需要了解单独提供这些项目时，消费者愿意支付的金额（选项成本法）。另一种方法就是向建筑商了解是否可用现金回扣取代附加的建筑特征。如果由于法律要求发生变化而需要对图纸进行修改，那么消费者在购买时将别无选择，在这种情况下，可以将整个价格变化列为纯价格移动（尽管质量方面可能会发生某种显然的变化）。

服装

10.51 服装属于半耐用消费品，在处理这一问题时，不受消费者价格指数基础概念（购置法、使用法或支付法）的影响。但服装市场所具有的特征确实为价格指数编制人员带来各种问题。尽管服装的购买可以发生在一年任何时候，但很多服装只在特定的季节才能买到，与季节性水果和蔬菜不同的是，某个季节（如，夏季）甩卖的服装项目在来年时可能不会再现。除了季节供应问题外，由于流行趋势的变化，某些服装项目的实际特征也会发生变化。

10.52 本部分其余部分将对适用于大多数国家的服装市场进行总体介绍，对指数编制人员所面临的最大问题进行讨论，并对某些能够克服这些问题，或者至少能够减少这些问题的方法进行探讨。

服装市场

10.53 大多数国家的气候都至少会在全年发生某种程度的变化。大多数地区的“季节”都可能是少至两个（“湿季”和“干季”，夏季和冬季）或多至四个（春、夏、秋、冬）。服装项目通常分为两类：只在某个季节供应的服装和全年供应的服装。

10.54 服装（不管是否为季节性服装）还会受流行趋势变化的影响。裤子的流行趋势可能从直筒裤转为喇叭裤；夹克可以从单襟夹克到双襟夹克；衬衫从有扣角领的衬衫到没有扣角领的衬衫；裙子从长裙到短裙等。

10.55 即使对于一些不太受季节或一般流行趋势影响的服装，不同期间供应的服装价格也有可能存在着

很大的差异。为了获得最便宜的价格，或者为了不断进行价格调整以吸引购物者，零售商会更换供应商。很多生产商也会经常改变其生产线以吸引买方。为了促销，一个生产商时常会采用不同的品牌，或更换其品牌。服装主要靠进口的孤立国家还会因为运输问题，甚至进口商一时的兴致而发生供应中断的问题。

10.56 对于生命周期通常较短的某些服装项目，以及所有季节性的服装项目，零售商必须要特别注意库存的控制问题，因为如果有大量的库存卖不出去，他们是负担不起的。为解决这一问题，通常会在某种服装项目的估计生命期内，采取累进折扣或标低价格的方法。

10.57 由于服装市场具有多样和多变的特性，所以价格指数编制人员必须要慎重地进行权衡：既要很好地满足指数对数据的要求，又要考虑到收集数据（价格以及进行质量调整时可能需要的特征）的成本。

非季节性服装指数的确定方法

10.58 即使不存在季节的问题，服装价格指数的确定也不是一件容易的事情。不同商户供应的服装品种可能存在着很大差异，这样，在对将要定价的服装项目做出核心决定时，有关决定以及服装项目的详细规格都将不起作用。在个别商户中，某类服装的品牌和款式也会随时间发生很大的变化，因而需要特别注意服装项目的更换程序，并对质量进行调整。

10.59 实际上根本无法确定一个可以适用于所有国家的具体办法，但尽管如此，却可以确定一套指导方针，以防止出现严重的问题。在制定这些指导方针时，主要目的就是要尽量提高所有月份的可用报价数量（在将收集数据的成本保持在一定水平的基础上），并尽量使计量价格变化的指标少受质量变化的影响。

10.60 在有些情况下，也许可以为每个商户的待定价服装确定一个“全国通用”的规格（如，品牌 X，款式 Y 的牛仔裤）。采用这类的规格有助于减少质量调整方面的工作量，而且这些服装项目的价格移动可以提供一个有用的基准，根据该基准可以对其他服装项目的价格移动进行估计。为了准确确定此类服装项目，有必要与大型连锁店、大型国内生产商或进口商的买主建立经常的联系。需要和这些厂商经常联系，以确定目前服装项目的范围、这些项目在全国的供应情况以及任何已被列入计划的变化情况（包括款式和质量变化以及品种的增加和减少情况）。可以积极利用这些信息对现场将要定价的项目规格或说明进行更新，以尽量避免价格采集员为那些不再供应的项目确

定价格。还可利用这些信息对发生的任何质量变化进行量化。

10.61 对于某些服装项目来说，如果其供应情况因品牌不同而有不同，那么也许可以通过评估，来确定若干具有相同质量的品牌（如，不同品牌的 T 恤衫）。在这些情况下，可以为价格采集员提供具有相同质量的清单，要求他们针对每个商户供应的这些品牌，为其中最低的品牌确定价格，但无需确保本次定价的品牌就是上次访问时定价的品牌。这种做法的理由是：如果各品牌的质量真正相同，那么有眼力的购物者将会购买最便宜品牌的服装，如果在消费者价格指数中体现这种情况，那么指数将更能反映住户的购物经历。显然，这种方法的成功与否将与各品牌的“同质性”具有极大的关系，而确定品牌的同质性又在很大程度上取决于判断的准确与否。但尽管如此，仍然可以通过分析过去的价格行为来提供一定的帮助。总之，如果长期的价格离差较小，或者如果各品牌的价格在不同时间或不同商户之间具有互换性，那么就说明各品牌可能具有同质性。

10.62 在其他情况下，可能有必要将被抽样的服装项目限于某个子群的品牌，而不考虑各品牌的同质性。如，许多牛仔品牌可能都在市场上占据了主导地位，但各品牌的供应情况因商户的不同而有不同。在这些情况下，可以为价格收集者提供一个适当的品牌清单，并要求他们针对每个商户供应的这些品牌，为其中最具有代表性的品牌确定价格。在做出初步筛选后，应该要求价格采集员对每个商户的具体品牌和款式进行记录，并在随后的访问中，继续对该规格的服装确定价格，直至该规格的服装停止供应为止（或者直到该规格的服装在该商户的销售中不再具有代表性为止）。

10.63 在纷繁复杂的当今服装市场中，确定一个核心特定项目或品牌并不总是可行的。在这些情况下，应该让价格采集员在选取特定价格的服装项目时，有更大的自由来自行做出决定。为了避免选出不合适的服装项目，有必要向价格采集员提供一定的指导，以协助他们开展这项工作。至少应该要求他们选择那些在零售商看来可以在一段时间内有供货并且具有代表性的品牌和款式（如果选择的项目很受欢迎，但零售商的购买却属于一次性的，因而随后期间不再有供货可供定价的话，那么这种选择不会有什么益处）。

10.64 还可以为价格采集员提供更细致一些的指导，在这种情况下可以提供一张包括各种特征的清单，并确保入选项目在这些特征上尽可能接近。清单所列特征既应该包括最重要的特征，也应该包括最不

重要的特征，应该明确入选项目具备哪些特征和不具备哪些特征（要么由价格采集员对其进行详细说明，要么单独填写一种有关特征的形式发票）。除了服装的品牌（或者合适的品牌）以外，清单可能包括如下一些特征：

- 面料类型（如，棉、毛、亚麻）；
- 面料的重量（如，重、中等、轻）；
- 是否有内衬；
- 扣子数量；
- 线迹类型（如，单排线迹、双排线迹）。

10.65 一般认为：非常时尚的服装项目可能会给质量调整工作带来特别的困难。在此类项目生命周期的期末，可能会出现大打折扣和销量大降的情况，这种情况很有可能使消费者价格指数出现偏离问题。如，指数编制人员需要防止出现这样的问题：大打折扣的服装项目退出指数后，取而代之的是按全价销售的项目（对于非常时尚的服装项目来说，其价格可能非常贵）。更概括的说就是：在决定将时尚项目纳入选择范围时，一定要考虑到有关指数将要涉及的参考总体——如，参考总体不包括处于收入分配高端的住户。

服装项目的替换与质量变化

10.66 即使属于常年供应的服装，也很有必要替换已选的服装项目，或者在不替换的情况下，承认项目特征的变化。因此，对于已经确定了价格的项目来说，有必要确保所制定的程序能够尽量减少由于该项目质量变化而引起的偏差。

10.67 在对服装质量变化进行估计时，应该以服装对消费者的价值作为确定相关概念的基础。换言之，如果消费者对一件服装价值的看法不同于另一件服装，那么可以认为该件服装的质量与另一件服装不同。指数编制人员所面临的困难就是只有从服装实际特征（包括牌子）的变化才可以观察到质量的变化。其中有些特征将会对顾客价值产生影响，而有些特征则不会对顾客价值产生影响。问题就是如何将这些特征区分开来。

10.68 为了协助这方面的工作，有必要制定出相应的指导方针，以便选择替代品，在选择时，一个总体目标就是要尽量减少旧项目和新项目之间的质量差异。对于大多数服装项目来说，研究已经显示品牌是决定价格和质量的一个重要特征（有着明显时尚元素的服装项目尤其如此），正因为如此，所以首先应该努力从同一品牌中选择替代品（但是应该注意的一个问题就是：如果品牌过时了，那么其代表性就会差一些）。由于这种做法并不总是可行的，所以有必要请该行业

的专家协助起草一份清单，以便从以下方面将各类品牌按质量归类：

- 高级品牌，通常为国际品牌，大多数在专卖店出售；
- 质量较高的品牌、全国知名品牌（也可以包括国际品牌）；
- 质量中等的品牌；
- 其他或不知名的品牌。

10.69 如果无法从同一品牌中选择替代品，那么一个变通的办法就是从那些属于同一质量组的品牌中选择替代品。在必须选择替代品时，永远不能将“价格类似”作为指导目标。

10.70 替代品一旦选定，就需要对有关新品的详细说明进行记录。应该尽可能详细说明旧品和新品之间的实际差异，以便使指数编制人员能够对替代品与旧品之间的可比性（也就是是否具有相同的质量）进行评估。一般来说，诸如单排线迹替换双排线迹、较轻面料替换较重面料、衬衫扣子数量减少、衬衫下摆缩短、少了内衬之类的变化应视作质量变化。如果只是由于时尚的变化而引起的实际特征变化（如，直筒裤变为喇叭裤）不应视作质量变化。

10.71 如果经过评估认为某个服装项目不具备可比性，那么将需要采取措施从指数中消除质量变化所带来的影响。对质量差异进行估计的方法有很多：

- 可以要求行业专家为差异估计一个现金价值。
- 统计机构可以安排某些指数编制人员接受额外的培训，以便让他们成为商品方面的专家，从而能够由其自己对这种变化的价值进行估计。
- 如果资源允许的话，可以采用特征回归法。有关服装的特征回归法请见 Liegey（1992 年）与 Norberg（1999 年）。

10.72 以上这些方法中，每个方法都要求各种对质量有决定性作用的特征变化（如，材料质量的变化以及生产标准的变化）应该是可以量化的。如果不具备这方面的信息，那么可能必须采用隐性质量调整法。在这种情况下，对于即将撤离的规格，应该在将其从指数计算中剔除出去之前，让其恢复到正常价格。

将季节性服装纳入消费者价格指数的方法

10.73 在处理消费者价格指数中的季节性服装时，统计机构所采取的方法差异很大，有的彻底将此类项目排除在消费者价格指数之外，有的对一年中某个特定时间无供货的项目价格采取虚拟法，有的则在全年采取不同的权数体系。在某些方面，在处理季节性服装时，也会遇到处理时尚项目时所遇到的类似问题，尤其是那些反映产品较短生命周期的问题，以及反映这些周期内价

格折扣可能性的问题。

10.74 传统上，采用年度购物篮的方法来确定月度消费者价格指数（也就是，既不考察显性变化权数体系，也不采用第二十二章建议的逐年变化数据），本部分将介绍确定这些价格指数的其他实际方法。此外，实例将限于所谓的多购物篮方法，因为采用所谓的单一购物篮方法时，需要对各个季节进行质量方面的调整，而这会带来很大的困难（比如，单一购物篮的方法认为，季节性的夏季服装项目和冬季服装项目属于同一物品的不同种类，而多购物篮的方法则认为，它们为截然不同的物品）。

10.75 消费者价格指数编制人员可能会做出决定，将季节性服装完全排除在消费者价格指数之外。尽管这将会简化编制指数的工作，但却会明显降低购物篮的代表性。可以认为这是一种不得已而为之的方法，从外部用户的角度来看，这将会对其直觉判断带来困难，当季节性服装的支出相对较高时，尤其如此。将季节性项目纳入消费者价格指数将使购物篮能够更好地代表消费模式，但却使指数编制过程变得更为复杂。在做出决定时，有必要在代表性和复杂性（成本）之间进行权衡。如果将季节性服装项目排除在外，那么应该在非季节性服装项目中间分配季节性服装项目的支出权数。

10.76 在将季节性项目纳入指数的情况下，可以采用六种方法来确定总的服装价格指数，以下将对此进行介绍。为了说明各种可供选择的方法，采用了一组综合价格（见表 10.3）。为简便起见，假设只有三类服装：一类全年供应的服装（非季节性的）；两类季节性服装（此处分为夏装和冬装）。假设两个季节互不重叠，季节性服装的价格在每个季节期间采取累进折扣的方法。非季节性项目的价格以稳定的速度增长。假设在每个类别内，价格所涉及的各服装项目都具有相同的物理特征（或者，在物理特征有差异的情况下，已经进行了相应的调整来消除这种差异的影响）。

10.77 在编制价格指数时，基期为基年的第一个月，然后持续 24 个月（表中列有基年前一年（Y-1）的价格指数，以便为冬季服装项目虚拟基期价格）。为了进行加权，假设两类季节性服装中，每类占支出的 25%，而非季节性服装占支出的 50%。为了方便计算，虚拟将以供应序列价格移动（包括从虚拟价格到实际价格的移动）的简单算术平均值为基础，当然在实际中，这些虚拟是以加权平均数为基础的。表 10.4-10.6 分别为季节性夏装、季节性冬装和全部服装的指数和月度百分比变化，计算时所依据的各种方法将在以下进行介绍。

表 10.3 说明服装价格指数编制方法的综合价格数据

月	年 (Y-1)			年 (Y)			年 (Y+1)		
	非季节性	季节性夏装	季节性冬装	非季节性	季节性夏装	季节性冬装	非季节性	季节性夏装	季节性冬装
1	100	100		113	110		127	125	
2	101	80		114	90		128	100	
3	102	60		115	70		130	80	
4	103			116			131		
5	104			117			132		
6	105			118			133		
7	106		100	120		110	135		125
8	107		80	121		90	136		100
9	108		60	122		70	137		80
10	109			123			139		
11	110			124			140		
12	112			126			142		

10.78 不包括季节性项目。从编制指数的角度来看，这是最简单的选择，但指数缺乏代表性——而这却是某些用户所担心的问题。在本例中，指数直接代表的支出只有 50%。显然，季节性项目的相对支出越多，可能就会有更多的用户对指数的代表性表示担忧。表 10.6 的第 (1) 列为该指数的结果，可以将该数据作为基准对以下方法进行评估。

10.79 只根据全年供应项目进行虚拟。该方法是目标虚拟法的一种。在这种情况下，只根据全年供应项目的价格移动对夏装和冬装的过季价格进行虚拟。表 10.4 和 10.5 的第 (1) 列分为夏装和冬装的结果，表 10.6 第 (2) 列则为总服装指数。

10.80 根据所有供应项目进行虚拟。这种方法根据相关或类似项目现有的所有价格移动对所有缺失的价格进行虚拟。从原则上讲，这种方法类似于在缺失某个价格观察值的情况下所采取的方法。季节性项目的价格是在以下情况下收集的：在可以对它们进行观察的时候，在根据全年供应项目以及现有其他季节性项目对过季价格进行虚拟的时候。结果请见表 10.4 与 10.5 的第 (2) 列以及表 10.6 的第 (3) 列。

10.81 上次观察价格结转。这是上述方法的简化形式，根据这种方法，在没有季节性项目价格数据的月份，结转季节性项目上一次的价格观察值。在一般情况下，如果没有非季节性项目的价格数据，通常不建议采取这种方法，因为由此可能引起的向下偏误可以很容易地通过观察现有某些类似项目的价格予以避

免。但在某类货物全部都无供应，因而无法对其进行观察的情况下，尤其在其价格移动与其他项目之间没有很强关联性的情况下，可以采取结转价格数据的做法。结果请见表 10.4 与 10.5 的第 (3) 列以及表 10.6 的第 (4) 列。

10.82 在采取这种方法的情况下，最好事先确定将要收集哪些月份的季节性价格。对于那些可能在正常供应期间之外有供货的季节性项目来说，这有助于防止因收集的价格数据可能不具备代表性而引起的指数失真。需要根据市场动向定期对这种决定进行审查。

10.83 恢复为正常价格，然后进行虚拟。这种方法要求指数编制人员在没有供货（过季）的第一个月对季节性项目的“正常”价格进行估计。然后在以后期间根据这种估计的正常价格进行虚拟，直至这种项目有供货为止。与上述各种方法相比，这种方法是为了避免在短暂的生命周期内对项目进行累进折扣后，总指数在季节末过后失真而下降的问题。

10.84 这种方法存在着一些问题。尤其在通货膨胀严重的期间，将难以确定正常价格的水平。更概括地说，可以认为这种方法削弱了指数的客观性。在本部分所举的例子中，服装项目所恢复的正常价格为季节开始所观察的价格。和前述三个方法相比，可以看出，这种方法将下一个季节开始的价格增长转移到紧随当前季节后的那个期间，也就是在还没有观察值的时候，指数就显示了一个明显的价格差。结果请见表 10.4 与 10.5 的第 (4) 列以及表 10.6 的第 (5) 列。

表 10.4 季节性夏装的不同价格指数

月	只根据全年 供应项目进行 虚拟 (1)	根据所有供 应项目进行 虚拟 (2)	上次观察 价格 结转 (3)	恢复为正常 价格然后进 行虚拟 (4)	只包括季节 的第一个观 察值, 然后进 行虚拟 (5)
	指 数				
1	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2	81.8	81.8	81.8	81.8	100.9
3	63.6	63.6	63.6	63.6	101.8
4	64.2	64.2	63.6	100.0	102.7
5	64.7	64.7	63.6	100.9	103.5
6	65.3	65.3	63.6	101.7	104.4
7	66.4	77.0	63.6	102.9	105.4
8	67.0	70.3	63.6	94.0	106.3
9	67.5	62.8	63.6	83.9	107.1
10	68.1	63.3	63.6	108.3	108.0
11	68.6	63.8	63.6	109.2	108.9
12	69.7	64.9	63.6	110.9	110.7
13	113.6	113.6	113.6	113.6	113.6
14	90.9	90.9	90.9	90.9	114.5
15	72.7	72.7	72.7	72.7	116.3
16	73.3	73.3	72.7	113.6	117.2
17	73.8	73.8	72.7	114.5	118.1
18	74.4	74.4	72.7	115.4	119.0
19	75.5	93.3	72.7	117.4	120.8
20	76.1	84.3	72.7	106.1	121.7
21	76.6	76.2	72.7	95.8	122.6
22	77.8	77.3	72.7	123.5	124.4
23	78.3	77.9	72.7	124.4	125.3
24	79.4	79.0	72.7	126.2	127.1
	月度百分比变化				
2	-18.2	-18.2	-18.2	-18.2	0.9
3	-22.2	-22.2	-22.2	-22.2	0.9
4	0.9	0.9	0.0	57.2	0.9
5	0.8	0.8	0.0	0.9	0.8
6	0.9	0.9	0.0	0.8	0.9
7	1.7	17.9	0.0	1.2	1.0
8	0.9	-8.7	0.0	-8.6	0.9
9	0.7	-10.7	0.0	-10.7	0.8
10	0.9	0.8	0.0	29.1	0.8
11	0.7	0.8	0.0	0.8	0.8
12	1.6	1.7	0.0	1.6	1.7
13	63.0	75.0	78.6	2.4	2.6
14	-20.0	-20.0	-20.0	-20.0	0.8
15	-20.0	-20.0	-20.0	-20.0	1.6
16	0.8	0.8	0.0	56.3	0.8
17	0.7	0.7	0.0	0.8	0.8
18	0.8	0.8	0.0	0.8	0.8
19	1.5	25.4	0.0	1.7	1.5
20	0.8	-9.6	0.0	-9.6	0.7
21	0.7	-9.6	0.0	-9.7	0.7
22	1.6	1.4	0.0	28.9	1.5
23	0.6	0.8	0.0	0.7	0.7
24	1.4	1.4	0.0	1.4	1.4

表 10.5 季节性冬装的不同价格指数

月	只根据全年 供应项目进行 虚拟 (1)	根据所有供 应项目进行 虚拟 (2)	上次观察 价格 结转 (3)	恢复为正常 价格然后进 行虚拟 (4)	只包括季节 的第一个观 察值, 然后进 行虚拟 (5)
	指 数				
1	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2	100.9	91.4	100.0	91.4	100.9
3	101.8	81.6	100.0	81.6	101.8
4	102.7	82.3	100.0	105.3	102.7
5	103.5	83.0	100.0	106.2	103.5
6	104.4	83.7	100.0	107.1	104.4
7	175.2	112.4	183.3	107.8	104.6
8	143.4	91.9	150.0	88.2	105.4
9	111.5	71.5	116.7	68.6	106.3
10	112.4	72.1	116.7	107.8	107.2
11	113.3	72.7	116.7	108.7	108.1
12	115.2	73.9	116.7	110.4	109.8
13	116.1	101.9	116.7	112.2	111.7
14	117.0	92.1	116.7	101.5	112.6
15	118.8	83.6	116.7	92.1	114.4
16	119.7	84.3	116.7	118.4	115.2
17	120.6	84.9	116.7	119.3	116.1
18	121.6	85.6	116.7	120.2	117.0
19	199.1	127.7	208.3	122.5	118.8
20	159.3	102.2	166.7	98.0	119.7
21	127.4	81.7	133.3	78.4	120.6
22	129.3	82.9	133.3	122.5	122.4
23	130.2	83.5	133.3	123.4	123.2
24	132.1	84.7	133.3	125.2	125.0
	月度百分比变化				
2	0.9	-8.6	0.0	-8.6	0.9
3	0.9	-10.7	0.0	-10.7	0.9
4	0.9	0.9	0.0	29.0	0.9
5	0.8	0.9	0.0	0.9	0.8
6	0.9	0.8	0.0	0.8	0.9
7	67.8	34.3	83.3	0.7	0.2
8	-18.2	-18.2	-18.2	-18.2	0.8
9	-22.2	-22.2	-22.2	-22.2	0.9
10	0.8	0.8	0.0	57.1	0.8
11	0.8	0.8	0.0	0.8	0.8
12	1.7	1.7	0.0	1.6	1.6
13	0.8	37.9	0.0	1.6	1.7
14	0.8	-9.6	0.0	-9.5	0.8
15	1.5	-9.2	0.0	-9.3	1.6
16	0.8	0.8	0.0	28.6	0.7
17	0.8	0.7	0.0	0.8	0.8
18	0.8	0.8	0.0	0.8	0.8
19	63.7	49.2	78.6	1.9	1.5
20	-20.0	-20.0	-20.0	-20.0	0.8
21	-20.0	-20.1	-20.0	-20.0	0.8
22	1.5	1.5	0.0	56.3	1.5
23	0.7	0.7	0.0	0.7	0.7
24	1.5	1.4	0.0	1.5	1.5

表 10.6 所有服装的不同价格指数

月	只包括全年供应的项目 (1)	只根据全年供应项目进行虚拟 (2)	根据所有供应项目进行虚拟 (3)	上次观察价格结转 (4)	恢复为正常价格然后进行虚拟 (5)	只包括季节的第一个观察值, 然后进行虚拟 (6)
	指 数					
1	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2	100.9	96.1	93.8	95.9	93.8	100.9
3	101.8	92.3	87.2	91.8	87.2	101.8
4	102.7	93.1	88.0	92.2	102.7	102.7
5	103.5	93.8	88.7	92.7	103.5	103.5
6	104.4	94.6	89.5	93.1	104.4	104.4
7	106.2	113.5	100.5	114.8	105.8	105.6
8	107.1	106.2	94.1	106.9	99.1	106.5
9	108.0	98.8	87.6	99.1	92.1	107.4
10	108.8	99.5	88.3	99.5	108.4	108.2
11	109.7	100.3	89.0	99.9	109.3	109.1
12	111.5	102.0	90.5	100.8	111.1	110.9
13	112.4	113.6	110.1	113.8	112.7	112.5
14	113.3	108.6	102.4	108.5	104.8	113.4
15	115.0	105.4	96.6	104.9	98.7	115.2
16	115.9	106.2	97.4	105.3	116.0	116.1
17	116.8	107.0	98.1	105.8	116.9	117.0
18	117.7	107.9	98.9	106.2	117.8	117.9
19	119.5	128.4	115.0	130.0	119.7	119.7
20	120.4	119.1	106.8	120.0	111.2	120.6
21	121.2	111.6	100.1	112.1	104.2	121.4
22	123.0	113.3	101.6	113.0	123.0	123.2
23	123.9	114.1	102.3	113.5	123.9	124.1
24	125.7	115.7	103.8	114.3	125.7	125.9
	月度百分比变化					
2	0.9	-3.9	-6.2	-4.1	-6.2	0.9
3	0.9	-4.0	-7.0	-4.3	-7.0	0.9
4	0.9	0.9	0.9	0.5	17.8	0.9
5	0.8	0.8	0.8	0.5	0.8	0.8
6	0.9	0.9	0.9	0.5	0.9	0.9
7	1.7	20.0	12.3	23.3	1.3	1.1
8	0.8	-6.4	-6.4	-6.9	-6.3	0.9
9	0.8	-7.0	-6.9	-7.4	-7.1	0.8
10	0.7	0.7	0.8	0.4	17.7	0.7
11	0.8	0.8	0.8	0.4	0.8	0.8
12	1.6	1.7	1.7	0.9	1.6	1.6
13	0.8	11.4	21.7	12.8	1.4	1.4
14	0.8	-4.4	-7.0	-4.6	-7.0	0.8
15	1.5	-2.9	-5.7	-3.4	-5.8	1.6
16	0.8	0.8	0.8	0.4	17.5	0.8
17	0.8	0.8	0.7	0.4	0.8	0.8
18	0.8	0.8	0.8	0.4	0.8	0.8
19	1.5	19.0	16.3	22.4	1.6	1.5
20	0.8	-7.2	-7.1	-7.7	-7.1	0.8
21	0.7	-6.3	-6.3	-6.6	-6.3	0.7
22	1.5	1.5	1.5	0.8	18.0	1.5
23	0.7	0.7	0.7	0.4	0.7	0.7
24	1.5	1.4	1.5	0.8	1.5	1.5

10.85 只包括季节的第一个观察值，然后进行虚拟。这种方法要求在季节性项目首次在市场上出现时确定其价格，而且每个季节只对其确定一次价格。然后在以后期间根据首次观察的该价格进行虚拟，直到下季初再次对该项目确定价格时为止。这种方法的基本原理是：在整个季节期间，与价格下降这一可观察特征相伴随的就是质量降级，这种方法是对季节性项目质量降级进行调整的一种手段。此外，如果指数的表现可以像年度移动指数那样（请见第二十二章），那么可以选择采用这种方法，因为它既可节省成本又能考虑到季节变化（如，去年三月份有供应的项目，直到今天的四月份才有供应）。

10.86 从不利的方面来看，在季节性服装项目的生命周期内，在完全折扣可观察的价格移动中，所做的一个暗含假设就是：所有这些移动反映的是在基本价格不变的情况下，所发生的质量变化。在这种情况下，除非对时尚项目采用类似的方法，否则就不太可能全面符合用户对价格演变的看法，可以认为这种方法存在着相互矛盾的问题。结果请见表 10.4 与 10.5 的第（5）列以及表 10.6 的第（6）列。

小结

10.87 首先，值得注意的是：在根据其他服装项目的价格移动，为季节性项目购物篮虚拟价格变化时，其结果就相当于将季节性项目的权数分配给过季的其他项目，这样就避免了因明显变化着的权数体系而带来的复杂问题。在这些情况下，在说明季节性和非季节性项目对总消费者价格指数作用的估计数据时，应该采取谨慎的态度。为了确定某个项目对消费者价格指数总变化所起的作用，一个常见的做法就是用该项目的百分比变化乘以该项目前期（价格已经更新）的权数。只有其价格实际上是在当期进行计量的季节性项目才对总指数的变化有影响作用。同样，当季节性项目过季时，尽管只有非季节性项目才对总指数的变化有影响作用，但对其影响作用进行标准计量的结果将会被低估。这涉及的主要是如何进行说明的问题，尽管有些编制人员可能在说明影响作用的估计值时，习惯于将估计值的下线只保持在包括季节性和非季节性购物篮的水平。

10.88 对于如何处理消费者价格指数中季节性项目的问题，各个国家，尤其是用户的观点很可能各不相同。至于是否应该认为季节性项目的质量将随季节的生命期逐渐递减，如果将随之递减，那么是否应该（或者是否可以）对时尚项目应该采取类似的方法，也很可能是众说纷纭、观点不一。在对例子中的数据

进行设计时，确保了每类数据显示的是价格按照大体上相同的速度逐年增长的情况。有些计量指标能充分表明经济中持久的或基本的价格压力，如果用户主要对这类指标感兴趣，那么很可能选择那些不会使价格变化率产生重大差异的方法——价格变化率只与统计机构如何处理季节性项目有关。在这种情况下，这类用户可能希望完全将季节性项目排除在外，或者只将季节性项目的第一个观察值包括在其他被虚拟月份的价格之中。

10.89 显而易见的是，国家统计局需要认真权衡用户要求、理论问题、成本和不同方法的影响，然后才能对将要采取的方法做出决定。

电信服务

10.90 最近几年，全球电信部门发生了飞速的变化。在很多国家中，新型服务随着技术的不断革新与日俱增，而管制的解除则使供应商的数量激增。这些情况迫使供应商采取一系列新战略来为顾客提供差异化的服务，从而吸引和留住顾客。

10.91 对价格指数编制人员具有特别意义的特征有：

- 较少的线性价格表，不同供应商采用不同的价格结构；
- 为了吸引不同类型的顾客，越来越多地倾向于以不同的方式向顾客提供将各种服务捆绑在一起的合同；
- 随着服务范围的日益广泛，向顾客提供的合同发生了迅速变化——以此作为鼓励人们接受这些服务的有效手段。

10.92 电信公司已经越来越多地通过各种计划为顾客提供服务——这些计划要求顾客与供应商就合同安排达成长期的协议。这种情况也为指数的编制工作带来了困难。电信公司提供的计划通常分为两大类。第一类没有固定的期限，这类计划为供应商留有一定的余地，供应商可以在提前通知顾客的情况下，对价格结构进行修改。第二类计划已经越来越受到人们的欢迎，这类计划为顾客提供定期合同（一般为 1-2 年），合同期间的价格固定。这些计划各不相同，也就是每项计划的服务不同，收取的价格也不同。如，一项简单计划之所以有别于其他计划可能是因为它每月收取的线路租金更高，而本地话费较低，这样对于那些本地通话量较大的用户来说，有一定的吸引力。已经越来越多地涌现出为顾客量身定做的新计划，这些计划旨在使顾客的总体需求最大化。

10.93 如果统计机构采用传统的抽样方法，根据各种计划的某个基期抽取价格表，然后对这种价格表进行跟踪直至到期为止，那么将不会观察到价格变化

(同样，如果计划到期，那么替代计划与原有计划被联系在一起，也显示不出价格变化)。相反，实际的市场情况是：在很多国家中，电信服务的单位价值已经大大下滑了。

10.94 所有统计机构都在努力寻找各种方法，以便能够解决电信部门这种复杂的情况。尤其是，即便是采用目前最好的方法，也难以解决供应商各种替代计划所带来的问题，难以充分解决服务质量变化的问题，这已是不争的事实。

10.95 由于电信部门正在经历着不断的变化，所以需要不断对统计做法进行审查。如果统计机构正在首次考虑制定电信指数，或者正在对其目前的做法进行审议，那么最好查看该领域的最新研究。不过，本部分将努力对国家统计机构目前使用的四种方法进行一个总体介绍，以便对电信服务的价格变化进行计量。各种方法如下（按照成本递增的次序排列）：

- 代表性项目-可比样本；
- 代表性项目-单位价值；
- 顾客档案；
- 账单样本。

10.96 本部分将对每种方法进行简单介绍，并说明每种方法可能存在的不足之处。并没有一个值得大力推荐的最佳方法，因为对方法的选择将在很大程度上取决于具体国家的现有市场条件、所用指数编制体系的完善程度以及电信服务数据的准确程度和及时性。在考虑这些因素的基础上，也许一个比较适当的办法就是针对不同的电信服务，采用不同的方法，甚至可以针对某个供应商的不同服务采取不同的方法。

代表性项目-可比样本

10.97 这种方法真实反映了消费者价格指数中的其他领域所采取的传统方法。加权基期内，参考住户群在电信服务方面的总支出是根据诸如住户支出调查之类的资料取得的。为了取得不同服务的收入信息（如，线路租金、本地话费、国际话费、手机销售额或租金、接通费、语音邮件服务、互联网收费等），抽取了一个服务供应商样本，同时从各类服务中抽取了一些部分服务作为代表性项目，代表性项目的权数根据收入数据确定。

10.98 对于每个代表性项目，确定了一个详细规格（如，在 X 时间，从 A 地向 B 地打电话 Y 分钟）的样本，该样本足以代表每个代表性项目内顾客所购具体服务的范围。在各期之间，该规格样本保持不变，然后根据规格的这种可比样本所发生的价格移动数据，计算代表性项目指数的移动值。表 10.7 对此作了说明。

表 10.7 电信服务指数结构说明（代表性项目法）

固定线路服务
电话接通成本
电话线租金
本地通话
国内长途通话
国际通话
移动电话
接通成本
手机购买或租借
国内通话
国际通话
收费电话
本地通话
互联网服务
接通费
使用费

10.99 代表性项目清单（指数结构的最低层级）一般不需要包括所有电信服务，但被选中的电信服务应该足以代表总体的价格行为，尤其是，应该考虑到公布的价目表。对于那些没有被选作定价项目的服务，其支出应该分布于其总类别内的其他服务中，以便推算权数。如，对于任何没有选作定价项目的固定线路服务，其支出应该分配在那些选中的固定线路服务中。

10.100 与货物供应商相比，服务供应商几乎有无限的能力确定适合顾客需求的各种服务和价格，如根据服务提供的时间确定服务类型和价格。上午八点拨打五分钟的电话可以视作不同于下午八点拨打五分钟的电话，服务供应商可以对这些电话按不同的价格收费。因此，代表性项目的细节应该足够详细，以便捕捉所有对价格有决定性作用的特征。

10.101 此外，由于供应商可以很方便地对其价格表的不同层面进行调整（如，高峰期的时间跨度，按另一费率计费时所要求的通话时间），所以有必要采用足够数量的各式规格，以便能够实际表明这些层面。简单地将通话描述为高峰段或非高峰段，或者从地区 1 拨向地区 2 是远远不够的。表 10.8 对各类规格进行了举例说明——例子中的规格可适用于两个代表性项目——国际通话（固定线路）和使用费（互联网服务）。

10.102 假设通话和互联网接入的原有地点已确定，而且所有通话和接入都是国内的。还应该注意的是：根据互联网接入的性质，一般不会根据接入来定价，因此不能像国际电话那么严格来界定接入的时限，相反，所有规格都属于整月使用的。

表 10.8 电信服务规格示例

代表性项目	规格示例
国际通话 (固定线路)	计划 A: 星期五, 上午 8 点, 向雅典打电话, 10 分钟
	计划 B: 星期六, 下午 9 点, 向伦敦打电话, 5 分钟
	计划 A: 星期三, 上午 11 点, 向纽约打电话, 20 分钟
	计划 B: 星期天, 下午 7 点, 向巴黎打电话, 15 分钟
	计划 A: 星期一, 下午 8 点, 向德班打电话, 30 分钟
使用费 (互联网)	计划 A: 周末, 下午 4 点到下午 7 点之间 10 个小时拨号上网连接时间, 下载总计 20 Mb
	计划 B: 工作日, 下午六点到午夜之间 20 个小时拨号上网连接时间, 下载总计 50 Mb
	计划 C: 二十四小时宽带连接, 下载总计 100 Mb

10.103 在采用这种方法时, 成本最高的部分就是获取相关数据, 以确定代表性项目和适当的规格, 因为这需要服务供应商提供详细的信息。一旦开始实施, 那么大多数价格信息应该可以很方便地从公布的费用表中取得, 这样就可以在审查有关规格期间尽量减少受访者的负担。

10.104 由于电信部门具有动态的性质, 而且常常会采用定价机制来改变消费者的行为, 所以可能需要对有关规格进行较频繁的更新。如果某种规格已经取消(也就是, 不再提供某种计划), 就必须尽量确定一种适当的类似规格。在已经替换规格的情况下, 可以认为这些规格属于根本不同的另一产品, 因为不同计划涉及的销售条件不同。至于各计划之间的所有价格差异是否与质量差异有关, 同样也有理由对其表示质疑, 当有证据表明销量日益增加, 单位价值减少时, 尤其如此。困难在于如何对质量差异进行量化。尽管采用特征回归法(享受法)为这一难题的解决提供了某种可能, 但这一方法的实施费用太高。

代表性项目-单位价值

10.105 单位价值法与前述方法类似, 只是在这种方法下, 不确定各规格的价格。每个代表性项目的价格

是根据从服务供应商那里收集的收入和数量数据计算得出的。如, 在计算国内长途电话的价格时, 可以用这种通话的总收入除以打电话的分钟数。同样, 如果为月度线路租金费用, 那么在计算其价格时, 可以用线路租金总收入除以用户总数。

10.106 和可比样本方法相比, 单位价值法将各种计划、各种通话时间以及各种通话时长之间的差异都归结于价格(也就是, 假设质量差异为零)。当有关项目涉及很普遍的折扣计划或促销时(如, 下周花两美元, 电话就可以打往任何地方, 通话时间不限), 还可以采用单位价值法来考虑价格变化的问题。一方面, 如果采取其他方法, 可能会涉及顾客抽样时如何进行选择的问题, 而该方法可以避免其中的某些问题, 另一方面, 在编辑指数时, 确实需要对公司总数据进行分析, 因此相对于那些以先期公布价格为基础的方法而言, 这种方法的及时性可能差一些。此外, 在采用这种方法时, 应该努力确保有关尺度不会因各种不适当的组成部分变化而受到影响(请见第九章, 该章对单位价值指数进行了详细讨论)。在确定单位价值指数时, 所涉及的项目只能是真正具有同质性的项目。这说明需要从更细的划分层面来界定代表性项目。如, 可能需要根据目的地来对国际通话作进一步的细分, 以避免各种纯粹由于目的地不同的通话发生了数量上的变化而带来的单位价值变化。

10.107 尽管这种方法似乎至少解决了可比样本方法中的某些不足问题, 但可能会有一个中长期向下偏误的问题, 而且如果偏误只是由于使用模式出现季节性差异, 那么除非认真实施此方法, 否则很可能会因为组成部分变化的缘故, 而出现各期之间不稳定的问题。还有很多有关受访者和数据质量方面的问题需要认真考虑。单位价值法对数据的要求会给服务供应商带来更大的负担, 而从商业角度来看, 服务供应商通常会对有关收入和数量数据的要求极其敏感。为了提高效率, 还需要服务供应商能够提供只与住户有关的数据(也就是, 他们必须能够将那些与企业有关的收入与数量单独整理出来), 收入信息需要符合指数的要求。如, 某些服务供应商可能会将某些折扣记录为营销费用, 而不是收入的减少——可这正是单位价值指数所要求的。

顾客档案

10.108 为营销之目的, 电信公司通常根据顾客的服务使用量来对顾客进行分类。尽管类别的数量不尽相同, 但一个常见的方法就是采用一种三向的分类方法: 低使用量、中等使用量和高使用量。服务供应商在专门针对每个顾客群制订新计划时, 通常根据不同类别来对

顾客使用模式进行分析。国家监管机构也可能在保密的情况下提供详细的顾客使用档案。

10.109 统计机构在制定价格指数时，也可以采取类似的方法，也就是为每类顾客设计各种能够反映平均使用模式的档案。然后可以参照那些目前最适合每类顾客的计划，根据该计划所列的价格来估算平均使用模式的这些顾客在每个期间所面临的成本。还可以采取基于这种主导思想的其他方法，其中包括：以能够向顾客提供总体成本最便宜的计划为基础来估算成本（为简单起见，假设顾客具备完备的知识，其行为是尽量寻求最低的成本）。这种方法的优点在于：如果停止向顾客提供现有的计划包，那么它能够选择具有可比性的替代计划提供一个明晰的基础。另一种方法就是，可以参照若干个计划对每个顾客组的成本进行估算——前提是销售信息显示这种估算能够更接近实际情况。在推算总指数时，根据有关每类顾客相对重要性的信息，来对这些用户档案的结果一起进行加权。

10.110 在确定总指数时，很可能需要为作为代表性样本的服务供应商进行这些计算，为了抽样或加权的目，如果可能，最好了解它们在整个市场中的份额。这样就为全面了解各档案和各公司可能发生的所有相关变化提供了可能性。服务供应商有关顾客档案分类的信息可能无法得到，或者至少需要花费很大的成本才能获得。表 10.9 列举了一个移动电话服务档案，该例子摘自 Beuerlein（2001 年），Beuerlein 对德国消费者价格指数所采用的最新方法进行了介绍。

10.111 与固定购物篮法一致，在各比较期之间，将消费者的活动（通话数量和类型）保持不变。当然，如果合同不固定价格，或者，如果计划已经被替换了，

表 10.9 移动电话服务用户档案示例

规格	单位	通话量极少的用户	通话量少的用户	通话量中等的用户
通话总时长	分钟	16	42	96
个别通话时长				
类型 A	秒	35	45	45
类型 B	秒	65	95	115
通话 ¹	次数	20	36	72
在同一网络内	次数	8	12	24
跨网络	次数	12	24	48

¹ 通话根据每天的不同时间段以及每周的不同日期进行分类，这样就可以将高峰价和非高峰价交界点的变化，以及工作日价和周末价交界点的变化考虑进去。

资料来源：Beuerlein（2001 年）。

那么价格当然可能会发生变化。指数编制人员也有可能允许费率发生变化，以此对顾客类别内不断变化的计划组合做出反应。这种方法假设计划变化从根本上代表着价格变化，而不是质量变化，但这种方法消除了单位价值法下的某些问题——这就是单位价值法对组成因素的影响缺乏分析，因为这种方法没有考虑顾客的情况。

10.112 这种方法的成功与否取决于顾客档案是否能真实地反映出顾客行为，因此在准备顾客档案时需要进行周密的思考。顾客档案的建立将需要服务供应商的通力合作，假设已知的使用量发生了变化，那么将需要按照合理的间隔定期对它们进行更新，更新的次数可能要比消费者价格指数篮的其他项目频繁得多。如果指数编制人员决定考虑这种情况，那么还可能获得每个指数编制期间各类别顾客计划使用情况的数据（月度或季度）。

账单样本

10.113 可以认为这种方法是顾客档案法的一种提炼。在这种方法下，每月对顾客实际样本的固定服务活动确定价格，而不是对能够代表顾客每月平均活动的档案进行界定。顾客样本应该从每类顾客（低、中、高使用量的顾客）中抽取。账单（或活动表）最好包括全年的活动。

10.114 相对于顾客档案法而言，这种方法具有以下优势：

- 这种方法能够考虑顾客行为在一年内发生的任何变化（如，与重大宗教或文化活动有关的国际通话增加）。
- 这种方法对顾客的实际活动（如，抽样顾客的实际通话）进行确定，因而能够更好地反映顾客行为的多样性。
- 这种方法在每个账单中包括了年度收费的任何情况。
- 这种方法有助于发现和记录因顾客与服务供应商之间的整体关系而引起的其他价格变化——如，当月度总支出超过一定金额时，给予全面折扣，或者当顾客从一个供应商那里采购一系列服务（如，固定线路电话加上互联网）时，给予一个总的折扣。

10.115 在计算指数时，每月还需要取得根据顾客类别分类的有关各种计划相对重要性的信息（然后，可以将这种情况随机地在各账单样本中分配）。在对每期样本账单重新确定价格的情况下，所获得的指数反映了按每个指数期的价格进行计算时的全年消费成本，以及同样情况下按基期价格进行计算时的成本情况。在这种情况下，假设住户在更新计划时，新旧计划之间的质量差异为零。由于在这种方法下，账单的数量一般会更多（相

对于现有档案的数量而言),所以可以逐渐地反映价格变化,因为根据每个计划确定价格的账单能够更好地反映不断变化着的人口分布情况。

10.116 正如采用档案法一样,有必要定期对账单样本进行更新,以反映消费模式的变化,以及采用新服务(如,呼叫等待、语音邮件和文本信息)的情况。尽管通过充分的抽样,账单法可以更好地计量整个电信服务的总价格变化率,但却不一定完全适合计算这些服务各组成部分的个别指数(取决于是否提供全面折扣或底线折扣)。这种方法所涉及的数据也很多,每个期间都需要进行大量的计算,因此有必要建立一个先进的数据系统。

金融服务

10.117 在消费者价格指数中,有必要为金融服务确定一个准确、全面的价格指数,但目前的条件尚不成熟。不过,由于住户已经越来越多地使用金融服务,所以在压力之下,国家统计局必须至少将某些金融服务纳入消费者价格指数中。尤其是有关住户在金融机构的存贷账户,已经有越来越强烈的呼声,要求将这些住户所面临的各种费用纳入消费者价格指数中。

10.118 单从金融服务本身而言,为其确定价格指数就很困难,因为对于应该将哪些金融服务纳入消费者价格指数,以及究竟如何对它们进行计量,目前尚无统一的观点。本部分将从切实可行的角度出发,努力说明有关这方面的主要观点是什么。其中很多材料都基于Fixler与Zieshang(2001年)、Frost(2001年)以及Woolford(2001年)的著作。

10.119 住户通常采购的金融服务包括:金融咨询、货币兑换、与存贷业务有关的服务、由基金经理人提供的服务、人寿保险机构以及养老金基金、股票经纪服务以及房地产代理服务。至于究竟有哪些项目可以明确作为金融服务纳入消费者价格指数,以及可以采用什么方法对其进行计量,将取决于消费者价格指数的主要目的是什么,并由此取决于是否采用支付法、采购法或使用法。

10.120 如果采用支付法,抵押贷款应付的总利息通常作为房主自住房的成本纳入消费者价格指数(请见以上第10.4-10.50段)。从严格一致的角度来说,这种做法可能意味着消费者价格指数还应包括消费信贷收费(计量方法类似于抵押贷款利息费),以及有关其他金融服务直接收费的总支出。实际上,正如前面部分提到的住房成本那样,有时在概念上,住房的处理不同于国家消费者价格指数内的其他利息收费,这部分反映了总体指数的综合目标以及公众对该项目在总预算中重要性的看法。本部分将不对支出法的

具体要求作进一步讨论,因为要么其他部分(如,房主自住房)对有关原则进行了讨论,要么有关原则相对简单。

10.121 假设住户所有的金融服务都是从私人部门采购的(也就是其金融服务一般没有政府补贴,或者不是由非营利性住户服务机构提供的),在金融服务的计量方面,采购法和使用法采取了类似的观点,但就金融服务的范围而言,赞成使用法的有些人士对究竟应该将哪些服务纳入消费者价格指数采取了更为严格的态度,也就是将范围仅限于那些直接为了当前住户消费的金融服务。

10.122 在服务范围上采取更严格观点的人士认为,某些金融服务的使用肯定与资本(或投资)活动有关。这说明:如果打算对消费者价格变化进行计量,那么应该将这种活动排除在消费者价格指数范围之外。支持这种观点的人士通常将国民核算的做法作为起点。如,《1993年国民账户体系》将各种与不动产转让有关的费用(房地产代理佣金、律师费用和政府税费)归为总固定资本形成的一部分。但应该注意的是,消费者价格指数并不拘泥于国民核算所采用的做法。相反,个别国家将需要就消费者价格指数的项目范围做出决定,以最好地满足国内对价格指数本身的要求。

10.123 至于消费者价格指数内的金融服务,其广义的范围可以界定为:由住户获取的与金融资产和不动产的购置、持有和处置有关的所有服务,包括咨询服务,但不包括用于商业目的服务。该定义有两个目的:首先,它将促进资产转让和持有的服务与资产本身区分开来。其次,有关资产究竟是不动产还是金融资产并不会带来差别。

10.124 在对住户获取的金融服务进行估价,并对伴随价格指数进行确定时,其复杂程度将因服务的不同有着显著的差异。以下列举的三个例子反映了澳大利亚当前的研究情况,这些例子用以说明以下问题:货币兑换、股票经纪和存贷业务。本章将单独讨论房地产经纪服务(请见第10.149-10.155段),因为这些服务可以归为住房费用或金融服务。

货币兑换

10.125 从原则上讲,为加权之目的,对基期内住户将本国货币兑换为其他国家货币的支出进行估算时,相对简单,这种支出应该是可以在住户支出调查中报告的。

10.126 伴随价格指数的确定更为复杂。价格所要求的服务是指促进国内货币与另一国货币交换的服务(购置一项资产-外国货币)。服务的价格通常以交易国内货币价值的一定百分比来表示。这些利润百分比可能

只是偶尔发生变动，对于服务供应商来说，其收入的增加取决于交易的名义价值随时间不断增加的水平。确定指数所要求的价格为利润的货币价值（也就是用百分率乘以货币交易的价值）。为了对价格随时间变化的情况进行计量，指数编制人员必须对原始交易的数量提出一个看法。

10.127 可以将购买外币视为对购买一定数量的外国货物与服务（如，国外旅游支出，或直接进口商品）有促进作用的手段。比较期内服务的价格可以表示为：将一定金额的国内货币兑换为相当于该金额的外国货币，以购买数量等同于基期购买的外国货物与服务数量时，所应支付的金额。

10.128 另一种切实可行的方法就是：根据外国价格的变化，通过指数来确定原始外国货币金额在未来期间（或比较期间）的值，然后按照当期的汇率将原始外国货币金额转换为国内货币金额，再用当期的利润百分比乘以该金额就可以得出当期的价格。然后将当期的价格与基期价格进行比较，以得出计量价格变化的指标。在通过指数，来确定外国货币金额在未来期间的值时，一个理想的办法可能就是采用专门针对居民住户所购外国货物与服务的指数，但尽管如此，却未必可行。还有一种切实可行的办法就是采用国外公布的总消费者价格指数。

10.129 如果单一的利润（利润百分率）不能适用于所有交易（如，不同比率适用于不同规模的交易），那么在确定价格尺度时，应该参照基期交易的代表性样本。在当期内，每项国内货币交易的利润值将取决于每项交易的当期国内货币价值和适用于每项交易的当期利润百分比。在某项交易的价值从一个价格段转向另一个价格段时，采用这种方法可以捕捉到由此引起的任何价格变化。

股票经纪服务

10.130 假设从公开上市公司购买了一定数量的股票。在大多数国家中，股票的购买都必须通过已经注册的经纪人（股票经纪人）进行。购买者支付的总金额一般包括三部分：股票金额（资产）；经纪人服务费以及某种形式的交易税（印花税）。

10.131 应该将税额视为股票购买成本的一部分，而不是股票价格的一部分。同时应该将税额和经纪成本一起纳入消费者价格指数。这与征税的目的以及更为人们所普遍接受的股票估价做法一致（在此，采用这一原则也很方便，因为根据这种原则，可以对银行服务税进行类似的处理——有关这种处理的争议也许会少一些）。将当期的税率表考虑进去不会有什么困难，因为在所有国家中，都可以很方便地获得这方面的资料。

10.132 假设股票经纪人的收费更有可能属于阶梯函数而不是线性函数，那么可以按照以下程序计算价格指标。首先，从交易（国内货币价值）中抽取一个代表性样本，参照各自价目表分别计算应付税额和应付费用。然后计算以后各期应付的税额和费用，在计算时，首先通过指数，来确定样本交易价值在未来期间的值，然后将当期的费用和税率表用于重新估价后的交易。这种方法存在着两个大问题：首先，在对交易重新进行估价时，什么样的指数才是最合适的指数？其次，应该如何确定当期的费率表？

10.133 可以将股票交易量视为已放弃的消费量，也就是原本可以购买的货物与服务数量。因此，在连续的比较期间内，已放弃的一定数量的消费价值将随消费者价格发生变化。显然，在这种情况下，进行定期调整的一个选择就是消费者价格指数本身——调整时以当期的初步估计数据，或前期的结果作为依据。但采用消费者价格指数单一期间的移动数据（前期或当期）可能会使股票经纪服务的价格移动不能反映真实情况——比如，如果当期或前期的消费者价格指数在很大程度上受到一次性、临时或异常价格变动的影响（如，石油价格冲击、医疗保险协议变化），这种情况将尤其明显。单是股票经纪费或类似费用处理所引起的异常短期价格变化，就有可能影响公众对消费者价格指数的信任度。另一种可以选择的方法就是，可以采用为期 12 个月的消费者价格指数的移动平均值，其本身与包括全年活动的基期一致。

10.134 另外，可以有理由认为：可以在以后期间根据股票价格本身的移动情况对股票的数量重新进行估价。根据这一观点，可以认为股票的价格会对已放弃消费的实际储备成本有重要的影响作用，这正如前面将股票购买的税费纳入计算中一样。坚决反对这种处理方式的观点认为：它假设住户希望拥有股票本身，而不是将股票作为一种对已放弃消费进行储备的适当手段。此外，将股票价格纳入价格指数有可能给消费者价格指数额外带来短期的波动。

10.135 就股票经纪行业的竞争态势来看，不太可能有一个统一的费率表。如果个别经纪人基本上能够按照内部制定的费率收费，那么获取这些费率表应该比较容易。另一方面，如果没有此类的费率表，那么可能需要对股票经纪人进行调查，以根据被抽取的交易样本收集相关信息（交易价值和收费），然后根据该信息制定当期的费率表。

10.136 在销售股票的情况下，有关交易意味着将一项资产交换为另一项资产（股票交换现金）。与销售有关的数量可以按照类似于股票购买（也就是当期消费的一篮子货物与服务）的方式来处理。实际上，住户会对

其投资战略定期进行审查，以便通过其认为能够带来最大安全或增长潜力的那类资产，来“储备”其递延消费。对股票购买和销售进行对称处理将尤其方便，除非销售的税费不同于购买的税费，否则在确定价格指数时，没有必要对两者进行区分。

存贷业务

10.137 在对金融中介服务的成本进行考虑时，复杂程度又大大加深了一步。即使事先已经决定将这种业务纳入消费者价格指数的范围内，也难以对提供的服务有一个全面的了解，价格中有很大一部分是无法直接通过观察获得的。

10.138 《1993年国民账户体系》建议（6.125和附件三）将一个企业产出的金融中介服务价值确定为以下金额：

- 对于金融中介机构的金融资产（如，贷款），由企业向借款人所提供的服务在账面上的每货币单位价值为借款人应付利率与参考利率之间的差额；加上
- 对于金融中间机构的金融债务（如，存款），由企业向贷方或存款人所提供的服务在账面上的每货币单位价值为参考利率与企业应付给贷方的利率之差额；加上
- 金融中介服务实际收费或明确收费的价值。

10.139 至于国民核算对此问题进行处理的发展态势，以及参考费率的概念，请参考经济合作与发展组织（1998年）分别对它们进行的总结和讨论。从概念上讲，《1993年国民账户体系》将参考利率规定为无风险的利率或纯利率。向借款人提供的服务价值为：借款人应付的实际利息金额与使用参考利率的情况下原本应付的较低金额之差。反过来则适用于存款人。实际上，确定参考利率非常困难，而避免此类服务价值的不稳定性，或者避免此类服务价值出现负值（如果参考利率高于贷款利率或低于存款利率，那么就会出现这种情况）的情况将尤其困难。为了方便和切实可行，可以采用借款利率和贷款利率平均值（采用中间利率）。¹由于复杂的缘故，指数加权所需要的金融中介支出不能从支出调查中获得，因此，必须通过从金融机构收集的数据来进行估算。

10.140 在思考如何确定指数的问题时，可以首先分析一个提供单一贷款产品和单一存款产品的传统银

¹ 至于将中间参考利率作为无风险利率这一问题，经济合作与发展组织（1998年）表示了担忧。但至于理想的概念是否指某种“无风险”的利率，或者是否还有一个更合适的概念，这个概念下的利率原本是在没有金融中介机构的情况下敲定的（也就是：原本是由存款人直接与借款人之间敲定的），目前对此还存在着疑惑。这种利率可能已经是基于贷款人对风险的知识而确定的，采取借款利率和贷款利率的中间利率可能是估计市场出清利率的良好手段。

行，然后将这种情况延伸到一个典型的银行。在有些国家，传统的银行并不直接收取费用，所有收入都是通过贷款利率和存款利率之间的息差获取的。

10.141 因此，在估算金融服务（以及住户对该服务的消费）在基期内的加权值时，可以将某种息差（参考利率与向借款人收取的利率之绝对差，或者参考利率与付给存款人的利率之绝对差）用于总余额（贷款或存款）。根据有关其他金融交易处理的建议，在确定伴随价格指标时，基期余额的远期指数（在未来的指数）应该是可以确定的，可用比较期的息差来计算货币值，然后将价格指数计算为比较期和基期货货币值的比率。

10.142 同样，需要采取适当的手段处理定期调整的问题。尽管从概念上讲，可以很容易地将存款和提款在基期的流量确定为按照基期价格计算的已放弃消费，但应该如何看待反映若干年内累积流量的余额（股票）呢？如果可以获得余额在各年的情况，那么可以将已放弃的累积消费计算为消费者价格指数的移动平均数。另一种更切合实际的选择就是将基期余额视作按基期价格计算的一定数量的消费货物与服务，在这种情况下，可以采用为期12个月的消费者价格指数的移动平均数。这种做法考虑了这样一种观点：住户会定期对临时消费或投资决策（以及累积金融余额）进行审查——本例中为年度审查。

10.143 在有些国家，传统银行几乎都消失了。如今，大多数金融机构的收入是根据间接费用（息差）和直接收费计算的，未来的趋势将从息差转向直接收费。在这种情况下，所面临的问题就是要确定价格变化的指标，这种指标应该能够反映服务的总价格，并能捕捉息差和直接收费之间的冲销情况。与股票经纪服务一样，金融交易或存贷余额也可能要纳税，这些税也应该纳入“价格”中。如，Frost（2001年）根据澳大利亚的最新经验，从更实际的层面，对存贷业务价格指数的确定进行了介绍。

10.144 假设金融中介机构的收费明确介于直接因素（费用）与间接因素（息差）之间，那么在确定独立于直接费用和税额之外的广义息差计量指标（国民核算统计人员称之为间接计量的金融中介服务）时，显然会存在着一些问题。更正确的方法应该是：为具体（具有相对的同质性）产品确定价格指标，然后对这些指标一起进行加权，以提供一个可以计量总体存贷业务的指标，并且在总价中同时考虑到直接因素和间接因素。这种做法类似于在编制消费者价格指数时所采取的战略。如，在确定机动车的指数时，首先为机动车样本确定价格，然后对这些价格指标进行加权以得出一个总数，而不是为一系列车辆的供应商或生产商间接地确定一个指数。

10.145 基本程序是：首先，从每个被抽样的机构中抽取一个具有代表性的产品样本；其次，为每个产品抽取一个顾客样本；第三，以各个因素（息差、直接费

用和税金)为依据,针对每个产品的相关服务,估算其在基期的总值。这些总值可以视为相当于一定服务量的价格。在推算比较期的价格时,首先应该通过指数来确定基期总值在未来期间(比较期间)的值,具体如下:

- 息差——通过指数,确定基期存贷余额在未来期间(比较期)的值,然后根据比较期的息差(根据比较期参考利率计算的利息与产品收益之差)进行计算。实际上,“价格”移动被假设为指数化系数与息差比率的乘积。
- 费用——通过指数,确定每个被抽样账户(或档案)的交易值在比较期的值,然后根据比较期的费率表进行计算。可以采用比较期费用总数与基期费用之间的比率来移动费用总值。可以将基期与比较期的费用总数确定为个别顾客费用的算术或几何平均数。
- 税——与费用一样,但在计算时采用税率表,而非费率表。

10.146 附录 10.1 举例说明了单一存款产品价格指数的计算情况。

10.147 由于对于金融服务普遍采用阶梯函数价格表和税率表(如,只在一定数量交易后支付的费用,或者存贷余额低于一定的水平),所以需要包括所有必要收费变量的详细顾客账户样本。这些样本应该包括全年的活动。如果无法对实际账户进行抽样,那么一个变通的办法就是建立顾客档案。

10.148 为了尽量减少与调查问卷无应答情况有关的问题,以及与行业结构不断变化有关的问题,应该为每个被抽样的服务供应商确定一个单独的参考利率。应该计算所有贷款和存款(包括向企业提供的存贷业务)的参考利率。此外,为了避免由于会计分录的时间而可能引起的问题(如,修订或信用卡的利息收入),应该参考被报告存贷余额和利息流量为期三个月的移动平均数,来确定月收入、参考利率和息差。

房地产代理服务

10.149 在购置和处置房地产过程中,由房地产代理公司提供的服务可以通过一系列的方法进行处理。如果将消费者价格指数确定为经济使用成本指数,那么这些服务就不在此列,因为它们名义房东投入成本的一部分(《1993年国民账户体系》也将住宅的所有转让费用归入总固定资本形成)。与住宅购置有关的转让成本(律师费用、房地产代理费和税费)可以纳入支付法和购置法下的消费者价格指数。可以将它们归为房屋所有权成本或明显独立的金融服务。尽管应该将所有转让成本纳入这种指标中,但为了方便起见,以下将重点讨论房地产

代理费用。其他要素的价格指标可以采用类似的办法计算。在所有情况下,一般的方法就是:估算各种服务相对于基期一篮子固定活动(在适用的情况下)的当期成本。与已经讨论的某些领域一致,为了保持基本量不变,这需要通过适当的价格指数,来确定作为收费基础的基期支出在比较期间的值,然后估算比较期应付的费用。

10.150 房地产代理商通常按照住宅价格的一定百分率来为其收费报价。和其他项目一样,收费表现为代理商一定金额的利润,需要将这种利润转换为国内货币价格。如果已经知道利润百分比,就可以用住宅的价值乘以利润百分比来计算代理商向任何交易(以一定的价格销售/购买住房)所收取的价格,然后可以根据两个组成部分的估计值来确定指数。

10.151 估算利润百分比的方法将取决于如何估计各代理机构之间以及各代理机构内部在利润上的差异。一种最简单明了的情况就是,一个企业的所有交易,不管其价值多少,都适用一个单一的利润百分比。换言之,在任何一个时间点,所收取的利润百分比都有可能因机构不同而有不同,但在机构内却不会因为交易的价值不同而有不同。在这种情况下,需要在每个比较期内,估算代理机构的平均利润百分比。为实现这一目的,可以从机构样本中收集利润百分比(不包括有关代理费的任何税金——如,增值税或货物与服务税),然后推算一个平均数。

10.152 个别代理机构的利润百分比有时因交易价格的不同而不同(通常随住宅价格的上涨而下降)。如果代理机构内存在着不同的价格,那么可能需要采取更为复杂的估算程序。采用代理机构样本的交易样本数据,可以通过计量经济学分析,推出交易值和利润百分比之间的关系。为了确定这种关系的函数形式,将需要进行实证分析。如,澳大利亚个案研究显示:可采用普通最小平方回归法来估计这种关系,以下函数就足以实现这一目的。

$$R = a + b_1(1/p) + b_2(1/p)^2$$

其中: R = 佣金率, p = 住房价格, a = 常数, b_1 和 b_2 为将要估算的参数

10.153 在适用利润百分比的交易中,估算其在当期的价值,要看房地产代理机构的收费是被作为住房成本,还是单独的金融服务。如果属于前者,那么相对于基期交易值的当期交易值将能反映住房价格的变化。如果属于后者,那么购买住房将被视作已放弃的消费,当期价值将反映消费者价格指数本身的变化。

10.154 如果假设只采用单一的利润百分比,那么只需要一个当期交易就行了,也就是按照比较期的价格估算基期交易的平均值。如,如果房地产代理机构的收费被视作住房成本,那么在计算基期的收费价格时,可

以用基期的平均利润百分比乘以基期的平均房价，然后加上增值税或货物与服务税。在计算比较期的价格时，首先通过指数，确定基期平均住房价格在比较期的值，然后根据比较期的平均利润百分比进行计算，最后加上增值税或货物与服务税。

10.155 假设不采用单一的利润百分比，那么需要在基期抽取代表性交易样本。然后可以根据公布的价目表或估计的上述关系函数来计算每项代表性交易利润的货币价值。同样，在估算比较期的价格时，首先通过指数，确定基期每项代表性交易在比较期的值，然后根据同一模式进行计算。请注意，在这种情况下，没有必要将增值税或货物与服务税从初始利润数据中剔除出去。

财产保险服务

10.156 在实践中，可能难以为保险业务确定可靠的价格指数。本部分只对财产保险进行讨论，因为可以假设这类保险在各个国家的经营方式是类似的。不过，本部分只说明指数编辑人员所面临的问题，每个领域将会涉及概念和计量方面的具体问题。如，在人寿保险的情况下，如果被保险人的寿命超过保险单的期限，那么保险单通常会捆绑一项长期的投资服务，这种服务会引起一定的资金支出。对于指数编制人员来说，将单一保险费中的保险服务收费与投资因素分开可能会非常困难。

10.157 为了以下进行讨论之目的，财产保险的范围被界定为包括：

- 住宅保险；
- 住户室内财产保险；
- 机动车保险。

10.158 这些保险单的共同特征是：在缴纳保险费的情况下，如果由于发生了保险范围内的事件而给被保险财产带来损失或损坏，那么住户将可以获得经济补偿。购买保险的另一个选择就是由住户自我保险。作为一个群体的住户，其收到的服务就是可以消除经济损失的风险。在消费者价格指数中，财产保险的正确处理取决于消费者价格指数是采用购置法、使用法还是采用支付法。

支付法

10.159 在采用支付法的情况下，可以将以上每类保险单都包括进去。在思考如何将这种财产保险纳入消费者价格指数的问题时，有必要对应付的总保险费和住户应收的索赔金额进行考虑。对应付的总保险费和应收的索赔金额进行界定比较简单。但可以采用很多方法来处理索赔问题——这些方法将会对分配给保险费的权数

或分配给被保险项目的权数产生影响。可以在总值（也就是根据应付总保险费）的基础上，或在净值（也就是应付总保险费减去应收索赔金额）的基础上对保险支出进行加权。同样，为防止损失而进行保险的项目也可以在总值或净值的基础上进行加权（如果在净值的基础上进行加权，那么将不包括明确用索赔金额所进行的购买）。总之，似乎可以采取三种不同的处理方法：

- 总保险费，净支出；
- 净保险费，总支出；
- 总保险费，总支出。

10.160 总保险费、净支出。可以有理由认为：在计算支出时，扣除用索赔金额所进行的购买可以避免重复计算总保险费中用以理赔的那部分保险费。这种方法存在着一些问题。首先，有必要假设保险索赔的所有收入都用以购买替代品或用以修理被损坏的物品。在有些情况下，应收索赔金额可能用以赔偿那些不在指数之列的单位所发生的财产损失或灭失（如，企业、政府甚至其他住户——在这种情况下，消费者价格指数的参考人群只包括小部分住户）。住户也有可能将收入用于完全不同的目的。这样，在估算净支出权重时就有可能会存在某些武断的做法。从更一般的角度来说，由于金钱是用以交换的，所以如果试图将支出范围限于特定资金来源的支出，那么这种做法是值得质疑的。最后，由于这些项目的权重有可能被扭曲，所以可能会影响于指数在其他方面的用途。

10.161 净保险费、总支出。在指数采用支出法的情况下，“净保险费、总支出”这种处理办法所依据的观点是：应收索赔金额应被视作保险的负支出。可以认为这种做法是为了避免重复计算那些已经通过应收索赔金额购买的项目，并且这些项目支出已经在指数的其他部分被包括在其他项目总支出之中。相对于净支出法而言，净保险费法所存在的问题要少得多（因为至少可以将其影响限于保险的权数上）。但可以有理由认为：在支出指数中，净保险费法可能与支付指数其他项目所采取的方法不一致，尤其是抵押贷款利息和消费信贷收费，这些项目的权数是以支付总额为基础的。为利息收入所进行的任何备抵都有可能带来负的权数，因为住户一般在总体上属于净储蓄者。

10.162 净保险费法可以有效地计量保险服务的价值，在根据采购法和使用法确定指数时，需要这种服务价值，但这种情况并不多见。此处的任务就是要为基于支付法的指数确定一个适当的处理方法。

10.163 总保险费、总支出。“总保险费、总支出”这一方法所依据的观点是：住户应收的索赔金额只是住户支出的资金来源之一。对基于支付法的指数来说，这是一个非常不错的处理方法，因为这种方法承认了金钱可用以交换的性质，它为指数项目范围以及相对权数的

确定提供了一个一致的手段——在这种方法下只需要参考住户的实际支出。

使用法

10.164 在采取使用法的情况下，住宅保险不在指数范围之列，它被作为名义房东的投入成本。权数应该与住户消费的保险服务价值有关。根据定义，住户消费的保险服务价值等于：住户应付的总保险费，加上补充保险费，减去理赔准备金，减去精算准备金的变数。

10.165 只是依据住户支出调查本身将无法估算净保险服务的名义价值。为了加权之目的，最好的办法就是从保险供应商样本中获取数据，这有助于估算净保险服务与总保险费之间的比率，并将该比率用于从住户支出调查中获取的总保险费估计值。但一直无法确定一个概念比较明确的相应价格计量指标。基于这个缘故，那些为加权之目的而采用净概念的国家正在以总保险费移动的数据代表价格计量指标。

购置法

10.166 在采用购置法的情况下，可以将财产保险的三个项目都包括进去。因为其目标是为了计量住户领域的价格膨胀率，加权所需要的支出数据应该能反映出保险公司在通货膨胀过程中所起到的影响作用——该支出相当于按使用法提供的保险服务的价值。

确定总保险费的价格

10.167 任何一个期间内，由住户应付的总保险费是由保险单所列的条件、行政管理费、保险供应商的盈利目标、索赔的风险以及相关的税收所决定的。对于任何一个保险单来说，决定质量的主要特征（一般在保险单的条件中列出）可以归结为以下方面：

- 被保险财产的种类（住宅、机动车辆等）；
- 险别的类型（实际损坏、责任等）；
- 赔偿的性质（置换成本、当前市场价值等）；
- 对索赔金额的限制；
- 财产的位置；
- 被保险人应付的垫底费；
- 承保的风险（或事件）。

10.168 确定固定质量的价格需要这些条件保持不变，尽管这一点是显而易见的，但是至于是否应该将索赔的风险保持不变，这一问题还值得商榷。比如，如果车辆盗窃的频率增加，那么是否应该将这种情况视作投保质量的提高，还是干脆将其视为一种价格变化呢？一方面，如果有理由认为，由于顾客购买保险的决定取决于他们对损失可能性与保险收费所进行的估计比较，那

么风险因素应该保持不变；另一方面，可以认为，一旦投保，消费者将希望其任何损失都会得到赔偿。从消费者的角度来说，风险的增加只是代表着保险公司成本基数的增加（这种增加可能会，也可能不会通过价格变化转嫁给消费者）。为了对风险的变化做出反应，就需要获取具有充分可靠性的数据来对质量进行调整——而这却是一个难题。因此，在实践中，大多数指数都将风险变化视作价格变化。

10.169 在为保险单确定价格时，应该选择一个保险单样本——该样本应该能够代表基期内持有的保险单，然后在以后期间重新确定这些样本的价格。以住宅保险为例：基期保险单将用以保险不同地理位置、具有不同价值的各类建筑（如，木建筑或砖建筑）。因此，应该根据合理需要，使价格样本所涉及的规格在总体上尽可能多地包括这些变量。尽管应该在各个时间将保险单的条件、住宅类型和地理位置保持不变，但每个期间应该对住宅价值进行更新，以反映住房价格变化（也就是，需要保持基本的真实数量不变）。值得注意的是，由于保险费与被保险财产的价值有着一定的关系，所以在保险费没有发生任何变化的情况下，保险的价格指数也有可能发生变化。

10.170 应该尽一切努力确定被抽样保险单的条件变化，以便对质量进行适当的调整。比如，停止具体险别的保险，理赔时，消费者自付额或扣减额的变化。至于这些变化可能对应付索赔总价值产生的影响，保险公司自身会对其进行评估，所以可以根据保险公司所进行的评估，来对这种变化的价值进行估计。如果假设索赔总值的变化可以等同于对消费者服务的变化（相对于保单续约前原本提供的服务），那么可以据此对保险费进行适当的调整，以提供（经过质量调整的）价格移动数据。如，如果保险单的自付额加倍之后，公司认为这将会使应付索赔总值下降3%，那么可以将这种情况视作价格上涨了3%。

用总保险费代表净保险服务收费

10.171 净保险服务收费涉及保险供应商的行政管理费和利润以及相关的税务。问题是保险税通常是根据总保险费征收的。因此，如果总保险费的税率很高，那么税金将在净保险服务收费中占有更大的比例。只将包括税金的总保险费作为计量价格的指标，将会低估税率上扬所带来的实际影响。可以通过例子来清楚地说明这一问题。

10.172 为了方便起见，假设没有补充保险费和精算准备金。那么保险服务收费将等于总保险费减去索赔准备金。假设两个期间的唯一变化就是税率的变化（从总保险费的5%变化为20%）。那么将可以观察到表10.10中的值。很明显，在这种情况下，保险服务收费已经从

45 美元上升到 60 美元（增加了 33.3%），然而总保险费只增加了 14.3%。

表 10.10 税收对保险服务计量指标的影响（美元）

期间	税前保险费	税	总保险费	索赔	保险服务收费
1	100	5	105	60	45
2	100	20	120	60	60

10.173 如果总保险费的税率变化通常存在着很大差异，那么这种情况需要引起注意。一种实际的解决方法就是将保险服务细分为两部分：税前保险服务（或税后保险服务）和保险服务税。在确定第一部分的价格指标时，可以参照税后总保险费的变动情况，在确定第二部分的价格指标时，可以参照总保险费的税收变化。还需要作进一步的研究，以制定一个可行的方法，对税前保险服务的价格变化进行直接计量。

附录 10.1 存款产品价格指数的计算实例

(a) 基期样本账户。本例中只采用了一个月的数据。在实践中，会对很多账户进行抽样，每个账户将包括全年的数据。

日期	借(D)或贷(C)	交易	交易价值(美元)	税(美元)	余额(美元)
					456.23
1月2日	借	柜台取款	107.05	0.70	348.48
1月12日	贷	存款	4 000.00	2.40	4 346.08
1月13日	借	EFTPOS ¹ 交易	50.62	0.30	4 295.16
1月13日	借	柜台取款	371.00	0.70	3 923.46
1月14日	借	自有 ATM ² 现金	300.00	0.70	3 622.76
1月14日	借	自有 ATM 现金	100.00	0.70	3 522.06
1月16日	借	自有 ATM 现金	100.00	0.70	3 421.36
1月16日	借	柜台取款	371.00	0.70	3 049.66
1月16日	借	支票	90.00	0.30	2 959.36
1月19日	借	自有 ATM 现金	100.00	0.70	2 858.66
1月19日	借	自有 ATM 现金	100.00	0.70	2 757.96
1月19日	贷	存款	4 000.00	2.40	6 755.56
1月19日	借	支票	740.00	1.50	6 014.06
1月20日	借	EFTPOS 交易	76.42	0.30	5 937.34
1月21日	借	其他 ATM 现金	20.00	0.30	5 917.04
1月21日	借	支票	100.00	0.70	5 816.34
1月22日	借	支票	43.40	0.30	5 772.64
1月22日	借	支票	302.00	0.70	5 469.94
1月22日	借	支票	37.00	0.30	5 432.64
1月23日	借	柜台取款	371.00	0.70	5 060.94
1月23日	借	支票	72.00	0.30	4 988.64
1月27日	借	自有 ATM 现金	150.00	0.70	4 837.94
1月27日	借	支票	73.50	0.30	4 764.14
1月27日	借	支票	260.00	0.70	4 503.44
1月27日	借	EFTPOS 交易	51.45	0.30	4 451.69
1月28日	借	柜台取款	19.95	0.30	4 431.44
1月28日	借	支票	150.00	0.70	4 280.74
1月29日	借	支票	140.00	0.70	4 140.04
1月30日	借	柜台取款	371.00	0.70	3 768.34
1月30日	借	支票	8.00	0.30	3 760.04
1月30日	借	支票	60.00	0.30	3 699.74
税金合计:				21.10	

¹ EFTPOS (销售点电子资金转账)。

² ATM (自动取款机)。

费用			
活 动	总 数 量	收 费 数 量	金 额 (美 元)
柜台取款	6	2	6.00
EFTPOS 交易	3	0	0.00
自有 ATM 现金	6	0	0.00
自有 ATM 现金	1	1	1.20
支票	13	3	3.00
存款	2	2	0.00
费用总计			10.20

费用和税金是分别采用表 (b) 和 (c) 的数据进行计算的。

资料来源: Woolford (2001 年)。

(b) 收费表。该表对金融机构常见的信息进行了总结。表中的每个期间都包括免费交易的数量以及每个附加交易的收费。零免费是指没有交易是免费的, 零收费是指所有交易都是免费的。

说 明	基 期		当 期	
	免费交易数量	收费 (美元)	免费交易数量	收费 (美元)
柜台取款	4	3.00	4	3.00
EFTPOS 交易	10	0.50	9	0.50
自有 ATM 现金	10	0.50	9	0.50
其他 ATM 现金	0	1.20	0	1.20
支票	10	1.00	9	1.00
存款	0	0.00	0	0.00

资料来源: Woolford (2001 年)。

(c) 税表。该表显示的是澳大利亚曾采用过的税率。借方税是对合格账户所有借方交易征收的税, 表中显示了对不同范围的交易值所应收取的税额 (也就是采用阶梯函数)。金融机构税是对所有存款征收的, 其金额为存款金额的一定百分比。

银行账户借方税

交易价值 (美元)		税 (美元)	
最 低	最 高	基 期	当 期
0	1	0.00	0.00
1	100	0.30	0.30
100	500	0.70	0.70
500	5 000	1.50	1.50
5 000	10 000	3.00	3.00
10 000 +		4.00	4.00

金融机构税 (%)

基期	当期
0.06	0.06

资料来源: Woolford (2001 年)。

(d) 利息数据。该表对余额和年利息流量进行了总结，在计算余额和年利息流量时，可以采用金融机构报告数据的移动平均数。利率和利差是根据余额和流量计算的。

	基期				当期			
	余额(百 万美元)	利息(百 万美元)	利率(%)	利差(%)	余额(百 万美元)	利息(百 万美元)	利率(%)	利差 (%)
存款产品								
个人	22 000	740	3.3636	2.4937	23 600	775	3.2839	2.3971
经常账户	6 000	68	1.1333	4.7241	6 600	75	1.1364	4.5446
其他账户	16 000	672	4.2000	1.6574	17 000	700	4.1176	1.5634
企业账户	25 000	920	3.6800	2.1774	28 000	1 000	3.5714	2.1096
总存款账户	47 000	1 660	3.5319	2.3255	51 600	1 775	3.4399	2.2411
贷款产品								
个人	42 000	3 188	7.5905	1.7331	46 000	3 400	7.3913	1.7103
企业	28 000	2 540	9.0714	3.2140	31 000	2 700	8.7097	3.0287
总贷款账户	70 000	5 728	8.1829	2.3255	77 000	6 100	7.9221	2.2411
参考利率			5.8574				5.6810	

资料来源：Woolford（2001年）。

(e) 消费者价格指数数据。该表显示的是计算指数化系数时所需要的数据。本例采用的是澳大利亚季度消费者价格指数的编制方法。如果需要编制月度消费者价格指数，那么将需要 12 期 (t) 的移动平均数。

	t-5	t-4	t-3	t-2	t-1
所有组别	117.5	121.2	123.4	127.6	129.1
4 期移动平均数				122.4	125.3
指数化系数(移动)					1.0237

资料来源：Woolford（2001年）。

(f) 预计的当期样本账户。在确定期初余额和交易值时，可将指数化系数用于基期金额。在计算应付税金时，可以参考表 (c) 的数据。在计算应付费用时，可以参考表 (b) 的数据。

税

日期	借(D)或贷(C)	交易	交易值(美元)	税(美元)	余额(美元)
					467.04
1月2日	借	柜台取款	109.59	0.70	356.75
1月12日	贷	存款	4 094.75	2.46	4 449.05
1月13日	借	EFTPOS 交易	51.82	0.30	4 396.93
1月13日	借	柜台取款	379.79	0.70	4 016.44
1月14日	借	自有 ATM 现金	307.11	0.70	3 708.63
1月14日	借	自有 ATM 现金	102.37	0.70	3 605.56
1月16日	借	自有 ATM 现金	102.37	0.70	3 502.50
1月16日	借	柜台取款	379.79	0.70	3 122.01

续表

日期	借(D)或贷(C)	交易	交易值(美元)	税(美元)	余额(美元)
1月16日	借	支票	92.13	0.30	3 029.57
1月19日	借	自有 ATM 现金	102.37	0.70	2 926.51
1月19日	借	自有 ATM 现金	102.37	0.70	2 823.44
1月19日	贷	存款	4 094.75	2.46	6 915.73
1月19日	借	支票	757.53	1.50	6 156.70
1月20日	借	EFTPOS 交易	78.23	0.30	6 078.17
1月21日	借	其他 ATM 现金	20.47	0.30	6 057.40
1月21日	借	支票	102.37	0.70	5 954.33
1月22日	借	支票	44.43	0.30	5 909.60
1月22日	借	支票	309.15	0.70	5 599.75
1月22日	借	支票	37.88	0.30	5 561.57
1月23日	借	柜台取款	379.79	0.70	5 181.08
1月23日	借	支票	73.71	0.30	5 107.08
1月27日	借	自有 ATM 现金	153.55	0.70	4 952.83
1月27日	借	支票	75.24	0.30	4 877.28
1月27日	借	支票	266.16	0.70	4 610.43
1月27日	借	EFTPOS 交易	52.67	0.30	4 557.46
1月28日	借	柜台取款	20.42	0.30	4 536.73
1月28日	借	支票	153.55	0.70	4 382.48
1月29日	借	支票	143.32	0.70	4 238.46
1月30日	借	柜台取款	379.79	0.70	3 857.98
1月30日	借	支票	8.19	0.30	3 849.49
1月30日	借	支票	61.42	0.30	3 787.77
税金总计:				21.21	

费用

活 动	总 数 量	收费的数量	金额(美元)
柜台取款	6	2	6.00
EFTPOS 交易	3	0	0.00
自有 ATM 现金	6	0	0.00
自有 ATM 现金	1	1	1.20
支票	13	4	4.00
存款	2	2	0.00
费用总计			11.20

资料来源: Woolford (2001年)。

(g) 经常账户指数。该表将各种结果汇集在一起。当期总值计算如下：息差——基期总值乘以“指数化系数(e)”与“经常账户当期和基期息差比率(d)的乘积”。费用——基期总值乘以“当期样本账户应付总费用(f)”与“基期样本账户应付总费用(a)”之间的比率。税——办法与费用相同。

组 成 部 分	基 期		当 期	
	总值(美元)	指 数	总值(美元)	指 数
息差	28 344	100.0	27 913	98.5
费用	11 904	100.0	13 071	109.8
税	14 739	100.0	14 818	100.5
总计	54 987	100.0	55 803	101.5

资料来源：Woolford (2001 年)。

第十一章 误差与偏差

导言

11.1 本章讨论所有价格指数都可能发生的潜在误差的一般类型。有关消费者价格指数的文献从两个角度讨论了这些误差，本章依次介绍这两种角度。首先，本章描述了根据观察价格样本估算某一总体消费者价格指数时产生抽样误差和非抽样误差的根源。其次，本章审查了最近发表的众多研究成果中将消费者价格指数偏差归因于缺乏对质量变化、消费替代和其他因素进行精确处理的各种论点。应该强调指出的是，本章讨论的许多基本问题已在本手册其他章节作了更为详尽的论述。

误差类型

11.2 抽样调查的主要目的之一，就是计算总体特征估算值。这些估算值绝不可能完全等于总体特征，总会存在某种误差。表 11.1 概括了各种不同类别的误差。关于在计算消费者价格指数中出现的随机误差和非随机误差的综合评述，另见 Balk 和 Kersten（1986 年）以及 Dalén（1995 年）。这些误差可分为两大类：即抽样误差和非抽样误差。

抽样误差

11.3 抽样误差起因于这样一种实际情况，即：消费者价格指数是根据抽样调查而不是根据对所涉总体的

表 11.1 消费者价格指数中的误差分类

总误差：
抽样误差
抽选误差
估算误差
非抽样误差
观测误差
覆盖面过大
回复误差
处理误差
非观测误差
覆盖面不足
无回复

完整计数估算的。如果观测数据覆盖全部总体，即可避免出现抽样误差。正如前面各章所述，统计机构通常采用某个固定权数价格指数作为估算对象。可将固定权数指数视为某些商品组的部分指数的一个加权平均值，而权数是支出份额。大多数统计机构在消费者价格指数方面采用的估算程序涉及使用各种不同的样本。最重要的样本种类有：

- 对于每个商品组，用以计算该商品组的部分价格指数的商品样本；
- 对于每种商品，根据个别价格观测值计算该商品基本价格指数的调查对象样本；
- 为计算各种商品组的平均支出份额所需要的住户样本。（有些国家使用国民账户数据而不使用住户支出调查数据来求得支出份额。）

11.4 抽样误差又可细分为抽选误差和估算误差。当实际抽选概率偏离样本设计中规定的抽选概率的时候，就会发生抽选误差。估算误差是指使用基于随机选择程序的样本带来的后果。对一个样本的每一次重新抽选都会产生不同的要素，从而得出可能各不相同的估算量值。

非抽样误差

11.5 即便在观测范围涵盖全部总体的情况下，也可能发生非抽样误差。这种误差可以细分为观测误差和非观测误差。观测误差是在获取和记录基本观测数据或应答数据时发生的误差。

11.6 覆盖面过大是指调查中包括了一些不属于目标总体的要素。在调查对象方面，统计机构的抽样框往往不够充分。例如，有些国家往往把企业注册当作抽样框来使用。在这种注册中，调查对象按主要经营活动来分类。这样一来，企业注册便展现了过于宽泛的覆盖面，因为从消费者价格指数的观点来看它包含了不计其数的超范围的调查对象（例如一些公司的销售对象是企业而不是住户）。此外，通常没有关于某个调查对象所售各种商品的详尽信息，因此很可能发现，一个抽样的调查对象根本就不销售某种特定商品。

11.7 在住户支出调查或价格调查中，如果受访者对所提问题不理解或者不愿意给出正确答案，或者，如果采访员或价格收集员在记录答案中有错误，就可能发生回复误差。例如在住户支出调查中，似乎住户经常会

少报像烟酒之类的商品组支出情况。在大多数国家，收集价格信息的主要方法是派人采访各种调查对象。而它们可能带回许多非目标商品的价格信息。

11.8 价格数据需要经过不同的处理阶段，比如编码、录入、传输和编辑（控制和纠错），而其中每个阶段都可能发生错误，即所谓数据处理误差。比如在调查调查对象的时候，价格收集员将价格记在纸质表格上；回到家里，就用计算机进行录入；然后通过传输媒体发送价格信息。显然，这种价格信息处理方式就可能产生误差。

11.9 当预期的计量工作无法执行时，就出现了非观测误差。如果在抽样框内缺少目标总体的某些要素，就会发生覆盖面不足的问题。调查对象抽样框有可能覆盖面不足，就是说，消费者从某些调查对象购买了相关商品，但统计机构不能与买主取得联系。看来有些统计机构似乎在其调查对象抽样框中排除了邮购公司和非食品集贸市场的调查对象。

11.10 另一种非观测误差是无回复。如果未能从样本中选定的所有单位及时获得需要的信息，就可能发生无回复误差。可将这方面的误差区分为总体无回复和部分（或项目）无回复。如果选定的调查对象联系不上或者拒绝参加价格调查，就发生了总体无回复误差。发生总体无回复误差的另一种情况是，当受访者和价格调查员分别将调查问卷和收集信息的表格寄回时，已经超过了数据处理期限。部分无回复的实例是邮寄问卷和收集信息表格填写不完整。如果无回复调查对象和获得回复的调查对象在价格变化上有出入，价格调查结果就会出现偏差。

11.11 在住户支出调查中也可能遇到总体和部分无回复的问题。当被纳入样本的住户拒绝合作时，就出现总体无回复误差。而部分无回复误差，是在例如某些住户拒绝提供某些商品组支出信息的情况下发生的。

误差和偏差的计量

方差估算

11.12 方差估算量既取决于选定的某种消费者价格指数的估算量，又取决于样本设计。Boon（1998年）综合评述了欧洲各国统计机构在编制消费者价格指数中采用的抽样方法。看来只有四个统计机构在调查对象抽选中采用了某种概率法，只有一个机构在项目抽选中使用了概率抽样法。在不采用概率法的情况下，应用了所谓“判断选择法”和“排除选择法”。

11.13 鉴于在编制消费者价格指数中样本设计（部分连通样本设计）的复杂性，看来在方差估算中采用一体化方法值得商榷。也就是说，用这种方法很难提供一

个计量消费者价格指数方差的单一公式，因为其中反映了多种多样的抽样误差。但拟订一些局部（或有条件的）量度，其中仅量化某种单一来源的差异效应，这种做法还是可行的。例如，Balk 和 Kersten（1986年）计算了根据各种住户支出调查抽样得出的消费者价格指数方差，其条件是假定部分价格指数已经确知。按照理想的做法，应该将全部有条件的抽样误差归拢到一个统一的框架范围内，以便评估各种误差来源的相对重要性。Balk（1989年a）根据非常有限的假设，导出了一个一体化的消费者价格指数总抽样误差的框架。

11.14 有各种各样的程序可用于尝试估算一个消费者价格指数的抽样方差。可以结合 Taylor 线性化程序，使用基于设计的方差估算值（即 Horvitz-Thompson 估算值）来计量源自概率样本设计的误差。例如，假定一个交叉分类的样本设计，其中，商品样本和调查对象样本都单独取自一个二维总体，二维中的概率均与量成比例（概率与规模成比例），这样即可导出一个基于设计的方差公式。通过使用此种方法，Dalén 和 Ohlsson（1995年）发现，瑞典全商品消费者价格指数 12 个月内变化的抽样误差阶数为 0.1-0.2%。

11.15 非概率抽样的主要问题在于，理论上没有可接受的办法来了解样本数据中的离散度是否准确体现了总体中的离散度。因此不得不依靠近似法来进行方差估算。有一种这样的方法，就是“拟随机化”（见 Särndal、Swensson 和 Wretman，1992年，第 574 页），其中对商品和调查对象抽样概率都作了假设。这种方法的问题在于，难以找到一个足够近似于在调查对象和个体抽选中实际使用方法的概率模型。另有一种可能，就是采用某种复制方法，比如随机组法、均衡半样本法、刀切法或自助法。这完全是一种估算抽样分布和标准误差的非参数级方法。每一种复制方法都需要从既有的样本中抽取大量子样本。可以从每个子样本中估算相关的参数。可证明，在相当弱的条件下，得出的估算值分布近似于最初估算值的抽样分布。如欲进一步了解复制方法，详见 Särndal、Swensson 和 Wretman（1992年，第 418-445 页）。

关于非抽样误差的定性描述

11.16 至今仍然比较难以获得对非抽样误差的定量测度。因此，唯一的可能就是采用定性指标。例如，可以把抽样框覆盖面作为目标总体的一个代理变量来处理（其中包括缺口、重叠和界定等问题）。借此，可以提供目标调查对象样本中能获得回复或可用价格数据的百分比（即回复率）。在已获回复调查对象和无回复调查对象方面，可以描述任何已知的价格差异，也可以描述用以补偿无回复缺失的推算或估算方法的某项指标。下文

讨论的大多数偏差问题均由几种非抽样误差所引起。

误差最小化方法

11.17 估算误差可以通过样本设计加以控制。例如，通过扩大样本规模，或者采用与某个精心选定的辅助变量成比例的抽选概率，即可减少消费者价格指数中的估算误差。为消费者价格指数选定一个适当的样本设计是个极为复杂的事情。目标总体代表了各住户在特定时期从各种调查对象获取、使用或支付的一整套形形色色的产品和服务。一个适当的概率抽样程序使用某种随机方法选定一个样本，其中，该总体中的每一种商品或服务都有一个已知的抽选概率。这种概率抽样设计结合使用一个 Horvitz-Thompson 估算值，将产生一个（大体上）无偏差的较精确指数。

11.18 以下三种概率抽样设计在调查实践中广为使用，即：简单随机抽样；概率与规模成比例抽样；以及按层采取简单随机或概率与规模成比例抽样法的分层抽样。简单随机抽样的好处是方法简单；它使得每个总体元素都有纳入样本的相同概率。概率与规模成比例抽样的好处是，较为重要的元素比较为次要的元素有较大的机会被纳入样本。例如，瑞典国家统计局采用与某个规模代表变量（即调查对象的雇员人数）成比例的概率来选择调查对象。较之相等概率设计，不相等的概率设计可能产生大大减少方差的效果。在分层抽样中，将总体划分为互不重叠的若干子总体，叫做“层”。例如在英国国家统计局，调查对象总体按照调查对象类别（多重调查对象、独立调查对象或专门调查对象）划分，以形成不同的层。在每一层根据某种设计选定一个样本。分层抽样之所以如此普及，原因在于，通过在构造良好的层次内使用简单随机抽样法，分层抽样可以捕捉到概率与规模成比例抽样法在精确度方面取得的大部分收益。分层抽样在好几个方面都比概率与规模成比例抽样法来得简单。

11.19 由于缺乏适当的抽样框，往往采用非概率方法获得样本。判断（或称专家判断）抽样法是一种非随机抽选方法。在这种情况下，由专家来选定某些指定要收集数据的“典型”要素。依靠专家的本领，或许能够搞出一个相当不错的样本，但是一点把握性都没有。有一种较为复杂的非概率方法，叫做“定额抽样”。在定额抽样中，先把总体划分为若干层。在每一层，拟纳入样本的要素数量（定额）都是固定的。然后，现场采访员只需完成定额即可，这就意味着，在调查对象抽样中，调查对象的选择最终取决于价格调查员的判断。另一种非概率方法是“排除抽样法”，这就是说，一部分目标总体要被有意地排斥于样本抽

选过程之外。尤其是，往往在某些辅助变量值的分布高度偏斜的情况下使用这种方法。例如，总体中有很大一部分可能属于小调查对象，他们对销售总额的贡献不太大。于是就可能决定将销售额最低的调查对象排除于抽样框之外。由于选择不是随机的，所以非概率方法往往导致或多或少产生有偏估算值。不过，荷兰国家统计局的研究取得的经验成果表明，就均方误差而言，非概率选择方法未必就比概率抽样技术的效果差（De Haan、Oppendoes 和 Schut，1997 年）。

11.20 假设有了既定的样本设计，那么一般情况下可以通过如下途径降低（通用）消费者价格指数估算值的取样方差：

- 扩大住户、商品和调查对象样本；
- 对各种总体实行适当的分层（比如按照价格变化的相似性进行商品组合）。

11.21 有必要把现有资源在各种不同的消费者价格指数样本之间及其内部实行最优配置，因为分配不当的样本可能会导致产生不必要的高抽样误差。在 Dalén 和 Ohlsson（1995 年）论文中提供的瑞典方差估算结果表明，相对于调查对象抽样产生的误差而言，商品抽样误差比较高。在这种情况下就应该扩大商品样本规模而相对缩小调查对象样本规模。

11.22 通过对抽样误差进行系统化分析，有可能改进抽样或降低成本。样本最优配置问题通常是作为商品和调查对象样本规模及各层次之间的样本分配的决策来阐述的。在现有预算条件下，样本最优配置可以最大限度地减少通用消费者价格指数的误差。

11.23 如前所述，通常商业注册不适合用作调查对象抽样框，因为这种抽样框过于宽泛，覆盖面过大。有人建议，通过对每个进行抽样的地方的主要调查对象的计数确立适当的抽样框。通过这种计数可以产生一个本地区所有调查对象连同分门别类的各种商品组的清单。在组织调查对象抽样框方面一个花费较少的办法就是请价格调查员（据认为他们可能比较熟悉当地情况）编制一份住户采购的调查对象清单。

11.24 商品（及随机变量）和调查对象总体一直在随着时间的推移不断地发生变化。大多数商品组的构成都不是长期固定不变的，因为经常会有某些商品从市场上消失，也有新的产品不断涌现。时间的推移也对调查对象总体起到干扰作用：某些调查对象暂时性或永久性关闭；新调查对象出现；某些调查对象的重要性减少或增加等。应该定期检查和更新商品（及随机变量）和调查对象样本，以保持它们在当前住户购买习惯方面的代表性。

11.25 由于住户少报某些类型的支出而产生的回复误差，可以使用国民账户中基于生产商的估算值予以

调整（例如见 Linder, 1996 年）。对于价格收集员产生的计量误差，可以通过为其配备便携式计算机用以录入数据而减少。这样，通过用当前观察的牌价同以往的牌价作比较（确定价格变化的百分比）并与从其他调查对象获得的牌价作比较（确定适当的上限和下限），即可在价格收集点上（即在调查对象方面）确定观察价格的有效性。Haworth、Fenwick 和 Beaven（1997 年）在这方面提供了较详尽的论述。

11.26 任命数据收集监督员进行检查，以保证数据收集员的工作质量，是一项有益的措施。定期组织会议，以便数据收集员和来自总部的统计人员交流经验，也是个好主意。通过这个途径，统计人员可以与现场情况保持联系，并可以借此机会提供有关经常出现的价格收集误差和有代表性的新商品的更多信息。

11.27 有必要检查并尽可能纠正对收集价格数据的处理误差。这项活动叫做数据编辑工作。在对个体观测值进行编辑时，这种活动就叫做微观编辑。在必须减少花在数据编辑方面的资源、同时又要保持数据质量高水准的情况下，有两种可能的做法，即有选择的编辑和宏观编辑。有选择的编辑就是传统的微观编辑，这方面的编辑工作维持在最低限度的水平，只进行对调查结果有影响的编辑。宏观编辑是一种自上而下的做法，即对总量数据（例如某个商品组的价格指数）而不是对个别的记录数据（例如价格观测数据）进行编辑。只有在宏观编辑提出疑问时才进行个别记录数据的微观编辑。尤其应把注意力放在观测值中的离群值方面。

11.28 无回复的情况通常会带来选择偏差。对于缺失价格观测值，有三种处理办法。首先，可将相应的价格排除于原有价格数据集之外，以便使原有价格与当前价格数据集相“可比”。其次，可以通过为缺失价格设定一个估算值（或假定值）来实现这种可比。估算价格的计算方法，可以结转原有价格观测值，也可以使用同一商品的其他价格观测值的变化来外推原有的价格。第三种可能性就是对样本进行再加权。再加权的目的是加大已回复调查对象价格的权数，从而补偿因无回复而缺失的价格。

11.29 在住户支出调查中，缺失数据往往借助于以往观察阶段同一住户的信息或同一阶段其他住户的数据来估算。为了减少由于选择性无回复所带来的平均支出模式偏差，一般使用若干住户特征——例如收入、构成和样本规模对住户支出调查样本进行事后分层。

偏差类型

11.30 本节审查在定价或在指数构造中出现的可能会导致总体消费者价格指数偏差的几种误差类型。此

处的重点放在误差的分类方面，同时考虑到可能的误差大小，而不是放在减少或消除误差的方法上面。也许有人对讨论此类问题的必要性表示怀疑，因为对于诸如质量变化之类的问题以及在消费者价格指数中处理这些问题的方法，其他章节已经在概念和运作层面上讨论过了。

11.31 本章讨论消费者价格指数这个话题本身是因为在 20 世纪 90 年代中期人们对价格计量问题的关心程度大增的缘故。尤其在美国，当时广泛流行这样一种观点，即由于未能妥善处理消费替代、产品质量改进和新产品及新服务项目的引进等问题，消费者价格指数普遍呈向上偏差的系统化倾向。此外还认为，首先，这种向上偏差倾向的存在会对产出和生产率的近期趋势产生根本性的影响；其次，消除这种向上偏差可以通过削减政府开支和增加税收而大大改善政府的预算状况（例如，见 Eldridge, 1999 年以及 Duggan 和 Gillingham, 1999 年）。这些发现导致出现了一系列关于消费者价格指数计量问题的研究论文和报告，并且往往附带总量偏差的点估算值。

11.32 这些关于偏差的定量研究的突出实例有：研究消费者价格指数的咨询委员会（美国参议院，1996 年）；美国国会预算办公室（1994 年）；Crawford（1998 年），Cunningham（1996 年）；Dalén（1999 年 a）；Diewert（1996 年 c）；Lebow、Roberts 和 Stockton（1994 年）；Lebow 和 Rudd（2003 年）；Shapiro 和 Wilcox（1997 年 b）；Shiratsuka（1999 年）；White（1999 年）；以及 Wynne 和 Sigalla（1994 年）等撰写的研究报告。关于各国统计机构的反应和提供估算数据的研究报告有：Abraham 等人，（1998 年）；美国劳工统计局（1998 年）；Ducharme（1997 年）；Edwards（1997 年）；Fenwick（1997 年）；Lequiller（1997 年）；Moulton（1996 年 b）；以及 Moulton 和 Moses（1997 年）。关于消费者价格指数的偏差的其他讨论还有：Baker（1998 年）；Boskin 等人（1998 年）；Deaton（1998 年）；Diewert（1998 年 a）；Krueger 和 Siskind（1998 年）；Nordhaus（1998 年）；Obst（2000 年）；经合组织（1997 年）；Pollak（1998 年）；Popkin（1997 年）；和 Triplett（1997 年）。

11.33 在有关计量消费者价格指数偏差的问题上，首先有两个要点值得指出：一是这个问题通常结合生活费指数来讨论，也就是说，把消费者价格指数误差界定为消费者价格指数增长率与生活费指数增长率之差。研究偏差问题的许多作者倾向于认为，生活费用指数应该是计量消费者价格指数的计量目标。如果把指数目标看作一项纯粹的价格指数，得出的结论就可能有所不同。值得注意的是，由新产品系列的扩展带给消费者的实惠，或者，消费者远离相对价格不断上扬的商品，转而寻求替代品的能力上的进步，或许被认为无关紧要，以至于或许不把某个忽视这些因素的指数视为带有偏差的指数。

11.34 第二个要点是，对消费者价格指数偏差难以进行像消费者价格指数方差估算中所使用的那样严密的估算。由于没有观测到生活费指数和其他理想的目标指数，分析人员被迫部分地依靠从支离破碎的经验证据获得的商情和一般规律来量化偏差的程度。替代偏差显然属于例外情况，在这方面可以使用同样的基本价格和支出数据来分别计算传统的 Laspeyres 指数和使用最佳公式得出的指数，而两者之间的差异据认为是衡量使用 Laspeyres 公式造成的上偏的一个尺度。

11.35 在上述文献中出现了好几种偏差类型。不过只需要使用大体对应于最著名的研究报告中的四种类型即可，即美国参议院财政委员会于 1995 年设立的咨询委员会在《研究消费者价格指数的咨询委员会——Boskin 委员会的最终报告》中提出的那些偏差类型。这四种类型是：上层替代偏差；基本分类偏差；质量变化和新商品偏差；新调查对象偏差。

11.36 这些偏差类别又可以进一步细分为两小类，即看偏差是指个别价格计量中出现的误差，还是指计算指数系列中出现的误差。之所以会出现质量变化偏差和新商品偏差，是因为没有充分计量在市场上出现（或消失）的个别产品和服务对消费者的价值。应该承认，有关“新商品”问题的讨论同样适用于所有产品，而不论是商品还是服务。就概念而言，可能很难区分这两种偏差。可是在运作层面上，质量变化方面的偏差与新产品或模式与其在消费者价格指数样本中所取代的老产品之间的对比程序有关。一般来说，可以把新商品方面的偏差视为适用于所有新型产品，或者不会按照惯例通过强制性取代纳入样本的产品。新调查对象方面的偏差（有时叫做“调查对象替代偏差”）类似于新产品方面的偏差，但是侧重于能以较低价格或较高质量提供商品的新型仓储或营销方法。

11.37 其他类型的偏差是指根据要素系列构造指数的程序。正如本手册通篇所指明的那样，可以把消费者价格指数的构造视为分两个阶段或两个层次进行。在较低层次上对个别报价进行组合；在较高层次上将这些基本指数综合到一起。与这两个层次相对应的是两种形式的偏差。基本分类偏差涉及到在将报价组合成基本指数的过程中使用的平均公式。上层替代偏差适用于将这些基本分类组合成较高层指数的公式。下文较为详细地讨论这些潜在偏差的要素和计量这些要素所用的方法。

偏差要素

上层替代偏差

11.38 上层替代偏差大概是最广泛认可的造成消

费者价格指数偏差的根源，而经济学家从教科书有关价格理论与实践的阐述中对这种偏差也是最熟悉不过的。简单来讲，当消费者价格指数使用 Laspeyres 公式（见第十七章）——众所周知，该公式在假设某些消费行为的情况下为生活费设定了一个上限——的时候，就会出现这种偏差。正如上文第 11.34 段指出的，通过用 Laspeyres 价格指数与 Fisher 理想指数、Törnqvist 指数或其他最优指数作比较，即可定量测定上层替代偏差。在某些假定条件下——比如固定不变的偏好，这些偏差量度可以证明为相对比较精确的偏差估算数。

11.39 Genereux（1983 年）以及 Aizcorbe 和 Jackman（1993 年）分别用加拿大和美国的实际消费者价格指数系列提供了这种指数比较和上层替代偏差估算值。Braithwait（1980 年）以及 Manser 和 McDonald（1988 年）等其他早期的研究估算了美国国民账户指数中的替代偏差。Braithwait 的研究没有使用最优指数，而使用了基于需求系统估算的精确生活费指数。Balk（1990 年）提供了对荷兰替代偏差的类似估算。这些研究都一致展现了由于使用 Laspeyres 公式所产生的向上偏差的存在。个别年份的年度指数变化偏差相对较小，平均为 0.1 到 0.3 个百分点，经验上，这取决于距离 Laspeyres 基准期远近、应用备选公式的指数详尽程度以及最优指数是固定基期还是环比等诸多因素。

11.40 Laspeyres 指数与诸多最优指数之间的主要差异源自比较期内相对价格的变化，也源自趋向于归属相对价格的指数类别在消费数量上的变异。由此得出以下几点结论：

- 如果指数变化的特点是在特定时期内相对价格连续、一致的波动并伴有消费波动，那么距离基期越远，Laspeyres 年度指数偏差的就会越大。（不过 Greenlees（1997 年）强调指出，在美国基本找不到这种现象的证据；也见 Szulc（1983 年）。）
- 在同样情况下，通过缩小加权环比间隔即可减少 Laspeyres 消费者价格指数的上层替代偏差。环比愈频繁，给予相对价格下降的指数的权数愈多，从而降低消费者价格指数增长率。反之，如果在相对指数变化中出现“弹跳”，那么，频繁的环比就会导致某个 Laspeyres 指数中的“链漂移”。
- 在通货膨胀上扬的时候，如果这种时期相对价格变化也较大，那么上层替代偏差就会加大。可是这方面的经验证据不多。

11.41 上层替代偏差的概念是在生活费指数理论背景下产生和讨论的，但是可以从纯价格指数的观点来界定一个等值偏差。如果根据基期和本期支出模式的对称处理判断 Fisher 理想指数或其他最优指数更为可取，那就可以把该指数与 Laspeyres 指数之间的差异解释

为偏差的量度。类似的论据也适用于基本指数单元范围内的低层替代偏差。

11.42 最近, Lebow 和 Rudd (2003 年) 界定并估算了与上层归并有关的另一类偏差。他们的计算结果是, 在美国消费者价格指数中使用的消费者支出调查权数容易出现此种误差, 因为——例如, 烟酒类支出的少报。如果相对权数中的误差与要素指数变化相关联, 这会导致出现加权偏差。(第四章详细讨论了支出加权估算的数据来源和问题。)

基本分类偏差

11.43 基本分类偏差可以分为两部分: 公式偏差和低层替代偏差。如果消费者价格指数中的一个基本指数期望值与其计量目标有出入, 那么这个指数就有偏差。这里使用的“公式偏差”(或称“函数形式偏差”)这个术语是指这样一种情况, 即: 基本指数公式相对于纯价格指数来说有向上的偏差。当计量目标是生活费指数时, 如果基本指数公式不能反映该指数单元所包含的商品项目中的消费替代, 就会受到低层替代偏差(或层内替代偏差)的影响。因此, 在基本指数公式既定的情况下, 可以根据基本指数的目标来区分这两种形式的偏差。

11.44 本手册第九章和第二十章讨论了可供选择的基本指数公式的特征。研究的一个关键结果, 就是认定用于各种比率算术平均值的 Carli 公式相对于平均价格趋势来说有向上的偏差。因此, 欧洲统计局已禁止在计算协调消费者价格指数(HICP)中使用该公式。美国消费者价格基本指数中使用的加权公式在 1995 年和 1996 年改变程序和计算方法以前具有 Carli 公式的某些特征。一些文献讨论了相关的问题及解决这些问题的方法, 例如 Reinsdorf 和 Moulton (1997 年) 和 Moulton (1996 年 b)。

11.45 算术平均值比率公式(Dutot)和几何平均值公式(Jevons)排除了本节所界定的公式误差, 这两种公式均已获得欧洲统计局的批准。不过, 在商品价格变化率不一致的情况下, 这两种公式的期望是不一样的。两者间的差异为评价低层替代偏差的潜在重要性提供了一个途径。在消费者按照 Cobb-Douglas 行为模式消费的情况下, 几何平均值公式对于估算生活费指数是精确的, 而基于算术平均值比率的公式则适合于零替代行为模式。因此, 如果以逼近某个生活费指数为目的的话, 有可能认定几何平均值公式更可取。

11.46 将来有了扫描数据, 就可能按日、按周或按月记录商品层次的消费数据了, 并在最优指数计算中使用这些数据。不过, 现阶段还不能利用最佳公式来计算基本消费者价格指数。为了逼近一个生活费指数, 必须作出某种假设, 就像 Cobb-Douglas 行为模式那样。请注

意, 理想上一个指数所应反映的替代行为涉及到消费者在指数单元内的所有项目中进行选择: 包括不同的产品; 不同调查对象中的产品; 同一产品的大小不同包装; 或者在相关指数所适用的阶段内的不同时段提供销售的同一种产品(见 Dalton、Greenlees 和 Stewart, 1998 年)。由此可见, 设想替代行为的适当程度原则上取决于特定商品类别内的多样化维度。

11.47 统计机构在某个商品类别中对项目进行抽样所使用的方法, 将决定在处理低层替代偏差方面所选取的公式效能如何。例如, 如果只选择一个有代表性的项目来代表该类别的话, 指数公式就不能体现消费者对各种各样商品中的任何相对价格变化的反应。更一般地, 几何平均值公式指数在小样本时会有向上偏差, 因而在将几何平均值公式与其他指数公式作经验比较时, 有可能对低层替代偏差估算不足。White (1999 年) 讨论了抽样误差与偏差估算值之间的关系。关于几何平均值中的小样本偏差问题, 也见 McClelland 和 Reinsdorf (1999 年)。

11.48 关于公式选择带来的影响, 可对特定历史阶段以某种程度的精确性进行估算。不过, 只有在假定几何平均值或其他功能方式能够成功地逼近相关指数的计量目标的情况下, 才有可能对任何对应的偏差进行估算。

11.49 以上讨论意味着, 基本分类偏差的重要程度因不同国家而异, 并取决于所用的特定指数公式、指数各个层次中的非均匀性程度以及所采用的抽样方法。另外, 同高层替代偏差一样, 如果绝对价格变动与相对价格变动相关的话, 基本分类偏差也伴随特定经济体的总通货膨胀水平而发生变化。

11.50 在基本分类计算中使用的任何公式, 其效能还将受制于统计机构用以处理特殊情况(如季节性商品和其他产品暂时缺货)的方法。Armknrecht 和 Maitland-Smith (1999 年) 讨论了未能插补缺失数据如何导致在修改的 Laspeyres 及其他指数公式发生偏差。

质量变化偏差和新产品偏差

11.51 关于因为没有在质量方面作适当调整而发生潜在消费者价格指数偏差的讨论由来已久。例如, Stigler 委员会关于美国价格统计的报告(价格统计审议委员会, 1961 年)指出, “如果让专业经济学家和统计学家投票表决的话, 他们(绝大多数)会认为, 在所有可能性当中, 价格指数未能充分考虑质量变化大概是这些指数的最重要缺陷。”有关偏差的大多数研究都认为, 没有计量或错误计量质量方面发生的变化也是造成总估算偏差的最主要原因。然而, 正如普遍认为质量调整过程极为棘手那样, 相应地, 任何质量变化偏差衡量起来也是非常困难的。

11.52 质量变化偏差和替代偏差在估算方法上是

不同的：后者可以通过比较备选公式来估算，而前者必须进行逐个产品分析。各种产品及其相关的指数要素在特定时期的质量变化率相差悬殊。另外，用于质量调整的方法也不尽相同。环比方法使用频率最高，重要指数要素可以也采用生产成本法、特征调整法或第七章和第二十一章描述的其他方法。

11.53 需要承认的一个关键要点，就是总的质量变化的方向并不意味着任何质量变化偏差的方向。非专家有时假定对消费者价格指数基本上不作或根本不作质量调整，因此，鉴于一个时期内在产品和服务质量方面实现的诸多显而易见的改进，指数势必会过高估算价格变化。而对于任何要素指数来说，问题在于，为进行质量调整所选用的直接或间接方法是高估了还是低估了消费者价格指数样本中替代商品的相对质量。由此而产生的偏差可能是正的，也可能是负的。

11.54 一直以来，有关质量变化偏差的经验证据在很大程度上依赖于对特定产品的个别研究成果进行外推的方法。这些个别研究可能涉及到——例如——对各种相应消费者价格指数系列的特征回归指数进行比较，或在消费者价格指数计算中被忽略的某些产品改进的估算值。虽然这些研究大多显示向上而不是向下的偏差，但是这种对支离证据的依赖性遭到了观察家的批评，他们指出，迄今尚未对质量下降的证据进行系统分析。

11.55 尤其在服务方面，总的质量趋势也可能是个主观估价的问题。新技术的涌现给耐用消费品和其他商品带来了清晰可见的质量改进。相反，在邮政投递、公共交通和医疗等服务部门，就很难评价质量变化。例如航空旅行，近几十年来变得更安全、更快捷了，但在舒适度和可靠性方面却不如以往了，而由于这些特征缺乏横截面变化数据，所以应用特征质量调整的方法就成了问题。

11.56 新产品偏差同基本分类偏差一样可以划分为两个组成部分。第一部分涉及未能以足够快的速度将新产品纳入消费者价格指数样本。如果这些新产品日后大幅降价而没有在指数中得到体现，就可能导致向上偏差。第二个组成部分是当新产品出现时，消费者获得的福利收益。但如果不把生活费指数当作消费者价格指数的计量目标，就不能视其为偏差。

11.57 正如第八章讨论中所述，“新商品”可能是：取代以往物品的产品，例如取代聚乙烯唱片和录音磁带的CD激光唱片；扩大了消费者选择范围的产品花色品种，比如进口啤酒和具有民族特色的餐馆；或者代表全新消费类别的产品，例如微波炉或移动电话。

11.58 同质量变化偏差一样，有时通过对个别产品证据加以一般化概括来估算新产品带来的偏差。一种经常采用的做法是计量某种或某类产品在纳入消费者价格指数样本以前某个时期内的价格变化。Hausman（1997

年，1999年）对早餐谷类食物和便携式移动电话的研究，对消费者剩余因新产品而获得的增加进行了定量计量，但这种复杂的计量经济学方法并没有得到广泛应用。Boskin委员会对各种新产品（尤其是新型食品）偏差的估算值必定建立在推测基础上。

11.59 如果产品范围缩小，如果某些合算的消费品从市场上消失，或者相关的指数未能捕捉到某些商品快速提价的各个阶段，那么新产品偏差也可能同质量变化偏差一样是负面的。然而大多数观察家似乎对偏差方向向上的看法是一致的，认为不确定因素存在于偏差的幅度。

新调查对象偏差

11.60 在概念上，新调查对象偏差是与新产品偏差相同。它的产生，要么是因为没有反映尚未取样的新调查对象中的价格变化，要么是因为没有反映当新调查对象出现时消费者获得的福利收益。对将其作为一种单独的偏差的原因所作的解释包括两个方面。第一种原因是以历史资料为依据的：Reinsdorf（1993年）把新调查对象偏差确认为对美国消费者价格指数异常变化的一种潜在主要解释。其次，在调查对象方面采用的样本和比较方法不同于产品方面的样本和比较方法，而且，在控制新调查对象偏差方面存在的问题也有所不同。

11.61 若不能维护符合现状的调查对象样本，就可能带来偏差，因为新调查对象在定价或服务策略上有其独到之处。例如，Reinsdorf（1993年）将研究重点集中在折扣商店增长。应该指出，问题的性质也可能是地域性的；重要的是，在调查对象抽样框中既要反映传统购物地点，又要反映新的购物地点。

11.62 新产品进入消费者价格指数样本的一个途径，就是通过强制性取代，让现有不太适销的产品从货架上消失。发生调查对象消失的情况比较少，而且政府机构的程序可能不会考虑自动取代。另外，当一个新调查对象进入样本的时候，缺乏对新老调查对象数据进行比较的标准程序。因此，指数中就不会包含——例如——新调查对象的价格较低或服务质量的任何效应。

11.63 Reinsdorf（1993年）通过对进入美国消费者价格指数样本和从这些样本消失的各种调查对象的平均价格进行比较，估算了新调查对象偏差的程度。可是在调查对象质量计量或消费者估价方面还几乎没有或根本没有发表任何经验著作。结果，至今还没有什么证据可据以评价新调查对象偏差估算值的准确性。

偏差估算值的汇总

11.64 1996年，Boskin委员会的报告提出美国总的

消费者价格指数偏差估算范围在 0.8 到 1.6 个百分点之间，点估算为 1.1 个百分点。这个总范围反映了各部分偏差估算值的直接求和。可是，正如美国在美国审计总署（2000 年）报告的那样，1996 年以后消费者价格指数计算方法的改变导致 Boskin 委员会成员降低了他们对总偏差的估算值。由于缺乏相反的证据，大多数相关研究都设定了偏差的可加性。Shapiro 和 Wilcox（1997 年 b）为其要素偏差估算值提供了概率分布与相关，从而产生了一个总偏差的综合置信区间。大多数有关偏差的详细研究还得出了一项结论，即：消费者价格指数趋于向上偏差，尽管这项结论遭到了无数批评。

11.65 很明显，各国统计机构不能定期计算和公布消费者价格指数偏差估算值。在估算偏差方面遇到的障碍亦使偏差无法消除。其中包括缺乏有关产品层面消费者偏好及消费行为的完整数据，以及没有能力观测和估价市场上各种商品质量方面的所有差异。缺少这方面的信息，就无法计算出真实的生活费指数，同样也不可能计量生活费指数增长率与消费者价格指数增长率之间的差距。

11.66 各国统计机构向来不愿提供它们自己的消

费者价格指数偏差估算值。某些情况下它们也同意存在替代偏差，并且承认，使用 Laspeyres 公式就意味着，相对于生活费指数来说消费者价格指数通常会过高估算价格变化。然而，各国统计机构却不愿意从有关质量变化、新产品和新调查对象偏差的局部和推测性证据中得出哪怕是定性的结论。

结论

11.67 为了确保公众对消费者价格指数的信心，应该公布并不断更新有关指数估算方法的详尽说明和数据来源。除其他外，这种文件应包括指数的目标和范围，权数细节，以及最后、但并非最不重要的关于指数精确性的讨论。一份关于某项消费者价格指数中的抽样误差和非抽样误差来源及范围（例如覆盖面、未获回复，等等）的说明，可为用户提供有关或许适用于他们应用价格指数时的限制的宝贵信息。在这方面，美国劳工统计局出版的《消费者价格指数方法手册》（见美国劳工统计局，1997 年）提供了一个范例，其中专门有一部分涉及指数中可能出现的各种误差类别与来源。

第十二章 组织与管理

导言

12.1 消费者价格指数是最重要和用途最广的宏观经济指标之一。除了为经济政策提供信息外，它还用于对福利、养老金、证券进行指数化调整，并用在私人合同的自动调整条款中。对于消费者价格指数这样重要的统计数据，准确性和可靠性是极为重要的。

12.2 需要认真计划消费者价格指数的编制过程。各国的情况有很大差别，因此，本手册无法过于详细地描述所有相关步骤的时间表或重要路径分析。图 12.1 在对定期采集数据的整个过程和指数的计算进行详细研究的基础上，对活动安排作了大致说明。

12.3 本章提供的指导以一些国家统计机构的经验为基础，在组织安排方面提供了各种备选方案。由于各国情况不同，一些国家的统计机构无法照搬良好做法范例，但可以借鉴这些良好做法。

12.4 本章在研究这些备选方案时，讨论实地与总部的关系（总部开展哪些工作，各单位之间的信息交流等）。价格采集工作是编制指数的基础，其规模、频率、成本或复杂性可能意味着，在某些国家，这些做法和关系并不都适合。同时采用集中和实地采集数据的方式，或将采集过程的某些环节外包，这样的做法不一定总是有效的。如果指数的编制频率不高，或只从相对较少的商户采集信息，或只集中于特定的地点，则需针对不同的情况采取不同的方法。

实地采集

12.5 实地采集价格是指，采集人员走访各商户，采集各种产品与服务的价格。在多数国家，这是最主要的价格采集方式。所去商户的范围和数目以及所采集价格的产品与服务的类型在不同国家是不同的。

12.6 尽管实地采集价格的具体方法有差别，但每位价格采集人员通常负责从某个地点或某类商户采集数据。在每个采集期内，采集人员都会走访相同的商户，以采集相同项目的价格。通过这一安排，价格采集人员能够建立与零售商的有效关系，并积累专门知识。

12.7 无论一国统计机构是使用自己的员工采集数据，还是将采集工作外包出去（如下所述），在采集的实

施方面都有一些重要的标准。这些标准包括：

- 采集人员应当总是穿着得体，举止礼貌，因为无论他们受雇于谁，他们都代表国家统计机构。
- 他们应随身携带身份证明，以证实其角色和身份。
- 他们应在到访时及开始采集价格之前，向零售商或商店经理作自我介绍。
- 他们应尽可能顺从店主的要求，例如，如果商店正忙，店主请他们当日晚些时候再来，他们应尽量照顾其要求。
- 采集过程应尽可能迅速地完成，尽量减小对商店经营的影响。

12.8 在为数据采集作准备时，采集人员还应按常规行事。例如，确保准备以下物品：备用笔、适用的表格、写字夹板、当地的地图、备用电池（如果用计算机采集的话）、购物中心停车费等，若需要，还应准备下雨天穿的衣服。有些情况下还需携带一部手机。

外包

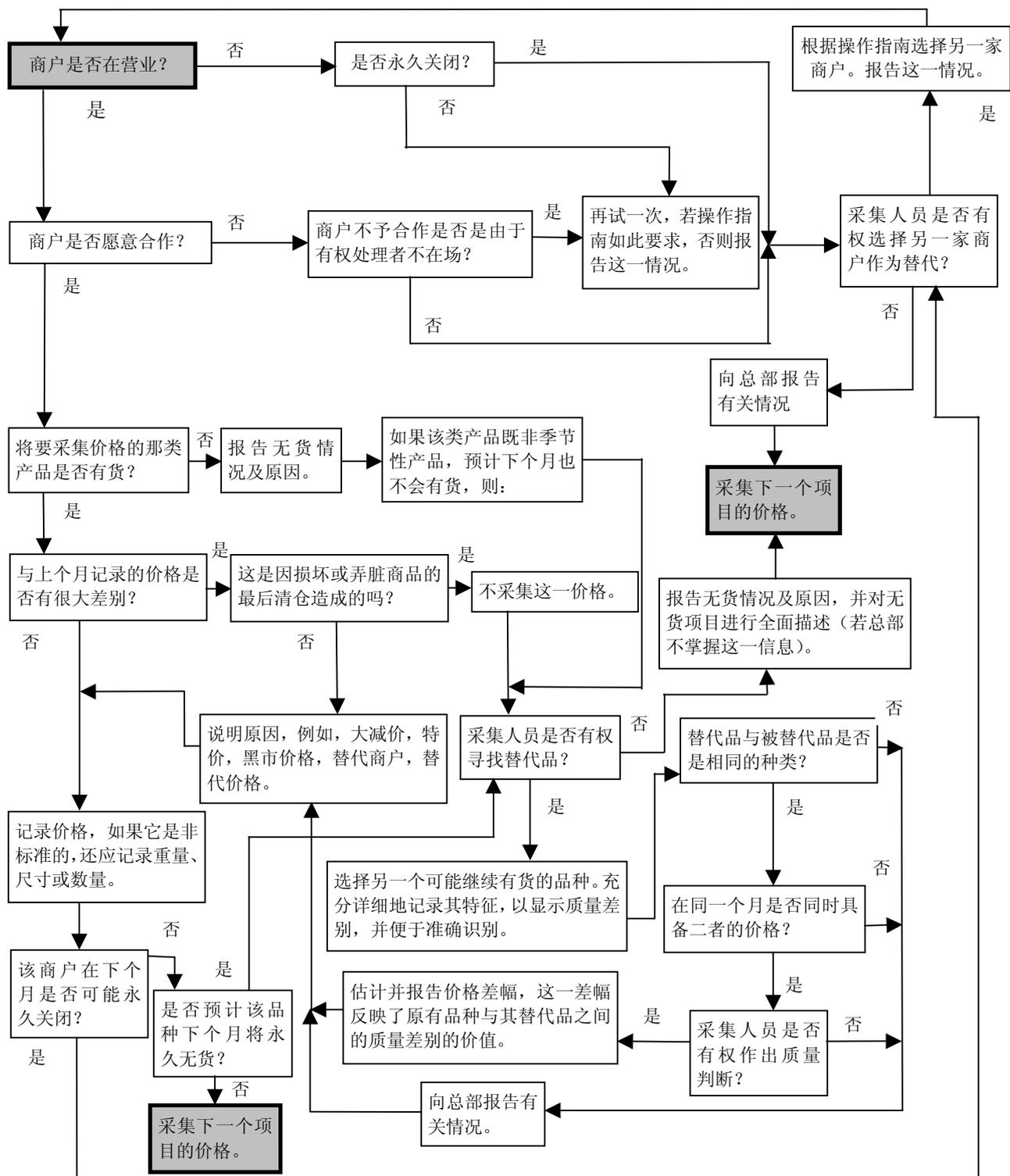
12.9 任何统计机构在开展价格采集工作时面临的一项决定是，使用自己的员工，还是将采集工作包给外部机构（如私人市场调查公司）、本机构的另一部门或另一个专门负责调查的政府部门。

12.10 价格采集的性质以及统计人员的分布和特点可能有助于决定采集工作是否适合外包。如果价格采集是连续的，或涉及复杂的决策（如质量调整），或者如果价格是从少数几个地点采集的，则将采集工作留在本机构内可能更好。然而，如果每个月只有几天进行采集，从很多地点采集，采集工作简单明确，涉及例行的或简单的决策（例如从事先确定的代码清单中挑选），那么可以考虑外包，只要该国有足够多具备相关技能的市场调查公司。

12.11 将实地采集工作外包可以降低成本。如果价格采集过程是以电子形式进行的，则可以让承包公司负责购置和维护数据采集设备。

12.12 外包还可使统计人员有更多时间分析数据，而不是把大量时间花在采集数据上。将数据采集和数据核实职能分开后，统计人员在质疑价格数据的正确性时就不会有太大顾虑。可以通过业绩指标将承包公司的业绩与所采集数据的准确性挂钩，这种业绩指标决定奖金（如果不能实现目标，则予以惩罚）。

图 12.1 价格采集步骤



集中采集

12.13 从总店采集的价格是指，从实行全国性定价政策的主要零售连锁店的总店获得的价格。如果能够更有效地集中采集数据，则在实地采集中可以不包括这些连锁分店。数据提供者可以在纸质表格上填写信息，也可以将价格数据输入电子表格，然后通过邮件、光盘或软盘的形式交给国家统计局。邮购目录也可被视为总店价目表处理，用于记录在公布目录时的价格。这些价格随后与实地采集到的同样项目的价格合在一起。

12.14 服务或各种收费的价格数据可以从同业公会、全国或地方政府部门等组织那里集中采集。应尽可能从一个集中来源获得这些价格，但如果各地情况不同，则需与当地或相互竞争的公司联系。可以通过书面或电话形式要求提供数据。如果国家统计局在数据提供者的邮寄名单上，则可自动获得数据。数据提供者可提供完整的价格单或价目表，负责编制消费者价格指数的工作人员可以从中选出相关的价格。数据提供者也可能只提供所要求的那些项目的价格。所有报价都应通过某种形式的书面文件予以确认。询问数据的频率取决于不同的项目，也取决于价格在什么时候公布或预计什么时候发生变化。最常见的频率是每月或每季度，但必要时可随时采集，不过在这样的情况下，必须实施有关检查，确保报送了所有价格数据。例如，水、电、煤气的价格每年在预定日期改变一次，对这类价格就必须进行这样的检查。

实地采集工作的质量

12.15 质量是价格采集工作的重要方面。高质量的价格采集工作使统计机构对其编制的指数拥有信心，并确保所观测到的价格变化是真实的，不是由采集人员的错误造成的。必须建立有关程序，确保每个采集期都保持高水准的采集标准。这些程序将形成统计人员培训的基础，并应纳入为价格采集人员编制的培训材料里。为采集人员提供的指导应涵盖价格指数的原则、组织问题和确认程序。

描述

12.16 对项目的准确描述对于确保项目连续性至关重要。采集人员的描述应足够全面，以确保采集人员能够在每个采集期内采集相同项目的价格。因此，数据提供者必须记录样本产品的特征。例如，对于服装，应明确其颜色、尺码和面料，以确保每个月都采集同一项目的价格。对于新鲜果蔬，应记录的有用特征包括原产

地、等级和品种。

12.17 对项目的准确描述能帮助价格采集人员和总部选择退市产品的替代品，并有助于识别质量变化。总部的工作人员在每个采集期都应花一些时间检查采集人员的描述，以确保对恰当的项目采集价格。还应鼓励采集人员检查自己所作描述，确保这些描述包含所有相关信息。可以时不时请采集人员相互调换采集对象，以使他们理解良好描述的重要性。

连续性

12.18 连续性是价格采集工作的最重要原则之一。价格指数衡量的是价格的变化，因此，每个月必须采集相同项目的价格，以了解价格变化的真实情况。例如，若选择一个超市自有品牌的草莓酱，则应采集该特定品牌和味道的草莓酱的价格。如果它在采集期内脱销了，不应当用另一品牌或味道的草莓酱来替代。然而，在随后的采集期内，如果这种草莓酱继续脱销，但同一品牌、同样价格的不同味道的草莓酱有售，则应选择这种草莓酱作为可比项目，并对项目描述做出适当修改。如果没有任何可比项目，则必须选择一个新项目，并修改有关描述。于是，一个新的价格链将开始形成。不可能作出具体规定，因为在不同国家，相当的概念有所不同。但从实用角度，对所采集价格的项目进行详细描述非常重要。

12.19 鉴于连续性对编制准确的价格指数如此重要，采集人员在替代一个项目之前应向零售商确认该项目无货。国家统计局的总部可制定一些指导原则，涵盖不同项目。例如，食品通常会下一个采集期内重新上货，因此不应马上替代。而时装在一个“季节”结束后或现有库存销售完毕后很少会再次上货，因此在采集价格时应立即予以替代。

12.20 采集人员还应当对价格采集路线作出计划，其中需考虑到商店的开门和关门时间以及零售商的任何特殊要求。采集人员可草拟一个路线图，列出将按什么顺序走访各商户。如果一个地点的采集工作需由另一名采集人员来完成（例如由于该采集人员休病假），则这种方法尤其有用。在每个采集期内，采集人员应尽量在同一时间采集价格，特别是当所采集的项目（例如汽油）价格波幅很大时。

对数据记录的质询

12.21 一旦正确和完整地采集了价格数据，就可以进行一系列检查予以确认。在决定应进行哪些检查时，应考虑在实地进行确认检查。例如，使用手提计算机有助于在采集价格时进行确认，使总部不再需要进行太详细的审查。此外，重复已做过的检查显然是无用和低效的。

12.22 所进行的检验可以包括：

- 价格变化：将所记录的价格与上个月同一商店的同种产品的价格进行比较，如果价格差异超出事先确定的百分比限度，即予质询。这一限额取决于不同的项目或不同组的项目，可以通过研究历史价格变动情况而确定。如果上个月并无有效价格，例如由于脱销，则可以利用两个月或三个月前的价格进行检查。
- 最高/最低价格：如果所记录的价格高于最高价格或低于最低价格，则予质询。可以观测该项目在上个月经确认的最高值和最低值，然后乘以一个标准的缩放比例，从而得到相应的区间。这一比例对于不同项目有所不同，需根据以前的经验确定。

12.23 如果使用手提计算机，就可以很容易地在采集价格时进行这两项检验。否则，需在采集工作结束后，并在用主系统处理这些数据之前，尽快开展这些检验。通不过任何一项检验不应导致采集人员无法记录该项目的价格，而是促使采集人员对数据予以核对和确认，并做出解释性说明。

12.24 对于提出的质询，要么在总部解决，要么交给价格采集人员解决。例如，对表格进行检查后，如果样本产品是一项新产品，用于替代另一项已停止销售的产品，可能会发现有大幅的价格差异。在这种情况下，可能不需要询问价格采集人员，除非有证据表明将该项目定为“新产品”是不正确的。

12.25 如果一项错误被发现得太晚而难以解决，则总部应不予采用这一数据，将其从当月的数据中剔除。应确保该项目也从基期月份剔除，从而使篮子保持不变。

反馈

12.26 应鼓励采集人员就其价格采集过程中的经验向总部提供反馈。采集人员是宝贵的信息来源，经常能对市场的变化提供很好的早期反馈。采集人员经常能在总部从其他渠道（如商业期刊）获得有关信息之前，提醒注意规模或产品的变化。采集人员的反馈可用于为所观测到的价格变动提供支持，或提供补充性介绍材料。这种反馈还能构成向采集人员发布的业务通讯的基础。

实地采集过程中的质量检查：审计人员的作用

12.27 定期在实地采集价格的整个过程应予以认真计划和监督。应按照当地情况做出相应安排。情况各有不同，所以不应过于详细地规定。但重要的是确保采集人员及时报告有关信息。如果他们未这样做，则应查找原因并采取适当措施。必须保证所收到的信息是准确

和完整的。

12.28 对价格采集人员的工作进行监督的一种方式是在实地采集数据过程中陪同价格采集人员，或对所采集的数据进行事后核查。

监督

12.29 如果审计人员准备陪同价格采集人员，则需提前通知价格采集人员，以便对会面的细节做出安排。一般而言，审计人员不会全程陪同，而是花几个小时在一个特定地点观察价格采集情况。例如，对于那些采集过程可能出现问题的某些项目或商户，可以对采集情况予以观察。价格采集人员应相应地调整其工作路线安排。

12.30 在实施监督之前，审计人员需开展准备工作，即监督之前的检查。这包括检查在所选地点采集的项目的特征描述、价格、历史价格和指示代码。这类检查使审计人员能够在开展实地工作之前较好地了解采集标准，并提示审计人员应将重点放在哪些领域。

12.31 审计人员的主要职责是确保采集人员遵循价格采集工作的有关步骤和操作规程，并确保采集工作以适当方式进行。尽管审计人员不承担培训职能，但在发现错误的情况下，可以就此提供一些指导。在监督过程中，价格采集人员还可向审计人员提出有关问题。

12.32 除了陪同价格采集人员之外，审计人员在实地还可承担其他职责。例如，他们可清点商户或开展项目检查。在实施实地监督之后，审计人员应撰写报告，详细阐述陪同价格采集人员过程中发现的情况。该报告应包括结论摘要、行动要点和行动建议。审计人员可以建议，采集人员在价格采集工作的某些方面接受更多培训。总部（或承包单位，若已将价格采集工作外包）应对此采取行动。该报告随后构成审计人员下次访问的起始点。在另一些情况下，如果出现普遍性问题，需将解决方案通报所有价格采集人员，可以为此发布经修订的操作指南或业务通讯。

事后检查

12.33 监督价格采集标准的另一个方式是进行事后检查，即对采集过程中记录的一部分价格进行回顾性检查。

12.34 事后检查可用于以下方面：

- 评估价格采集人员的胜任程度；
- 检查价格采集工作的总体标准；
- 确定一般性培训需求或个人的特殊需要；
- 突出显示关键问题，例如在文件记录或总部发布的指示方面存在的问题；
- 确定采集工作在哪些领域存在问题，例如对于某些类型的商户，所有采集人员可能都遇到问题，因此

总部有必要给出更详细的指示。

12.35 事后检查应由独立于采集过程的（最好由国家统计机构聘用的）专家实施。开展事后检查时，有关人员走访选出的商户，再次采集价格和其他相关信息，包括属性和描述代码。开展这一工作的时间不应离最初的采集期太远，以避免其间价格变化带来的问题。实施事后检查的人必须事先征得店主的同意，并遵循实地采集工作的一般行为标准，如第 12.5 至 12.12 段所述。

12.36 为了使事后检查成为一项有用的工作，必须制定业绩标准，根据这些标准比较所有事后检查的结果。例如，这些标准应规定，对于被检查的某一数量的项目，可接受多少错误价格。良好定义的标准有助于通过事后检查容易地识别表现不佳的采集人员或地点。

12.37 事后检查可包括一系列检验，以查明以下情况：

- 价格差异——如果价格有异，则审计人员应与店主核对，看最初采集价格之后价格是否发生了变化。
- 对项目的描述不充分——每个项目的描述都应是独一无二的，从而当进行例行检查的采集人员不在（如生病）时能由另一名采集人员代替。
- 所采集价格的是错误的项目——例如选择了不正确的尺码。
- 将项目错误地记录为缺失或暂时脱销。

12.38 一旦完成事后检查，应向总部提交报告供其审查。总部随后需采取适当措施，例如重新培训，或发出补充性指示。

审计人员的其他职能

12.39 在不同的统计机构，审计人员的职责有所不同。监督价格采集标准总是审计人员的主要工作重点，但审计人员也可能在其他领域开展工作。

12.40 审计人员可协助开展对地点和项目的抽样工作。审计人员可检查，所选采集地点是否包含范围足够广的商店。他们还可就这些地点的经济状况以及任何可能受到不利影响的领域提供咨询。例如，如果一个特定项目给价格采集人员造成困难，则审计人员可与采集人员和零售商讨论，确定产生困难的原因。他们可确保总部所选产品在全国各地都有货，并可就项目描述和权重范围提出建议。此外，审计人员可提供关于现有地点采集情况的报告。例如，总部可能就某一特定地点的某一特定商户提出询问，审计人员可走访该商户寻求答案，或劝说零售商继续参与调查。

总部的质量检查

12.41 总部需开展四类例行检查：

- 确保及时收到价格采集人员的报告。如果未及时收

到，则需查找原因，并采取适当步骤得到报告；

- 确认报告包含所有必要内容，即必须填写的内容不是空白，该提供数字的地方有数字，非数字性内容不包含数字；
- 检查和编辑每份报回的文件。可能必须集中进行产品替代，或批准采集人员作出的替代。需询问不正常（或幅度过大）的价格变化。按多个单位或不同权重衡量价格的项目可能须转换成一个标准单位的价格。对于缺失价格，必须根据产生原因，按照标准规则进行处理；
- 将数字输入计算机或转录到工作表时产生的错误须得到发现和纠正，最好一开始就避免产生这种错误，例如不进行转录。

12.42 应指出，工作表或计算机的组织数据形式可能与收到这些数据时的组织方式不同，因为这些数据是按不同的采集人员、商户和项目报给总部的。但应记录这些数据的来源，从而在处理这些数据时如果发现任何问题，可以进行查询。此外，即使向采集人员提供的用以列示项目及描述或限定价格的代码在数据处理过程中保持不变，也可能需要使用其他代码，用于从采集人员获得的以非代码形式记录的信息。

12.43 在不同国家，检查的组织方式不同。在一些国家，当地或地区的管理人员开展部分检查；但在另一些国家，可能更适于集中进行所有检查。一些工作可由计算机完成，其他则手工完成。因此，无法就工作程序或组成部分提出一般性建议。

12.44 应建立有关程序，检查所有文件、信息或文档是否都从实地报回，从而能够就缺失的报回信息与采集人员联系。随后进行初步检查，确保数据是完整和正确的。例如，应开展检查，确保预料之外的重复价格（即在同一地点、同一商店对同一项目采集的价格）不被采用，并确保每项价格附带的地点、商户和项目识别码是存在且有效的。若有任何价格数据未通过这些检查，则应请价格采集人员予以澄清。由于某些检查可能需要向价格采集人员查询（或者向其管理者查询，在直接邮寄调查问卷的情况下，可能还包括问卷回复者），在制定编制指数的时间安排时，必须考虑到这种沟通所花的时间。

12.45 在确定价格数据的正确性和完整性之后，可进行一系列确认检查。在决定开展哪些检查时，应考虑实地进行确认检查。使用手提计算机有助于在采集价格时进行确认，使总部不再需要进行详细审查。除非是作为二次审计或随机检查，确认实地检查已经完成，否则，重复进行已在实地做过的所有检查显然是无用和低效的。

12.46 第 12.21 至 12.25 段列出了可开展的各种检查。此外，总部可以利用当月收到的价格数据识别异常情况。

报告

12.47 对多数具有代表性的项目应例行编制报告，帮助分析人员挑出以下价格，即价格水平或变化与在其他地方采集的类似项目不同，或价格变化超出限定的幅度。因此，如果价格大大超出上一次采集的该代表项目的价格范围，或与上一次在同一商户采集的同一项目的价格的相差幅度超出一个特定限度，则可用计算机打印出所有这样的价格。对于不同的项目，规定的限度不同，并可根据经验进行修改。分析人员随后可检查打印出的价格清单，首先判断有没有输入错误，然后考虑采集人员提供的解释能否合理说明价格差异，以及是否需要向管理人员或采集人员询问。确定时间表时应考虑这一因素。对于反常的价格观察值，如果不能及时获得合理解释或予以纠正，则不应采用这一数据。

12.48 可以根据若干期间（如几个月）的报告定期编制其他报告，以便察觉累积趋势，从而发现更广泛的问题。例如：

- 某个采集人员可能比其他采集人员报告更多的“商户关闭”情况，这也许显示出该采集人员需要提高工作积极性或接受培训，也可能表明某一地区的零售交易模式发生了变化。
- 某一特定代表项目的品种替代的情况可能比过去更多，表明可能需要对项目说明作出修改，或选择另一个代表项目。
- 如果通过严格说明，列出若干抽样备选品牌和型号，但所采集的大都是原始清单中没有列出的项目，这表明，所列出的品牌和型号不再适用，需对清单进行检查。
- 某一代表项目的价格变化幅度可能比过去大得多，使人对其是否得到适当说明产生疑问。

12.49 通过计算机例行生成的报告使负责指数编制的人能够察觉所有这些问题。两类报告尤其有用：指数离散度报告和报价报告。

12.50 指数离散度报告。列出有关项目，显示每个项目的当期指数，每个项目的有效报价的数目，以及价格比（当期价格与前一个有效价格的比率）的数目，这是按事先确定的范围列出的（例如，小于 40，40–49，… 190–199，大于 199）。指数离散度报告可用于识别价格比不在大多数报价范围内的那些报价。可以从该项目的报价报告中找出这些报价，然后进行调查，必要时采取适当行动。

12.51 报价报告。这包括指数离散度报告突出显示的需进一步调查的某个项目的有关信息。列出的信息可包括当期价格、前几期价格和基期价格，以及地点和商

店类型。报告可用于识别那些需要进一步调查的报价，并对不予采用的价格进行调查。

算法

12.52 可以建立算法，用来识别和剔除那些显著不同于正常情况的价格变动。对于一些价格变动不稳定的季节性项目，最好能建立针对价格水平而非价格变动的算法。

12.53 一个例子是 Tukey 算法。有关步骤如下：

- 计算每项价格的当期价格与前一个有效价格的比率（即价格比）。（对于按价格水平而非价格变化衡量的项目，略去这一步骤）。
- 对于每个项目，将所有这些比率按从小到大的顺序排列，剔除数值为 1 的比率（不变价格）。（对于按价格水平而非价格变化衡量的项目，排列的是价格本身。）
- 这一序列中的最高和最低 5% 被剔除（这个 5% 是参数 1）。
- “中值”是剩下各项的平均数。
- 上“半中值”和下“半中值”分别是高于或低于平均数的所有观察值的中值。
- Tukey 上（下）限是中值加上（减去）中值与上（下）半中值之差的 2.5 倍。2.5 这一数字代表参数 2 和 3。如果愿意，可以分别独立确定上限值和下限值，但这里定为相同数值。
- 如果上限是负值，则定为零。（如果是用价格水平，则将下限定为零。）
- 在 Tukey 上下限之外的价格比被确定为不可接受，需要修改或进一步调查。

12.54 Tukey 算法有若干优点（关于额外的算法，见 Saïdi 和 Bleuer，2005 年）。特别是，它产生的结果从直观上是合理的，每个月是一致的，受离群值影响的程度不大（换言之，加入一两个反常的观察值不会对算法设定的限值产生很大影响），并且不太受数据量变化的影响（即从一部分数据计算得出的限值与从整套数据计算得出的限值相差不大）。

12.55 尽管可以将算法作为识别异常数据的有效方法，但使用时应当小心。分析人员应确保，使用算法不会使指数产生系统性偏差。在对数据进行编辑时，这也是需要考虑的因素。如果进行人工编辑，可能就不会有太大问题。

编制和公布指数

12.56 编制和公布指数可以采用若干组织模式，以便有效开展工作。在决定适当的组织结构时，应考虑以下因素：

- 有必要建立清晰的报告结构；

- 有必要明确划分责任;
- 实地工作的集中或分散管理(见第 12.6 至 12.14 段关于实地采集数据和实地工作外包的论述);
- 对编制工作的管理与技术开发之间的关系;
- 与国家统计机构的组织结构之间的兼容性,例如,在质量管理、方法研究和数据发布方面。

12.57 在一些情况下,比如内部不具备实地工作专长,则让另一家公共或私人机构开展实地工作可能更为适合。在这种情况下,必须就数据工作订立有效的合同。另外,还应商定交付目标和业绩指标,包括数据交付时间表、回复率和准确度等。还应考虑在抽样基础上对承包机构的工作进行独立审计。

月度编制

12.58 用于定期计算指数的系统必须足够灵活,以适应所获得的数据类型的变化。例如,通过大型超市连锁总店提供的完整销售数据中形成的统计样本而集中采集的价格,可以替代在实地以目的抽样方式从连锁分店采集到的价格。在这种情况下,模块化方法可能更为有利。

12.59 可以通过分析性计算将公布的指数(或者一项或多项分指数)与用不同方法或数据得到的结果相比较。分析性计算有助于解释指数变化的原因,并能进行方法试验。下述工作能够表明一些计算功能和所需数据:

- 以其他方式对分指数进行集合;
- 不同权数的影响;引入新近变得重要的产品类别带来的影响;根据价格变化情况更新权数;
- 缺失观察值的数目和持续时间;采用不同的方法估计这些观察值将对指数产生怎样的影响;
- 比较用数据不同子样本计算的指数,以估计方差;价格比的方差;
- 计算标准参照指数(不进行直接的质量调整),从而得出隐含质量指数;
- 抽样产品的数目;被迫替代率;产品留在样本中的时间长短;
- 质量调整的频率分布。

12.60 为研究这些问题,数据库必须不仅包含价格数据,还须包含对产品替代的详细描述、对价格观察值的解释性说明等。通常,历史数据库太大了,无法存储在系统中供随时调用,因此需要存档。需要保留与存档资料有关的详细文件记录,防止计算人员或计算机变化造成重要信息丢失。还应考虑指派一位数据管理员,负责管理所有存档记录。

电子表格

12.61 在需要采用特殊程序,或以集中方式采集数

据,或按照不确定的时间表采集数据或按另一时间表(而不是按其他数据采集工作时间表)采集数据的情况下,可以用电子表格编制分指数。但需要采用有效的控制程序。以下类型的价格可使用单独的电子表格:机票、旅馆住宿、报纸和汽车租赁等。在这些情况下使用电子表格的优点是,能够具有更大的灵活性和余地,将数据采集、数据输入和计算方面的责任结合起来。编制人员所了解的这些价格源自的市场或商户的专门知识,加上运用于电子表格的分析工具,将有助于编制人员察觉反常数据,开展调查以确定这些反常数据是由报告错误还是输入错误造成的,并立即予以纠正。在以数字表示的数据与图表之间进行切换(例如,图表可显示当前月份和上个月的记录)有助于迅速、容易地发现反常数据。编制人员在发现错误后,可以向提供数据者查询。

12.62 随着时间推移,为了解决所出现的问题并适应新的情况,电子表格将发生变化。除非采用质量管理控制措施,否则电子表格有可能只能被那个负责这项工作的人理解,而且得不到适当的文件记录。如果是这样,将产生两个不利后果:

- 如果该人缺勤、退休或换了另外一个工作,则接替人员将发现很难保持分指数的连续性和质量。
- 为处理新情况而采用的新程序可能与他人编制其他分指数时采用的程序不同。

12.63 良好的文件记录和与同事的良好沟通将减小这些风险。至少应当提供能够起充分说明作用的行标题和列标题,或标题注释,使电子表格及其变化易于理解。此外,在改变程序或公式、重新确定基期以及采用新的权数时,应将计算过程移到工作簿的一张新表中,而不是修改原表,从而使新表和原表同时存在,便于对比。

12.64 对含有公式的表格单元采用密码,并且一旦完成编辑,就锁住含有输入数据的单元,这可以防止由疏忽造成的变动。密码只能被有权编辑表格的少数人知道。定期备份,将整个工作簿复制到另一个磁盘里,这也非常重要。

引入变化

12.65 当引入变化时,应进行各种检查。这些检查包括,使用从平行开展的采集工作中得到的信息比较原有基础和新基础(例如当将采集工作移交给一家新的承包机构时),或向后重新估计(例如当计算所有产品或服务的新基期价格时)。可以对任何反常数据作进一步调查。

灾难恢复

12.66 消费者价格指数大概是一国统计机构编制的最重要、使用范围最广的统计数据。通常有法律规定,要

求在每个月（数据参照期）结束后较短时间内公布消费者价格指数。例如，在欧盟，法律要求在参照期结束后 30 天内公布消费者价格调和指数（HICP），该指数是利用各成员国的消费者价格指数数据编制的（欧共体统计处的时间表是比上述安排早两个星期公布）。拖延公布会对随后的月份产生很大影响，不利于今后的公布。严重拖延可能得花好几个月才能恢复到现有的紧凑的公布时间表。因此，国家统计机构必须制定强有力的、经过检验的灾难恢复计划，无论实施这种计划的可能性有多大。

12.67 灾难可能由若干原因引起：

- 外部承包机构未能按规定提供信息；
- 计算机系统出现故障；
- 重大自然灾害或其他事件（如恐怖主义活动）对国家统计机构的操作中心或总部造成影响。

12.68 在将数据采集工作外包的情况下，灾难恢复计划最重要的一项内容就是尽快聘用另一家长期的服务提供商。国家统计机构在终止与一家外部提供商的合同后，可以安排由第三方提供服务，但这只是临时性的，随后还应通过竞争性招标重新签订合同。

12.69 为了实施计算机灾难恢复计划，可能需要取得更多资金。需要考虑是将灾难恢复计划外包给一家专门提供后备支持的公司，还是留在本机构内部。这在一定程度上取决于国家统计机构在多少个站点和地点运作。如果有较多站点，相距较远，但通过现代通讯设施联系，则自然灾害不太可能对所有这些站点产生影响。

12.70 灾害恢复计划的管理人员还需考虑以下方面：

- 详细说明每个站点的设施及相关要求（如个人计算机，电话）；
- 指派特定人员履行灾难恢复期的特定职责，并确定每个人的培训需要；
- 调查例如从其他地点进入共享磁盘和系统等事的可行性和相关支出，包括通讯和质量管理体系；
- 在谈判合同时，确认成本，安排实地走访，并与采购单位联系。

质量管理和质量管理体系

12.71 统计机构在提供各种产品和服务满足用户（即客户）需要方面不断面临挑战。因此，质量的一个重要方面是以客户为重点，有效公布相关、准确和及时的统计数据。另外，质量管理还包括有效地教育客户如何使用这些数据。因此，可以通过调查掌握充分信息的用户是否达到较高的满意程度，来衡量统计机构的工作是否成功。

12.72 消费者价格指数质量管理的重点是编制过程本身的质量控制。对多数国家统计机构而言，由于编

制过程的复杂性和指数错误带来的金融影响，编制过程的质量控制是一个高风险领域。

12.73 若要采纳关于组织和管理数据采集过程以及随后处理信息和编制消费者价格指数的原则，那么，必须建立一个系统，确保所获得的数据、实现特定产出所涉及的过程以及有关政策和战略的制定能够得到有效和一致的管理。应尽可能对有关过程予以核查，并应建立相关机制，确保产出达到要求（使客户满意）。这些方面合在一起就构成了质量管理体系的基础。

12.74 关于质量的含义有不同理解，但一个重要的共同点是，必须适应和服务于消费者价格指数的用户，并确保这项服务不断得到改进。因此，为了实施有效的质量管理体系，需充分了解客户需要，并在此基础上建立连贯的统计和质量框架。还需通过这一框架汇总有关标准，以便判断是否成功。可以通过谈判具有或不具有法律约束力的合同义务正式地了解用户需要，也可以通过与客户一对一地交谈或开展客户调查而非正式地了解用户需要。

12.75 在很多国家，与国家统计机构治理结构有关的问题是在一份“框架”文件或类似文件中规定的。它规定了国家统计机构的职能和责任，并总体指导国家统计机构的工作。例如，框架文件中可以确定的一项目标是，“改善向客户（包括政府和更广泛的用户）所提供服务的质​​量和相关性”，这一目标将在很大程度上决定工作计划。

12.76 公布国家统计机构作为权威、及时和高质量信息的重要提供者的工作构想能进一步增强对质量的重视。为实现这一构想，可以在年度业务计划中公布目标。这些目标可包括改善质量和相关性，从而增强公众对统计数据真实性和正确性的信心。

12.77 可以综合一系列因素（包括准确性、及时性、有效性和相关性）评估业绩。有一些质量体系的实际例子和案例分析，说明如何运用不同的模式。

质量管理体系

12.78 可以采用各种最佳做法标准，帮助机构改进质量管理。其中一些标准是国际认可的，因此更有优势。

12.79 全面质量管理。全面质量管理（TQM）在更大程度上被认为是一种管理哲学，而非高度具体和层次化的体系。全面质量管理的特征和机构内有效的质量文化包括：

- 明确制定的组织目标；
- 强有力的客户重心；
- 战略性质量规划；
- 过程导向；
- 授权于雇员；

- 信息分享；
- 连续提高质量。

12.80 基准比较。基准比较是这样一个过程，即与他方进行比较，从他们那里了解有关本机构的工作及工作成效的信息，以求改进。

12.81 国家统计局之间已经建立了一些基准检查合作关系，其中一些专门涉及消费者价格指数。澳大利亚统计局在这一领域尤为活跃，于 1998-2000 年与英国合作开展了一个项目。新西兰、斯堪的纳维亚国家和美国也开展了基准比较项目。

12.82 对消费者价格指数采集工作进行基准比较时，可考虑的领域包括：

- 采集的及时性、准确性和覆盖面；
- 对各项目采用的各种指数方法的优点，例如，几何平均值与比率平均值的比较；
- 采集和公布的频率；
- 每单位商品的采集成本，等等。

12.83 欧洲质量管理基金会的“优秀模式”。欧洲质量管理基金组织（EFQM）建立的“优秀模式”（1994 年）是自我评估的诊断工具。该模式被欧洲政府组织广泛使用，用于改善质量和业绩。它可以被视作推动全面质量管理哲学的手段。

12.84 欧洲质量管理基金会的“优秀模式”侧重于一般业务领域，根据两套标准评估业绩。第一套包括五条标准，针对业务领域的工作（促动因素：领导；人员；政策和战略；合作伙伴关系和资源；过程）。第二套包括四条标准，针对业务领域的表现（结果：人员结果；客户结果；社会结果；主要业绩结果）。利用从重点群体、调查问卷和个人访谈中得到的反馈信息来评价业绩，并制定相应的改进计划，纳入业务计划中。

12.85 欧洲质量管理基金会的“优秀模式”是基于这样一种认识，即业务的优秀（以客户满意度衡量）是通过有效的领导来实现的，领导推动政策和战略，根据政策分配资源，并按照让雇员管理业务过程的方式管理雇员。

12.86 对于国家统计局，一些程序是由法律或规章来管理的，但运用欧洲质量管理基金会的“优秀模式”能使国家统计局在一系列程序和功能上不断取得改进。该模式的有效运作需要高层管理人员的承诺，他们必须负责指导自我评估。然而，与 ISO 9000（由工作领域之外的有资格审计师进行评估）不同，欧洲质量管理基金会的“优秀模式”依靠所有工作人员的参与。

12.87 ISO 9000。国际标准 ISO 9000 是管理体系的质量标准（国际标准化组织，1994 年）。质量体系是一种基于良好判断的、有完善文件规定的业务管理系统，适用于所有业务部门。它有助于确保工作方法（包括所生产的产品和服务）具有一致性，并得到改进。

12.88 ISO 标准在 2000 年 11 月得到全面修订，修订后的标准称为 ISO 9001，这是为了适应当前的质量管理哲学，并考虑到有关各方在建立适当结构确保持续改进方面表达的看法（国际标准化组织，2000 年）。

12.89 修订后的标准使用户能够将重点放在本机构的主要程序上，从而为其活动创造增加值，并持续改善业绩。这些标准将使质量管理体系与本机构的需要更加一致，并反映本机构业务活动的运作方式。一个机构在达到 ISO 9000 标准后，将更加符合全面质量管理要求和欧洲质量管理基金会的“优秀模式”。

进一步运用质量管理技术

12.90 近年来，ISO 9000 和欧洲质量管理基金会的“优秀模式”得到广泛的国际认可。同时，基准比较网络的运用也显著增加。因此，有必要提出这样一个问题：在重视国际可比性的统计领域，是否应当在战略层次上更协调地运用这些和其他质量管理技术。出于条约目的编制的统计数据尤其如此，例如欧盟成员国根据法律规定的详细的方法指导原则编制的统计数据。

12.91 加强协调有以下五个理由：

- 法律要求编制和使用的这种重要且必要的统计数据必须得到用户的充分信任。
- 国际比较的质量取决于最薄弱的环节，因此，一个国家的高质量统计数据如果不能得到其他国家同样高质量的统计数据的匹配，是没有太大价值的。
- 在标准方法运用上的差别可能误导分析和结论。
- 如果由各成员国编制数据，则较难确保建立适当的控制程序。
- 在分散数据编制的情况下，集中核实和质量管理的空间有限。

业绩管理、发展和培训

12.92 有效的个人业绩管理体系与将这种体系运用于管理结构同样重要。业绩管理可被视作一个连续的过程，其目标是提高工作效果，侧重点是人们的实际工作结果，而不是看其在工作中投入了多少精力。它应在个人目标、团体目标和机构目标之间建立联系，从而使工作计划在整个机构内是一致的，每个人都知道在做什么工作，为什么要做这项工作。业绩管理体系应制定监测与评估的明确目标，能够获得关于业绩的反馈，并协助确定个人发展需要。业绩管理应是连续的。

培训要求

12.93 有效的培训有助于激发工作人员积极性，使

他们有能力编制高质量的消费者价格指数。培训至少能提供关于指数性质、用途、编制方法等方面的背景知识。培训和发展可以采取不同形式，可包括：

- 由基层经理或主管进行指导；
- 参加基础培训或阅读手册；
- 跟随一名有经验的价格采集人员。

12.94 书面的培训计划有助于根据本机构的目标确定培训和发展需要。它还有助于确定提供培训满足这些需要所需的资源，并评估是否有效提供了培训和是否实现了目标。

为编制人员和采集人员提供的特定培训

12.95 针对个人的角色及其工作，需提供特定技能方面的进一步培训。培训应当不仅仅限于引导阶段，以涵盖程序的变化。如果表现不佳，需重新培训。

12.96 价格采集人员需接受实地程序方面的专门培训，包括与店主的关系，选择和确定有效价格，某些项目（如季节性项目）适用的特殊规定，如何填写表格，如何使用手提计算机等。指数编制人员需接受以下专门培训：核实程序和一致性检查，计算集中采集的指数，加权步骤及如何加总价格，如何处理季节性项目，对某些部分（如住房）采用的特殊程序等。还应提供地方性或全国性交易或统计规定、经济学和商品信息方面的培训。

12.97 价格采集人员与指数编制人员之间的互动有很多好处。另外，国家统计局与行业商品专家之间的联系也有好处。这些专家可以就有关问题提供建议，如识别特定项目（例如电子产品、个人计算机、服装和鞋类）的质量特征。

12.98 如果总部的统计人员负责管理总部所在地区的价格采集工作，他们就能直接了解所涉及的问题。这使他们能够在出现困难时提供协助。同样，采集人员及其管理者可分批对总部进行定期走访，这有利于鼓舞他们的士气。价格采集人员如果感到他们属于一个团队，看到他们的工作被赞赏，觉得他们的问题被理解，则他们可能会做得更好。走访总部有助于传达这样一个信息，即他们在工作中的准确无误和尽职尽责对于指数的质量

至关重要。另外，价格采集人员走访总部还有助于统计人员随时了解实地的情况，并了解关于新产品和质量变化的更多信息。

12.99 同样，指数编制人员也不妨时不时地走访实地，参与价格采集工作，或只是观察有关过程。这将使他们更好地理解与价格采集有关的实际问题，更好地认识数据（因此更好地理解指数的质量），并使他们掌握有关技能，在出现紧急情况时协助价格采集工作。

文件

12.100 手册或其他文件（例如案头操作指南）可以用于初始培训。此后，采集人员和编制人员可随时查阅其中的所有相关规则和程序。应当对文件进行良好的组织和索引，以便在出现问题时迅速找到答案。

12.101 所有相关人员应当检查文件，并应定期更新文件。对文件的修改一旦足够多，就应当以一份经过整理的新文件替代。一个办法是使用活页手册，以便在必要时替换某些页。另一个办法是保存文件的电子版，由指定人员进行更新。重要的是以系统和可控的方式更新文件。有各种软件帮助统计人员完成这一工作。

12.102 使用标准电子软件编制文件有以下三项好处：

- 更高效地编制文件，因为软件有助于对信息进行初始汇编，降低印刷和散发纸质文件的必要性；
- 使工作人员掌握更多信息，因为他们能够随时以电子方式查找最新文件（包括案头操作指南），查找时可按标题和作者进行搜索；
- 质量控制更加有效，因为作者可以方便地进行修改并标注日期，并且非作者只能以“只读”方式进入。

检查

12.103 培训可被视作连续质量管理的重要部分。可以让工作人员参与业务检查。在检查中，团队中的所有成员都有机会提出问题，并在适当的情况下通过个人或小组培训解决特定问题。

第十三章 公布、散发和用户关系

导言

13.1 消费者价格指数是最重要的统计数据序列之一。如果按潜在的影响来划分统计数据，则消费者价格指数及其变化形式总排在第一位。因此，必须根据为这种数据制定的政策、操作规范和标准，予以公布或以其他方式进行散发。

13.2 因此，消费者价格指数必须：

- 尽快公布；
- 同时向所有用户公布；
- 按照预定的时间表公布；
- 与部委评论分开公布；
- 以方便用户的形式公布；
- 附带方法说明；
- 由专业统计人员和经济学家提供支持，他们能回答问题并提供进一步信息。

13.3 最重要的是，消费者价格指数应达到《官方统计基本原则》（联合国，1994年）的要求。这些原则在联合国及联合国欧洲经济委员会（欧洲经委会）网站上以多种语言公布。它们涉及数据公布和统计工作的所有方面。本章讨论这些原则和其他标准。

以时间序列表示水平和变化

13.4 人们普遍认为（尽管并不绝对），反映具备最新数据的月份与上年同月之间总体价格变化的指数最为重要。通常还将这种年度变化与一个月前的年度变化进行比较。第230页专栏13.1中的公布示例就是这样一个例子。另外，还可以侧重于最新的月度变化，或在一定程度上侧重于季度变化。

13.5 采用该例所示方法的理由如下。12个月的比较能够反映较长时间内的价格变化，参照的是在其他方面各年类似的期间。因此，季度性因素不太可能有影响。另外，对于通常集中决定的价格变化，例如，与公用事业价格有关的变化，以及间接税的变化（直接影响价格），往往是按年度时间表实行的，每年同一个月或同几个月发生变化。但也可能有一次性变化，这种变化会对指数产生影响。

13.6 一些新闻发布稿可能突出某月与上个月之间的变化，特别是对于消费者价格指数的某些组成部分。

必须小心列示这种数据，避免使人产生误解，例如，误解为一个月2%的变化类似于一年24%的变化。

13.7 另一个普遍做法是，确定过去的一个参照月份（或更长期间），其价格指数定为100。所有随后月份的指数都是参照月份或期间的百分数。事实上，是通过作为基数的那个指数来计算其他变化的。

13.8 指数通常只表示到小数点后一位，这里所说的其他变化也是如此，所以必须对数字进行四舍五入。然而，这种情况下的四舍五入可能使人对类似变化产生错误印象，因此必须予以解释，特别是当价格变化幅度相对较小时。

13.9 还必须小心区分以下二者，一是基本月度指数的百分点（通常几年前定为100%），二是某个月和下个月之间的百分比变化。如果某个月的指数是200，下个月是201，则可将变化描述为1个百分点（相对于指数定为100的那个期间），或半个百分点（如果前一个月定为100%）。这两种形式都是正确的，但它们是相对于过去不同时点的百分数。因此，必须明确哪个是基期参照点。

13.10 定为100的参照期通常称为“基期”。但这往往是选择相对具有任意性的日期，几年变化一次，不一定与统计方法变化或采用新的货物与服务篮子的时间有关。在对统计方法做出说明时，应明确参照期。

13.11 根据定义，消费者价格指数是一种指数，因此不是价格水平或价格序列的绝对变化。但在列示消费者价格指数的过程中，要计算各类货物与服务的平均价格。因此，有可能公布各组货物或服务的某些平均价格，以及用以计算平均值的那些价格的上限和下限。指数的一些用户认为平均价格水平有用。因此，应向希望得到有关数据的研究人员提供这些平均价格。但应指出的是，对于任何给定的一组货物或服务，价格水平数据可能不如价格变化指数可靠。

13.12 到目前为止，本章只针对最广义的总量，未涉及价格子群或消费者价格指数的变化形式，它们可能包括或剔除某些项目。前面所述所有内容都针对消费者价格指数的最普遍形式，通常涉及一个特定国家的“普通消费者”，并几乎包括该国的所有消费者价格。但它同样可指一国的地区，或某些群体（如领取养老金的人），或衡量价格变化的相关方法或其他方法。下文第13.24段至第13.37段介绍了相关方法或其他衡量方法以及分类指数。

指数的季节调整与修匀

13.13 第二十二章介绍了对季节性产品的处理和季节性影响的估计。本章讨论这种经过调整或修匀的数据序列的公布。

13.14 多数经济统计数据序列既以经过季节调整的形式列出，也以未经过季节调整的形式列出。但消费者价格指数通常不经过季节调整，尽管有时也作这种调整。对于任何序列，通常使用最新数据对季节性因素进行频繁的重新计算，所以可以追溯性地修改经过季节调整的序列，但通常不修改未经过季节调整的消费者价格指数。

13.15 将某个月与上年同月进行比较时，假设各年的季节性特点基本相同。但可能有一些月份例外，在这些月份中，通常的季节性变化提前或延迟。应将这种特殊情况视作消费者价格指数或其某个组成部分发生变化的可能原因之一。

13.16 一年以内的变化当然容易受到季节性因素的影响。为了将季节性因素与其他因素区分开来，有必要估计季节性影响，并将其作为导致指数变化的因素。

13.17 尽管消费者价格指数本身通常不经过季节调整，但消费者价格指数的某些变化形式可以经过季节调整，原因可能是它们更易受到季节性影响，并且在必要时可对它们进行追溯性修改。如果这种变化形式是经过季节调整的，则必须说明原因。与未经过季节调整的原有数据序列相比，经过季节调整的序列通常更为平滑。一些其他方法也可以修匀月度序列，例如使用三个月移动平均值。

13.18 统计机构在公布消费者价格指数序列时通常不修匀数据。各月间的消费者价格变化通常不会过于反常以至掩盖价格趋势。如果有反常变化，指数编制者通常能够解释原因。无论如何，如果公布经过季节调整或修匀的序列，则必须同时公布未经调整和经过调整的序列，以便让用户清楚地了解调整过程的影响，使他们知道价格发生了怎样的变化，能否将变化归因于季节性因素。同样，应详细解释为什么采用某种季节调整方法。

分析引起变化的原因

13.19 消费者价格指数是许多货物与服务的集合，这些货物与服务的价格变化幅度不一，其中一些可能上升，另一些则下降。许多指数用户希望了解，哪些货物与服务对指数变化的影响最大，哪些价格与总体价格趋势的步调不一致。

13.20 负责计算指数的统计人员完全能够分析价格变化原因，并且完全能够在公布指数时提供这种分析。应当提供充分详细的信息，以便让用户自己了解各组价格发生了怎样的变化。另外，为了协助新闻记者和其他从事时效性工作的人，统计人员应指出哪些货物或哪类产品价格变化对总体消费者价格指数产生主要影响，以及哪些货物的价格变化与总体变化最为不同。可以用表格和图的形式列示有关统计数据，以便比较趋势。同样，对于那些不是非常明显、但从所公布数据中仍可看出的价格变化，统计人员应说明原因。例如，如果一年前有大幅价格上涨或下跌，则会影响当前的年同比变化，不管目前价格发生了怎样的变化。

13.21 分析变化原因时，还应考虑任何事先宣布的价格变化，或自上次价格报告日以来的主要变化，这些变化会影响今后几个月指数的变化趋势。

对指数的经济评注和解释

13.22 在进行上述分析时，统计人员必须保持客观，从而使数据用户能够明确区分数据本身和对数据的解释。因此，必须小心避免就现行政策对价格变化的影响或价格变化可能对未来政策产生的影响做出任何判断。有关数据应被视作好消息还是坏消息，应由用户自己决定。统计人员在这方面所起的作用是，尽可能方便用户根据自身的经济或政治观点形成自己的判断。

13.23 有几种方法可用以防止分析的客观性受到表面或实际的损害。首先，也许是最重要的一种方法是，独立公布数据，与任何部委评论或其他政治评论分开。另一种方法是以一致的方式提供分析，即每个月列示数据的格式应基本相同（见下文第 13.38 段至第 13.41 段）。例如，每个月的表格和图应涵盖相同的期间，使用相同的基线。

列示相关或其他指标

核心通货膨胀

13.24 出于经济分析目的，应当衡量“核心”或“基础”通货膨胀，剔除短期因素造成的通货膨胀率变动。换言之，核心或基础通货膨胀衡量的是通货膨胀的持续或普遍趋势。例如，中央银行在制定货币政策时需衡量通货膨胀的一般趋势。因此，经济学家和统计人员日益重视衡量“基础通货膨胀”。

13.25 可以通过几种方法衡量基础通货膨胀。多数方法侧重于减轻或消除那些异常波动的价格或特别大幅的价格变动所产生的影响。最传统的方法是酌情剔除消

费者价格指数的某些组成部分。剔除哪些项目是根据统计人员对特定项目波动性的了解，取决于一国的经济状况。根据这种方法，一般剔除以下项目：鲜肉、水果和蔬菜，以及石油。许多国家还剔除进口品、政府收费和政府管制的价格。一些国家进行相关计算以排除间接税（如增值税）的影响。当然，必须谨慎，防止剔除过多项目，使剩余项目过少，不能代表总体。

13.26 其他方法包括修匀技术，例如，将三个月平均通货膨胀率转换成年率。一种更困难的方法是剔除离群值，即那些价格升幅最大或最小的项目。

其他指数

13.27 其他指数的一个例子是“税收和价格指数”，在这种指数中，考虑所得税，有时还考虑社会保障缴款。这种指数衡量的是，一个纳税人的总收入需要多大变化才能维持其支出能力。它将直接（所得）税的变化与消费者价格的变化结合在一起。

13.28 另一个例子是反映剔除间接税（如销售税）和关税的价格变化的指数。通过与消费者价格指数本身进行比较，这种指数可以显示间接税（如销售税）变化对价格的影响。

13.29 这两个例子都涉及某种形式的税收。它们比消费者价格指数本身复杂，并且，不像衡量典型的消费品和服务篮子价格变化的指数那样，在直观上具有吸引力。因此，应当在核心指数的基础上，将其作为引起兴趣和具有启发意义的指数形式。必须明确指出，这些指数不能替代、也不优于消费者价格指数。

13.30 另一个例子是欧盟的调和消费者价格指数（HICP），用于对欧盟经济体的价格变动进行比较和加总。由于各国的购买习惯不同，HICP 不对指数涉及的所有国家采用统一的货物篮子，但以其他方式协调概念与方法。没有哪个欧盟成员国用 HICP 作为本国的消费者价格指数，因此，每个成员国还编制和公布本国的指数。尽管在使用欧元作为货币单位的欧洲国家，HICP 已成为一个重要指标，但它是一个相对新的指数，仍在发展之中。这个例子说明，公布一项其他指数可能产生关于该指数是否优于各国消费者价格指数这样一个严肃问题。因此，必须明确解释基本概念（总体上将 HICP 与各国消费者价格指数相区别的概念），并在一定程度上详细解释为什么具有不同结果。1996 年之前未计算 HICP，因此无法对此前的价格做出比较。如果在任何列示形式中都不能明显看出起始日，则应注明起始日。

13.31 另一个概念是生活费用指数（COLI），该指数衡量的不仅是与购买同一货物篮子有关的成本变化，而是与向消费者提供相同的效用或有用性时有关的变化。各国通常不会定期计算 COLI，但用户往往将消费

者价格指数视为生活费用指数。应当在背景注释中明确说明这是否确为消费者价格指数的概念。

分类指数

13.32 各国通常根据数千项单个价格记录，计算数百种产品（如面包或鞋类）的价格指数。因此，分类数目可能确实很大。

13.33 一种分类形式是将项目或产品分组，各组加到一起就构成整体的消费者价格指数。这里的一项重要考虑因素是各分组内产品的关系。例如，可以列出食品指数，在食品这一标题下，可以进一步列出谷物与蔬菜的指数。

13.34 在提供相关产品的分类数据时，首先要考虑的一项因素是一致性。也就是说，应确定一组分类，每月都计算和提供它们的指数。用户通常非常重视每个月能够连续进行分析。

13.35 另一项考虑因素是，按国际标准将指数分成各组货物与服务，从而便于跨国比较。一些国家具有自己的分组方法，在现行国际标准发布之前就已实行。列示分类数据时普遍认可的国际标准是《按目的划分的个人消费分类》（COICOP）。例如，它被用于调和消费者价格指数（HICP）。COICOP 根据一般使用目的（如“运输”或“住房和住户服务”）对项目进行分组，因此，它将同一小组内的货物与服务结合在一起。但按照许多国家国内分类方法划分的小组，货物与服务不在同一小组内。如果一国的消费者价格指数是按照与国际标准不同的部门进行分类加总的，则可取的做法是同时按 COICOP 进行划分，或者至少表明本国分类方法与国际标准之间的关系。本手册第三章更详细地介绍了 COICOP 和相关的“产品总分类”（CPC）。

13.36 另一类分类指数与消费者价格指数基本相同，只是剔除了某些项目。前面介绍的核心指数就是一个例子。可以认为，HICP 也是这样一种指数，因为它剔除了非货币性支出。一些国家除了公布包括所有项目在内的消费者价格指数外，还公布剔除某些支出的指数。一个例子是将住房抵押贷款利息从住房成本中剔除。

13.37 在列示所有相关或其他指数时，应明确其定义。另外，还应阐明公布原因。最为重要的是，不应暗示分类指数比消费者价格指数本身更有意义或更好。

新闻发布稿、公告和方法说明

13.38 专栏 13.1 中的公布示例是一个虚构国家新闻发布稿第一页的例子。还可以有其他形式。例如，可以包括经过季节调整的指数。如示例中显示的，公布时应包括以下信息：

- 公布机构的详细情况；
- 公布日期和时间；
- 新月份相对于上年同月的百分比变化；
- 与上月变化的比较；
- 关于引起变化的产品组以及任何重要分类价格的信息；
- 注明从哪里可以查到更多信息。

注意，不对价格变化的政策或经济原因做出任何判断，也不对变化是好是坏做出任何判断。

13.39 仅从一个例子还无法明显看出新闻发布稿的格式每月应当相同。使用统一的格式很重要，以防止给人造成这样的印象，即选择不同的格式是为了显示某种希望的趋势，例如通过选择起始日期。

13.40 新闻发布稿的其他页应列出月度指数（基期等于 100），据此计算百分比变化。还应列出主要货物与服务组的类似指数。还可以使用图表，例如用图表说明哪些价格对总体消费者价格指数的贡献最大或最小。

13.41 如果还公布消费者价格的任何其他变化形式，则应简要说明指数间的差异，包括方法上的任何差异。如，需做出说明的这类指数变化形式包括：各国以欧盟 HICP 方法为基础编制的指数，任何地区指数，或不包括特定消费支出（如购房）的消费者价格指数。新闻发布稿应包含对方法的简短说明，如专栏 13.2 中给出的。可以在手册中提供更详细的解释。

专栏 13.1 消费者价格指数的公布示例

[国家名] 统计办公室

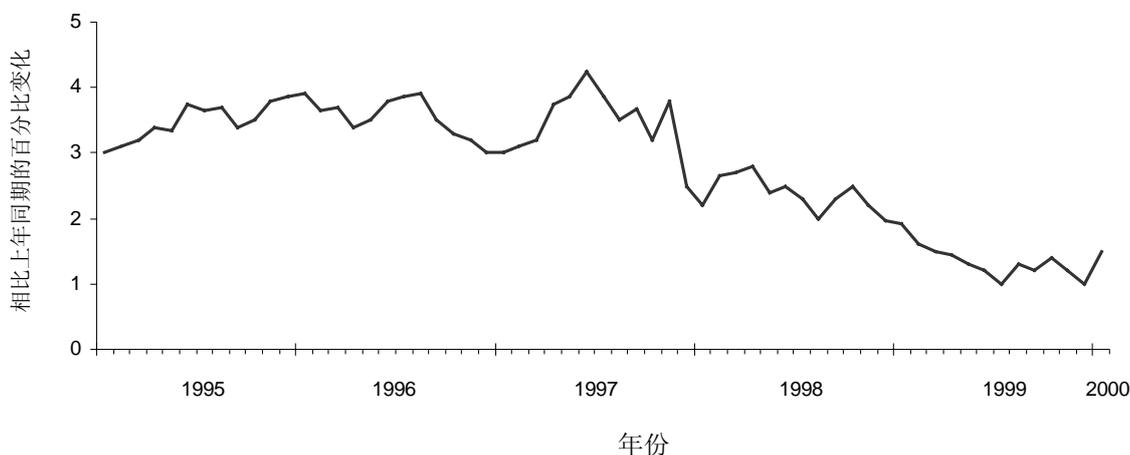
2000 年 2 月 18 日，星期五，上午 11:00 发布。

消费者价格指数 (CPI)

2000 年 1 月：新闻发布稿

2000 年 1 月，消费者购买 CPI 篮子中的货物与服务比 1999 年 1 月多支付 1.0%。此 12 个月的变化比 1999 年 12 月记录的 12 个月变化 (1.5%) 幅度小，但比 11 月的变化 (0.9%) 幅度大。

过去五年消费者价格指数相比上年同月的百分比变化



对 1.0% 增幅的主要贡献

价格增幅最大的是服装和鞋类，增幅最小的是娱乐和文化。在能源价格中，汽油价格上涨显著。家具和家用品价格下降。本新闻发布稿第×页的表列出了产品组的变化。

发布单位：×××××统计办公室，地址×××××

新闻查询热线 1 111 1111 公共查询热线 2 222 2222 (最好能提供联系人)

对消费者价格指数的背景说明见附件。

我们的网站上登载了更多说明和更多详细信息，网址是×××。

专栏 13.2 对方法的示例性说明——含在消费者价格指数新闻发布稿中

消费者价格指数 (CPI) 衡量什么, 如何衡量?

包括所有项目在内的消费者价格指数 (CPI) 是衡量通常所称的通货膨胀的主要指标。它衡量多数住户购买的货物与服务在各月的平均价格变化。

每个月从商店及货物与服务的其他供应者那里采集价格。从定期住户预算 (或支出) 调查中得到住户对这些货物与服务的支出模式。然后, 将价格和支出模式结合在一起, 计算各组货物与服务的价格指数, 以及包括所有项目在内的价格指数。

我们的《消费者价格指数公告》每月公布总体指数及其所有分项指数。《公告》还包含消费者价格指数计算方法的更多信息。另外还有一本小册子。关于消费者价格指数计算方法的详细介绍, 请见《消费者价格指数技术手册》。欲了解这些出版物的更多信息, 以及如何获得这些出版物, 请访问我们的网站 www.ous.gov, 或拨打本新闻发布稿前面提供的电话号码。

公布消费者价格指数的国际标准

13.42 有许多国际标准, 在一般或专门意义上适用于消费者价格指数。本章导言列出了一些基本原则, 它们以某种形式体现在许多国际标准中。一个非常一般性的原则, 但从其性质看是根本性的, 就是联合国的《官方统计基本原则》。该原则在联合国及联合国欧洲经济委员会网站上以多种语言公布。它不仅针对数据公布, 还涉及统计工作的所有方面。

13.43 国际货币基金组织的标准与数据公布尤为相关。有两项标准针对包括消费者价格指数在内的统计数据。一项标准是“数据公布通用系统”(GDDS), 另一项是“数据公布特殊标准”(SDDS)。GDDS 提供了一个通用框架, 一些特定指标定义为“核心”指标, 其他定义为“鼓励采用”的指标。SDDS 是建立在 GDDS 框架基础上的, 但要求更高, 只适用于那些以书面形式向国际货币基金组织执董会表示参加的国家。两项标准都可从基金组织的网站上查到。

13.44 关于数据质量, GDDS 要求提供关于数据来源和方法、分项细节和核对程序的信息。关于数据“真实性”, 它要求在以下方面制定公开的标准: 保密性、数据在公布前对政府内部的可得性、说明部委所作评论、提供数据修正信息并提前通知统计方法的重大改变。关于“数据对公众的可得性”, 它要求事先宣布数据公布时间, 并让所有用户同时得到信息。关于数据类别表格, 它将消费者价格指数确定为应每月公布的核心指标, 并要求在数据采集日后一至两个月公布。所有这些标准都体现在本手册中。国际劳工组织也公布了关于劳动力统计数据公布做法的指导原则 (国际劳工组织, 1998 年), 可以从国际劳工组织的网站上查到。

消费者价格指数的公布时间

13.45 消费者价格指数应尽快公布, 但同样重要的

是, 应严格按照的时间表公布。另外, 还必须尽可能提前发布数据公布时间表。具有固定的公布日期, 并提前较长一段时间公布这一日期, 这非常重要, 原因有二。其一, 减小出于政治目的操纵公布日期的可能性。其二, 让用户放心, 使他们相信公布日期是按照尽早的原则确定的, 并且没有纯粹出于政治原因而被推迟 (或提前)。第三个好处是, 用户知道何时获得数据, 并能为使用这些数据做好准备。

公布及时性与数据准确性

13.46 基金组织的 GDDS (见上文第 13.43 段和第 13.44 段的介绍) 建议, 消费者价格指数在每个月采集数据后一至两个月内公布。在实际中, 多数国家在指数所针对月份之后的那个月的月中公布消费者价格指数。这样做是可能的, 因为在很多情况下, 数据主要是在最新数据所在月份的有限一段时间内采集的。因此, 统计人员有一定时间核对和分析数据, 并准备很多表和图, 用以公布数据。

13.47 指数的准确性尤为重要, 因为很多方面依赖消费者价格指数。除了对经济政策的影响外, 消费者价格指数在许多国家被用于各种合同。最为人熟知的合同用途也许是对工资和薪金进行指数化调整。另外, 很少对消费者价格指数进行修正, 部分原因是消费者价格指数公布后很少再有更多数据产生, 另一部分原因是指数在合同中的运用方式。这是消费者价格指数与其他经济或社会经济总量的主要区别。

13.48 因此, 尽管及时性很重要, 但必须保证有充足的时间, 以适当地编制数据, 并进行彻底核对。在多数情况下, 不允许在公布后对未经季节调整的消费者价格指数进行修正。欧盟的 HICP 是一个例外, 该指数不时得到修正。如果对任何数据序列做出修正, 则在公布新数据时, 必须详细描述和解释有关变化。如果统计方法上有任何变化, 则通常提前告知。在这种变化发生之前, 应提醒用户注意。

数据可得性

13.49 消费者价格指数与其他统计数据一样，应当让用户获得尽可能多的数据。有两方面原因。首先，详细数据对于一些用户的分析可能非常有用。其次，数据可得性有助于促进对数据的信心。

13.50 然而，向用户提供的数据数量是有限制的。一个原因是保密性，本章下一部分讨论。另一个原因是多数用户能够吸收的数据数量。另外，公布那些可能被极少用户需要的大量数据时，所产生的成本也是一个原因。

13.51 一般而言，消费者价格指数及其主要组成部分具有十分广泛的重要性，因此通过新闻发布稿免费提供。但更详细的数据往往只通过书籍和其他媒介公布，并且收费，以在一定程度上弥补公布成本。同样，应某一特定用户的要求而提供的特别分析通常根据所涉及的工作收费。

13.52 下文第 13.53 段至第 13.58 段还探讨了通过各种媒介向用户提供的数据数量。

保密性

13.53 尽管一般而言应当向用户提供尽可能多的数据，但有一些原因能够说明为什么保密性在某些情况下很重要。首先，一些数据是在达成以下谅解的情况下从零售商或其他方面获得的，即数据只用于与其他数据加总，不以任何其他形式公布数据。这一点在自愿提供数据的情况下尤为重要，而数据往往是以自愿方式提供的。其次，采集价格时只抽取某些特定品牌的产品，作为更多产品的代表。如果公开哪些品牌包括在指数内，哪些不包括在内，则有可能通过操纵少数价格而有意影响指数组成部分。

13.54 了解在一个月中的哪一天采集或可能采集价格数据，这甚至也会使零售商或其他方面在某一天改变价格而使某些构成价格指数产生偏差。但这只是一种短期危险，无法持续。

电子公布

13.55 互联网（World Wide Web）作为公布媒介，有几个优点。对数据编制机构而言，公布成本相对较小。不涉及印刷或邮寄成本。一旦数据登在网上，所有网络用户都能同时获得数据。在网上登载大量数据的成本与登载少量数据差别不大。网络用户下载数据而不必重新

键入，从而提高速度，减少传送或转换错误。

13.56 通过互联网公布数据的缺点之一是，不是所有数据用户都有相同的上网渠道。另一个重要缺点是，用户可能直接去查数据，而不阅读数据诠释，而数据诠释对于正确理解数据可能至关重要。另外，用户通过电子形式广泛散发消费者价格指数可能与统计机构公布指数一样容易，从而使用户能够在公布时间之前抢先于统计机构散发指数，散发时可能无数据诠释，而数据诠释对于正确理解数据可能至关重要。

13.57 理想的情况是，向媒体和其他用户同时公布消费者价格指数和任何基本的数据诠释。一些统计机构为确保这点而采取的做法是，在官方公布时间之前半小时将记者召集在一起，向他们提供印好的新闻发布稿，解释数据，并回答问题。然后，在公布时间，允许记者将数据传给他们所在机构，在更广范围内散发。

13.58 根本的一点是，必须认真确保消费者价格指数在同一时间向所有用户提供，无论使用什么公布媒介。

与用户的磋商

消费者价格指数的不同用途

13.59 第二章较详细地介绍了消费者价格指数的不同用途。重要的是向消费者价格指数的潜在用户解释哪些是适当的用途，哪些不是。为此，必须解释消费者价格指数是如何编制的，并提供关于数据来源和方法的详细信息。另外重要的一点是，应随时对其他指数或分类指数做出解释，表明它们的用途与消费者价格指数本身有什么不同。

方法说明

13.60 在每月公布消费者价格指数时，用户急切希望看到主要数字，并使用这些数字。他们一般不愿关注对数据方法的解释。然而，希望了解方法说明的用户必须能够得到这些信息，并且应当以不同专业水平和兴趣的用户都能理解的方式提供这些信息。必须对方法的任何重大变化做出充分解释，并尽可能提前通知有关变化。

13.61 除了新闻发布稿中的简要陈述外（见上文第 13.38 至第 13.41 段），至少还应在两个层面提供方法说明。应当提供一本小册子，对消费者价格指数的历史、原则和做法以及可能具备的任何其他衡量方法做出解释，供非专业人士参阅。还应随时提供对数据来源和方法的更全面解释，供有充分兴趣的人及其他用户（如首次编制消费者价格指数的统计人员）参考。必须对这些信息进行更新，尽管统计机构面临着更重视数据结果而牺牲文件说明的压力。如上文所述，应随时提供对数据

来源和方法的全面说明，这对于维护对消费者价格指数的信心和信任至关重要。

咨询委员会的作用

13.62 对于消费者价格指数这样重要的统计数据，必须有一个咨询委员会或一组委员会来代表用户和编制机构。在消费者价格指数编制过程中有许多存在争议的问题。很多国家在一些问题上出现过激烈争论，例如，哪些部分应当包括在内，哪些部分应当剔除。咨询委员会的作用是，研究有争议的问题和其他问题，并提出建议。咨询委员会的另一项同样重要的作用也许是，它的存在就能提供一种保障，使人相信消费者价格指数值得信任，不是一种政府宣传工具。

13.63 在成立咨询委员会不是典型做法的国家，统计人员可能担心，让非政府人士参与进来，可能会对统计机构产生过高期望，从而提高普通大众的不满意程度。事实上，将非政府用户包括进来有助于更好地理解在满足理论需要上有哪些现实情况和实际约束。对于已具备咨询委员会的统计机构来说，这是其普遍经历——咨询

委员会包括来自政府内部和外部所有主要用户的代表。因此，咨询委员会的成员应当由那些对指数有不同兴趣的人组成，包括学术界人士、雇主、工会代表和其他人士。另外，咨询委员会的报告应全文向公众公布，并且不应有不适当的拖延。

对指数质量的解释

13.64 消费者价格指数在不同层面上受到质疑。它通常针对普通消费者，但每个消费者都具有不同于他人的支出模式，他们可能注意到一组价格，而没有注意到其他价格的变化。也许更重要的是，人们可能怀疑消费者价格指数没有跟上新的货物与服务类型、产品质量改变、零售业的新形式等变化。

13.65 鉴于存在这种怀疑，指数编制机构必须愿意讨论这些问题并对如何处理这些问题做出解释。如这里探讨的其他问题一样，指数编制机构必须坦诚地说明其方法，以及它们在多大程度上能够或不能解决已识别出来的潜在或实际问题。因此，编制指数的统计机构应公布对质量方面问题的说明，无论指数质量当前是否受到怀疑。

第十四章 价格统计体系

导言

14.1 本章将重点讨论那些将主要价格指数（包括消费者价格指数）联系起来的产品和服务价值总量，并对第三章所涉及的消费者价格指数（CPI）范围和第四章所讨论的指数权数进行更深入的探讨。此外，本章还将深入讨论样本单位和产品集的定义（见第五章）。

14.2 首先将某个范围的产品和服务的价值总量定义为这些产品和服务的价格乘以其数量之积所得的总和。可以将价格指数的特征描述为：用以反映因价格变化而引起该价值总量发生相对变化的因素。正因为如此，所有主要价格指数公式都可以表示为：以商品和服务项目在价值总量中所占的份额为权数的价格比的加权平均数。最著名的价格指数公式表示为：以份额为权数的价格比的加权平均的价值总量——见第一章，等式（1.2）和第十五章，等式（15.8）的 Laspeyres 指数；第一章，等式（1.3）和第十五章，等式（15.9）的 Paasche 指数；第一章，等式（1.11）—（1.12）和第十五章，等式（15.21）和（15.81）的 Walsh 和 Törnqvist 指数。第一章，等式（1.10）和第十五章，等式（15.12）的 Fisher 理想指数，作为 Laspeyres 指数和 Paasche 指数的几何平均数，也是根据价值总量推算的支出份额的函数。

14.3 为了定义价格指数，首先需要了解价值总量的某些情况。在涉及价值总量时，需要对价格指数的以下方面进行界定：

- 指数中应包括哪些产品或项目；
- 如何确定项目的价格；
- 应该将涉及这些项目的哪些交易纳入指数；
- 如何确定权数，应该根据哪些来源的数据来确定这些权数。

除了主要价格指数的价值总量内容外，本章将讨论价值总量的计算和时间属性。这些属性对指数编辑人员如何定义价格和价格指数的权数有着重要的影响。

14.4 经济统计系统中的四个主要价格指数为：消费者价格指数、生产者价格指数（PPI）、出口价格指数（XPI）和进口价格指数（MPI）。这些指数是著名的宏观经济运行情况的指标，因此受到人们的密切关注。在各类交易以及其他产品和服务流中，它们是反映货币购买

力的直接指标。因此，这些指数对于政府制定和实施货币政策和财政政策有着重要的作用。它们可作为缩减指数对生产和消费的产品和服务量进行综合衡量，因此还可提供整个私人部门的经济决策的信息。这些指数不只是（或不应该只是）涉及一系列不相关的价格指数，相反，通过这些指数，人们可以不断对有关产品和服务的生产、消费和国际交易的价格趋势进行全面了解。根据寓意来看，所有这些指数是否重要，在很大程度上都源于每个指数的价值总量是否重要。尽管还有其他重要的价格指数（本章对其中的大多数指数进行讨论），但在大多数国家，这四个指数是价格统计系统的中枢，因此，将对这四个指数予以特别关注。

14.5 第 14.8 段以后的内容将探讨四个主要价格系列之间的关系，在讨论时，将这些价格系列与《1993 年国民账户体系》（《SNA 1993》）中定义的某些关联总量联系起来。多年来，国民账户体系（SNA）经过了多次修改，本手册中所提到的是最新版本《1993 年国民账户体系》。在本手册中，国民账户体系是指一般意义上的国民账户体系，而《1993 年国民账户体系》特指最新的国民核算体系。消费者价格指数的覆盖面来自于国民账户体系中的各种核算。在讨论过程中，将说明国民核算中的每个价值总量的构成是否与消费者价格指数数据以定义的总量相关以及它们之间是如何关联的。除了四个主要的价格指数和一系列有用的补充价格指数外，本章还将简要讨论经济统计体系中的劳动报酬指数和购买力平价。

14.6 正如第二章所述，在各个国家中，消费者价格指数的用途很多，但我们可以根据两大主题对消费者价格指数进行分类：以消费为主题的消费者价格指数（有时又称为生活费用）、以交易为主题的消费者价格指数（通常称为通货膨胀）。赞成以交易为主题的人士通常将这种消费者价格指数称为获取法消费者价格指数，这一概念源于早期的《消费者价格指数：国际劳工组织手册》（Turvey 等人，1989 年），该手册采用这一术语来区分交易（如，房主自用住宅）的不同处理方法（第 15 页）。在国民核算体系中，“获取法消费者价格指数”的含义不同：住户对产品和服务的消费不仅包括由住户本身获取的产品和服务，而且包括由非营利机构和政府为住户获取的产品和服务。因此，我们采用了“交易”一词。根据《国际劳工组织手册》界定的术语，我们

所指的“消费法”消费者价格指数应该称为“使用法”消费者价格指数。两者都与国民核算体系现用的术语一致。

14.7 两类消费者价格指数都以住户的价格经历为导向，但正如其名称所示，“消费法”消费者价格指数侧重于住户最终消费支出的项目价格，而“交易法”消费者价格指数侧重的是住户最终消费和资本形成货币最终支出的项目价格。因此，“消费法”消费者价格指数不包括住户的资本形成支出（如，在其自有住宅方面的支出），但可能包括货币消费支出和推算消费支出（如，由房主对自有住宅支付的推算租金）。“交易法”消费者价格指数只侧重于住户最终货币支出的项目价格，因此可能包括住户资本形成支出（如，住宅的净获得支出），但从分类的角度来讲，不包括为考虑住户对产品和服务的有效消费而必须推算的支出。本章将进一步解释国民核算体系的机构部门概念和交易类型，可以根据这些交易类型，确定“消费法”消费者价格指数与“交易法”消费者价格指数之间的关系，并将两者区分开来。以下部分将在必要的时候，对支出的类型进行讨论，这些类型的支出用以定义这两大类交易的项目和权数，讨论指出，与“消费法”消费者价格指数相关的支出总和为支出总量#1，而与“交易法”消费者价格指数相关的支出总和为支出总量#2。

国民核算作为价格统计体系的框架

14.8 国民核算体系涉及的是产品和服务交易及其他流量的价值总量，是这类价值总量的核心体系。显然，该体系具有广泛的经济意义。毫无疑问，主要价格指数的价值总量不必与国民核算中的主要价值总量一致，但国民核算总量却代表了经济中产品和服务的主要流量以及有形和无形存量的水平。因此，主要价格指数与这些总量之间应该有着明确的关系。本章将介绍各国当局在其主要价格指数中目前普遍采用的以及将来打算采用的价值总量，将根据国民核算体系中确定的构成来获取价值总量。

14.9 《1993年国民账户体系》对国民核算体系描述如下：

1.1 国民核算体系包括一整套完整一致的宏观经济核算、资产负债表和表格，这些核算、资产负债表和表格以一整套国际认可的概念、定义、分类和会计规则为基础。国民核算体系为经济数据的编辑和报告提供了一个综合的框架，为经济分析、决定和决策提供了便利。

核算涉及经济体内发生的主要经济活动，如，生

产、消费、融资和资本产品积累，其中的某些流量（如，收入、储蓄、贷款和借款）与产品和服务无关，因此价格和数量的构成不包括这些因素。但国民核算体系还包括一个综合框架——供应与使用表，下文将对此进行详细讨论，该表确定并显示了经济中所有主要产品和服务流量之间的相互关系，并根据概念一致的原则，对这些流量的范围和内容进行了界定、分类和衡量。在该表中，主要产品和服务流之间的关系一目了然，这些流量涉及诸如生产、消费、分配、进口和出口之类的活动。在价格统计涉及一整套经济上互相依存的产品和服务流时，表格可以提供一个理想的框架，来为这种价格统计设计和组织一个内部一致的体系。表格不仅确定了消费、生产、进口和出口价格之间的相互关系，而且还确定了这类价格与主要宏观经济总量，如国内生产总值（GDP）的价格指数之间存在的联系。

14.10 在对价格指数进行概述时，将首先从最高层对主要国民核算总量进行考察，然后对这些总量的基本结构进行分析，为此，将首先分析经济中国民核算体系所确认的经济单位类型，然后根据那些作为主要总量基础的产品和服务流，分析这些经济单位的经济核算。由于这些核算是根据基本产品和服务流量建立的，所以四个重要的总体价格指数——生产者价格指数、消费者价格指数、出口价格指数和进口价格指数——与密切关注的国民核算总量之间存在着确切的关系。

产品和服务的供应与使用总量

14.11 在最高级的总量中，国民核算的产品和服务供应与使用可以用宏观经济学教科书中的简单恒等式来表示：总供应等于总使用。总供应等于产出 Y 、进口 M 以及产品税 T （扣除产品补贴）的总和。总使用等于中间消耗 Z 、住户 C 和政府 G 的最终消费、资本形成 I 和出口 X 的总和：

$$Y+M+T=Z+C+G+I+X \quad (14.1)$$

14.12 等式两边同时减去中间消耗 Z 和进口 M 后，就得出基于生产法（增加值）和支出法的常见的国内生产总值替代表达式：

$$\begin{aligned} (Y-Z)+T &= \text{增值}+T \equiv C+C+I+X-M \\ &= \text{国内生产总值} \end{aligned} \quad (14.2)$$

当然，国内生产总值是衡量经济运行情况的核心国民核算总量，这一点是国际公认的。从本质上来说，国内生产总值是用以衡量生产而不是最终需求的指标。更准确地说，国内生产总值所衡量的是一个经济体内所有经济单位的生产活动获得的增值。由于国内

生产总值不包括进口，所以，国内生产总值的价格指数用以观察内部产生的通货膨胀。在现代统计体系内，价格统计的最重要目标之一就是，编制价格指数，以捕捉国内生产总值及其构成因价格和物量的变化而引起的相对变化。

14.13 正如稍后将要解释的，国民核算体系内的供应与使用表是一个综合矩阵，它通过考察恒等式(14.1)和(14.2)中的分量，对经济进行总体考察。矩阵每一行所显示的是某个商品或某组商品的总使用，而每一列所显示的是源于国内行业和进口的总供应。该表格为不同来源的产品和服务流量数据提供了一个在概念和数字上统一的会计框架。必须按照同样的方式对产品和服务流量做出定义、分类和估价，并且对所有的误差进行调整。表格为编制一整套彼此关联的价格和物量指数奠定了良好的基础。在对整个表格进行分析前，以下部分将对表格的各元素或组成单元进行考察。

制度单位和基本单位

14.14 在建立会计体系和确定等式(14.1)和(14.2)中的主要总量 Y 、 M 、 T 、 Z 、 C 、 G 、 I 和 X 时，《1993年国民账户体系》首先将一个国家的经济分为各类从事经济活动的实体或主体。这些主体被称作制度单位，制度单位包括经济体内部的五类居民部门以及一类非居民部门（世界其他地方部门）。如果一个制度单位的核心经济利益在某个经济体内，那么就认为该制度单位是该经济体的居民单位。从经营角度来讲，可以根据制度单位在一个经济体内实际存在的期限，对核心经济利益做出定义。例如，如果住户在领土的边界内生活了1年或1年以上，那么该住户就是该经济体境内的居民单位。五类居民制度单位为：非金融公司、金融公司、广义政府、住户以及为住户服务的非营利机构(NPISH)。《1993年国民账户体系》将制度单位与拥有生产资产所有权的能力联系起来，因此，在那些可以编制完整的资产负债表的制度单位中，国民核算体系所指的制度单位只占了其中最小的一部分。

14.15 正如上文所述，制度单位的活动可以包括：产品和服务的生产与消费、资本形成、以生产性有形资产和无形资产的形式进行产品和服务积累。为了对生产进行分析，《1993年国民账户体系》确定了比制度单位更小的单位或主体，即基本单位，或地方活动类型单位(LKAU)。在制度单位内，基本单位是为生产而组织的最小单位，其成本和产出可以单独确定。一般来说，基本单位只在一个场所专门从事几类产品

的生产。为了编制生产率统计，分析人员还需要有关生产性和非生产性非金融资产（资本）的详细数据，而这些数据要由来自制度单位（包括多个基本单位）的基本单位提供。正如下文将要阐述的，这是因为这些统计所采用的行业分类或活动分类单位为基本单位，而不是制度单位。有些制度单位的基本单位不只是涉及一个行业。另一方面，基本单位没有必要设立金融资产和债务方面的核算，而且在一般情况下，也无法从拥有多个基本单位的制度单位的核算中获取这方面的数据。制度单位有必要编制基本单位的资产负债表。

14.16 《1993年国民账户体系》将制度单位分为不同的部门（见专栏14.1）。《1993年国民账户体系》不是完全按照制度单位的法律地位，而是按照制度单位的职能对制度单位进行分类的。因此，如果一个政府所有非金融企业生产的产品价格远远高于其成本，而且可以编制相应的资产负债表，那么就可以将该企业归入非金融公司一类，与非金融公司分在一起的是公司法律实体。详细情况，见《1993年国民账户体系》第四章。请注意，《1993年国民账户体系》中的机构部门通常指经济和住户普查或调查中的单位。国民核算体系关注的重点是某个国家或经济领土内居民制度单位的活动，该体系对世界其他地方部门做出了规定（见专栏14.1的S.2），这种规定只是为了了解居民制度单位与非居民制度单位之间的交易。非居民制度单位与其他非居民制度单位之间的交易不在特定国家或区域的国民或区域核算的范围之内。

14.17 将住户制度单位分为不同的部门对于分析价格变化很有用。正如专栏14.1所示，《1993年国民账户体系》根据主要收入来源对住户部门的分部门做出了定义：混合收入（在大多数情况下，为住户企业利润）、报酬（工资、薪资和实物报酬）或财产收入（租金、股息和利息）。但消费者价格指数用户感兴趣的的可能不只是住户部门。除了收入来源外，分析人员通常（也许是更）对收入水平感兴趣。在不同收入水平下，特定产品和服务在住户支出中所占的份额会有差异，这种差异可能比不同收入来源情况下的差异更大。例如，为了说明贫困（低收入）住户的价格经历，我们可能希望了解，在特定产品和服务的支出份额方面，贫困住户是否与非贫困住户之间存在着明显的差异。一个典型的例子就是旧的耐用品支出的相对重要性。正如以下将要阐述的，在国民核算体系中，耐用消费品是根据“获得减处置”的原则进行衡量的。一方面，贫困住户通常是变种产品的净购买者，而富裕住户则是净出售者。因此，对于这两组住户来说，旧产品价变化对消费者价格指数带来的影响是截然不同的。

专栏 14.1 《1993 年国民账户体系》中的机构部门

S.1 经济总体

S.11 非金融公司

主要的分部门：国营非金融公司、国民私营非金融公司和外国控制的非金融公司

S.12 金融公司

主要的分部门：国营金融公司、国民私营金融公司和外国控制的金融公司

- S.121 中央银行
- S.122 其他存款公司
 - S.1221 存款货币公司
 - S.1222 除存款货币公司以外的其他存款公司
- S.123 保险公司和养老基金以外的其他金融中介机构
- S.124 金融附属机构
- S.125 保险公司和养老基金

S.13 广义政府

- 备选计划 n=1，社会保障基金作为政府的一个分支单独列出 S.1314
- 备选计划 n=2，将社会保障基金纳入中央政府、州政府和地方政府，删除 S.1314
 - S.1311 中央政府
 - S.1312 州政府
 - S.1313 地方政府
 - S.1314 社会保障基金

S.14 住户

根据最大收入来源划分

- S.141 雇主（混合收入，拥有一个非法人组织的企业——企业有带薪雇员）
- S.142 自营工作者（混合收入，1 拥有一个非法人组织的企业——企业无带薪雇员）
- S.143 雇员（雇员报酬）²
- S.144 财产和转移收入的接受者³
 - S.1441 财产收入的接受者
 - S.1442 养老金的接受者
 - S.1443 其他转移收入的接受者

S.15 为住户部门服务的非营利机构

S.2 世界其他地方

¹ 为了了解住户部门下的分部门 S.141 和 S.142 是如何形成的，需要对“混合收入”一词进行解释。这又需要对国民核算收入概念“营业盈余”进行分析。一个企业的营业盈余是产出值减去购买产品和服务的支出、投入、工资和薪资、雇主的社会缴款（社会保障和养老金缴款）以及对与产品不相关的生产而应支付的税（扣除补贴）所得的差。从代数的角度来讲，非法人组织住户企业的混合收入相当于其他企业的营业盈余。但是，对于非法人组织的住户企业来说，雇员报酬项目中可能不包括企业所有者或经营者的报酬，因此产出与营业成本之间的差额将包括业主劳动的报酬。对术语的这种区分只是为了说明这些单位业主的工资通常会与营业盈余混在一起。² 雇员的报酬包括工资和薪资及雇主提供的福利（包括雇主的社会缴款）。³ 财产收入包括利息、股息和租金。

制度单位核算

14.18 前面已经通过等式(14.1)和(14.2)确定了经济体中构成产品和服务总供应与使用的初级总量,并根据这些总量推算出国内生产总值。为了了解供给和使用的价格与物量构成是如何分解的,有必要根据经济体中的经济单位的机构部门核算构建这些初级总量。在这一过程中,有必要详细了解这些主体的生产和消费活动,以及这些主体生产和消费的产品和服务类型。对这类信息进行组织的框架就是供应与使用表。该表数据的积累实际上也就是产品份额数“s”数据的积累,这种数据是计算价格指数公式所需要的(第一章、第三章和第十五至第十七章)。有关制度单位一级的所有这些总量被记入《国民账户体系》的基本核算,基本核算包括生产、收入使用、资本和对外产品和服务核算。这些核算记录的是以下方面的最高层总量:

- 生产核算: 产出 Y 、中间消耗 Z 以及增加值 $Y-Z$;
- 收入使用核算: 住户消费 C 和政府消费 G ;
- 资本核算: 资本形成 I ;
- 对外产品和服务核算: 出口 X 和进口 M 。

记录产品和服务交易

14.19 在进一步解释这四个产品和服务核算之前,有必要说明包括这些核算的价值总量中每个项目是如何记录的。第十五章价值总量等式(15.1)中的项目 i 代表的是详细的产品和服务流量(这些流量被分为不同的交易类别)。记录交易需要界定两个概念: 时间确定和估价。

14.20 至于交易时间的确定,每项交易都有一个日期,在国民核算下,当有关单位之间发生付款义务时,就认为交易已经完成。对于产品和服务流量来说,交易是在产品所有权发生变更时,或服务交付时完成的。因此,当所有权发生变更,或服务交付时,就认为交易发生了。一般说来,该时间不一定与实际付款的时间相同。

14.21 国民核算下有两个估价原则,一个是有关供应商的原则,一个是有关用户的原则。对于供应商来说,产品和服务交易是按照基本价格估价的。基本价格是生产商对每单位产品和服务应收的价格。采用“应收”一词是为了说明价格是指卖方已发生交易的价格,“应付”一词是为了说明购买者已发生的交易。由于生产者不收取产品税(如果有的话),但收取产品补贴(如果有的话),所以基本价格不包括产品税,但包括产品补贴。另外,以发票单列的、由其他供应商提供的运输和保险费,或者由其他方、零售或批发服务生产商添加的分销差价也不是生产商收取的,因此也不在基本价格之列。相反,收取的所有这些费用都是由作为买主的用户支付的。因此,用户购买的产品和服务按购买者价格进行估算,购

买者价格是在基本价格的基础上加上税金,减去产品补贴,再加上被纳入的运费、保险费和分销服务差价。

14.22 《1993年国民账户体系》将税区分为产品税和其他生产税。扣减补贴后的产品税 T 包括每单位产品应付的、或按交易产品或服务价值一定比例应付的所有税,包括消费税、销售税、不退还的增值税、进口关税和出口税。产品补贴包括每单位产品应收的或按生产产品或服务价值的一定比例应收的所有补贴,尤其包括进出口补贴。除此之外的为其他生产税和生产补贴,例如,其他生产税包括不动产税和利润税,其他生产补贴包括由政府定期支付的、用以弥补亏损企业成本与收入差额的补贴。在整个生产税和生产补贴中,只有产品税和产品补贴被列入基本价格和购买者价格的定义范围。根据寓意,总量 Y 或 M 中都不包括应付的产品税,但这些总量中包括应收的产品补贴。

14.23 因此,等式(14.1)和(14.2)中的产出 Y 和进口 M 是按照基本价格进行估算的,其中要加上扣除补贴后的产品税 T ,然后得出总供应。读者可能发现,刚才提到的运费、保险费和分销差价好像无缘无故地从公式中消失了。这些服务是包括在产品内还是以发票单列,并不影响购买者在产品和服务方面的总支出。在对整个经济进行考察时,这些交易会被客户冲销。但是,在对行业或活动以及产品细目进行考察时,这些交易将在产品和服务产品中产生再分配效应。下文讨论供给和使用表时,将重新对这一问题进行探讨。

14.24 总使用的构成按照购买者价格进行估价。对于住户和政府的最终消费来说,这一点很容易解释。但对于资本形成支出来说,购买者价格的概念还包括固定资本设备的“安装费”。对于出口来说,购买者价格还包括扣减补贴后的出口税,出口税是根据以边境为界的“离岸价”计算的。下文将依次对四大类别的产品和服务核算进行讨论。

生产

14.25 从事生产的制度单位被称作企业。根据寓意,五类居民制度单位中的任何一类都有可能是企业。表14.1显示的基本上是《1993年国民账户体系》中的企业生产核算,该表对其中某些成分的顺序稍微进行了调整。对于企业下属的基本单位或地方活动类别单位也可采用类似的表格。事实上,从经营的角度来讲,可以将基本单位定义为设立生产核算的最小单位。在有些情况下,基本单位或地方活动类别单位与拥有该单位的制度单位是同义的,至少是与其所属的制度单位不可分离的。例如,只有一个基本单位的公司或非公司组织住户企业就属于这种情况。在其他情况下,一个企业可能拥有多个基本单位。也可以为各基本单位和企业集团(当然,包括机构部门)设立生产核算。此外,还可以为基本单位行业或活

表 14.1 基本单位、制度单位或机构部门的生产核算

黑体的《1993 年国民账户体系》项目是指产品和服务流量

使用	资源
P.2 中间消耗（购买者价格）	P.1 产出（基本价格）
B.1 增加值总额（平衡核算；也就是说，它等于产出 P.1 与中间消耗 P.2 的差额）	
	其中，备忘项目对总产出进行了细分，也就是根据市场/非市场地位对生产单位的产出进行了分类： P.11 市场产出 P.12 最终自用产出 P.13 其他非市场产出

动组设立生产核算。在生产核算以及《1993 年国民账户体系》中，代码以 *P* 开头的交易是指产品和服务交易的项目。代码以 *B* 开头的项目是指所谓的“平衡项目”，该项目是从剩余的角度来定义的，是指资源总额与逐项列举的使用这些资源之和的差额。

14.26 为了对基本单位或地方活动类别单位进行分类，将产出细分为市场产出 (P.11) 和非市场产出，市场产出按照“具有经济意义的价格”出售，该价格完全可以弥补生产成本；非市场产出有两类，免费提供的，或以极低的价格提供的，这种价格非常低，以至于与生产成本没有关系。这两类非市场产出为最终自用产出 (P.12) 和其他非市场产出 (P.13)。例如，最终自用产出包括：由基本单位为本单位使用或为同一企业的其他基本单位使用而生产的机床和厂房（固定资本形成项目）；住户所有的某些生产资产（如，房主自用住宅，目前仅限于这种住宅）的推算租金价值；其他某些非公司组织住户企业进行的生产，如，农民为自家或雇员消费而生产的农产品。其他非市场产出包括：广义政府、为住户服务的非营利机构免费分配或以没有经济意义的价格销售的产出。在编制价格指数时，有必要重点关注那些由基本单位按照具有经济意义的价格进行的交易，因此，关注的重点应该是市场产出 (P.11)。但是，在对非市场产出 (P.12) 中最终自用部分进行估价时，也可采用为市场产出项目收集的价格。因此，在讨论价格指数的范围时，也包括非市场产出的这一构成部分。

14.27 生产单位的资源得自其产出的价值，其对资源的使用是其生产产生的成本。因此，生产核算既采用基本价格法进行估价，也采用生产者价格法进行估算，具体采用哪一种方法要看生产单位是作为产品供应商还是产品用户。对于产品和服务的供应（资源），产品按基本价格进行估算，基本价格也就是生产商对每单位产品应收的本国货币值。价格包括补贴，不包括产品税以及对被纳入的零售和批发商业服务、运输和保险服务收取的产品附加费或差价。对于产品和服务的使用，产品按照购买者价格估算，购买者价格也就是用户对每单位产品应付的本国货

币值，包括产品税、商业差价和运费，不包括产品补贴。

14.28 生产核算中的产品细目。除了将产出分为市场产出和非市场产出外，还可以根据产品类型对产出和中间消耗进行细分。例如，可以根据《国际标准产品总分类》(CPC) 对产品类型进行分类，每个基本单位的生产核算可以按表 14.2 所示的格式进行安排。表 14.2 显示的实际上是典型的基本单位报告格式的核心结构，基本单位调查旨在为国民核算提供生产方面的原始数据。

14.29 生产核算中的行业细目。有了表 14.2 中每个基本单位按产品列示的产出总值、市场产出总值和非市场产出总值，就可以根据基本单位的主要活动或行业、市场/非市场地位对基本单位进行分类。为了说明这种分类所需要的信息，表 14.2 顶端列出了基本单位的活动和市场/非市场分类代码的位置。在对活动进行分类时，即使不是专门根据总产出最大的产品类型（产品总分类或其他产品分类代码，如，按活动分列的产品分类）对基本单位进行分类，也会时常根据总产出最大的产品类型对基本单位进行分类。下文专栏 14.2 显示的是《全部经济活动的国际标准产业分类》第三次修订本中的主要类别。

14.30 正如表 14.2 所示，《1993 年国民账户体系》建议对所有经济活动采用《国际标准产业分类 (ISIC)》，对国内产品采用《产品总分类》，对进出口产品采用密切相关的《商品名称及编码协调制度》(HS)。每个国家可以根据本国的具体情况，对国际标准进行调整。如果调整相当于进一步增加细目，那么这种分类被视作国际标准的衍生分类。《欧洲共同体内部经济活动一般工业分类》(NACE) 是从《国际标准产业分类》衍生的产业分类。如果调整是根据国际标准改变细目分类方法，但在某个细目层级进行交叉分类，那么这种分类被视为相关分类。加拿大、墨西哥和美国的《北美行业分类制度》(NAICS) 是与《国际标准产业分类》相关的产业分类。欧盟委员会的工业产品分类是从《按活动分列的产品分类》(CPA) 衍生的，而《按活动分列的产品分类》则通过一个在高层产品细目定义的交叉分类与《国际标准产品总分类》相关。

表 14.2 基本单位或地方活动类型单位的生产核算（包括产品细目）

黑体的《1993 年国民账户体系》项目是指产品和服务流量

基本单位识别码: eeeeeeee	制度单位识别码: uuuuuuuu
活动/行业代码 (ISIC): aaaa	机构部门代码: S.nnnnn
	市场地位: P.1n
使用	资源
P.2 中间消耗（购买者价格），其中：	P.1 产出（基本价格），其中：
CPC 0 农林渔业产品	CPC 0 农林渔业产品
CPC 1 矿砂和矿物；水、电、气	CPC 1 矿砂和矿物；水、电、气
CPC 2 食品、饮料和烟草；纺织品、服装和皮革制品	CPC 2 食品、饮料和烟草；纺织品、服装和皮革制品
CPC 3 其他可运输的产品，但金属制品、机械和设备除外	CPC 3 其他可运输的产品，但金属制品、机械和设备除外
CPC 4 金属制品、机械和设备	CPC 4 金属制品、机械和设备
CPC 5 无形资产；土地；建筑；建筑服务	CPC 5 无形资产；土地；建筑；建筑服务
CPC 6 经销行业服务；住宿；食品和饮料供应服务；运输服务；公用事业配送服务	CPC 6 经销行业服务；住宿；食品和饮料供应服务；运输服务；公用事业配送服务
CPC 7 金融和相关服务；不动产服务；租借和租赁服务	CPC 7 金融和相关服务；不动产服务；租借和租赁服务
CPC 8 商业和生产服务	CPC 8 商业和生产服务
CPC 9 社区、社会和个人服务	CPC 9 社区、社会和个人服务
B.1 增加值总额	备忘项目对总产出进行了细分，根据市场/非市场地位对生产者的产出进行了划分： P.11 市场产出 P.12 最终自用产出 P.13 其他非市场产出

14.31 生产者价格指数中的产出总量与生产核算。生产者价格指数是基本单位产出的价格指数。生产者价格指数在《1993 年国民账户体系》中的地位是由其产值总量与国民核算定义的产值总量的关系确定的。在专栏 14.2 中，根据生产者价格指数的行业范围，对生产者价格指数价值总量的构成进行了分析，分析认为生产者价格指数的行业范围应该是全面的。如果对（按市场地位划分的）基本单位行业集团内的市场和非市场生产做进一步分析，那么，在为经济体内所有基本单位考虑该核算时，还可以将生产者价格指数的范围扩大到表 14.2 所列的市场产出（P.11）和最终自用产出（P.12）。尽管从技术上讲，最终自用产出属于非市场产出，但如果自用产品被出售，那么就应该按照基本单位收取的基本价格对自用产品进行估价。

14.32 消费者价格指数的支出总量与生产核算。自产自用产品的消费是总消费的重要部分，包括产品和服务。正如《1993 年国民账户体系》所述，对于住户生产的产品：

6.24 《体系》包括在生产范围内生产的所有产品。在进行生产时，甚至有可能不知道所生产的产品是销往市场，还是自产自用，或者不知道所生产的产

品将有多少销往市场或留作自用。因此，不管最终是否为了自产自用，《体系》将包括住户进行的以下生产：

- (a) 农产品的生产及其后的储存；野果或其他非培育作物的采集；林业；伐木和拾柴；狩猎和捕鱼；
- (b) 其他初级产品的生产，如采盐、刨泥煤、供水等；
- (c) 农产品加工；脱粒和磨粉；皮革加工；鲜鱼肉制品的生产和储藏；通过烘干、罐装等方式储藏水果等；乳制品，如黄油或奶酪的生产；啤酒、葡萄酒或烈性酒的生产；编筐或织席等；
- (d) 其他类型的加工，如织布；裁缝和制衣；制鞋；陶器、器皿或耐用器具的生产；家具或装饰品的制作等。

作为产品生产过程的延伸，住户自产农产品的储存也包括在生产范围内。在这种情况下，供水也同样被视作产品生产活动。从原则上讲，供水活动类似于原油的开采和管道输送活动。

6.25 要列出全面的、详尽无遗的清单，以便纳入所有可能的生产活动是不可能的，但以上清单已包括了最常见的活动。在一个国家内，如果相对于其产品供给总量而言，住户生产的某种产品量显得十分重要，那么就有必要记录这种生产。否则，在实践中，就不值得设法去对它们进行估算。

专栏 14.2 按产出总价值表示的生产价格指数的行业范围或活动范围

《全部经济活动的国际标准产业分类》第三次修订本的主要经济活动为：

- A 农业、狩猎业和林业
- B 渔业
- C 采矿业和采石业
- D 制造业
- E 水、电、气供应
- F 建筑业
- G 批发和零售业；机动车辆、摩托车和私人及家用物品修理业
- H 旅馆和餐饮业
- I 运输、仓储和通信
- J 金融中介
- K 房地产、租赁和商业活动
- L 公共行政和国防；强制性社会保障
- M 教育
- N 卫生和社会工作
- O 其他社区、社会和个人服务活动
- P 有雇工的个人家庭
- Q 境外组织和机构

这些是大多数国家行业分类中认定的主要活动。在收集经济体内部的供应与使用流量数据时，实际上就是为经济体内部的每类活动确定了诸如表 14.2 所示的行业生产明细核算，上述《国际标准产业分类》所列的是经济体的主要活动类别。有了表 14.2 中的产品产出和支出细目后，就可以更清楚地说明在每个行业生产核算的产出总量 (P.1) 内，生产者价格指数所涉及的典型产品和服务范围。在大多数国家，生产者价格指数包括生产产品的行业，如采矿和制造活动 (C-D)，有时还包括农业 (A)、渔业 (B)、建筑业 (F) 以及两类行业服务活动——水、电、气供应 (E) 以及运输、仓储和通信 (I)。从原则上讲，生产者价格指数应该包括所有活动的市场产出。目前，很多国家正在将生产者价格指数的范围扩大到除运输和公用事业之外的其余服务生产活动。

有关服务，《1993 年国民账户体系》指出，住房服务是自己消费的唯一生产项目（但对于大多数国家来说，则是极其重要的项目）：

6.29 住房自用房主为自身最终消费而进行的住房服务生产总是包括在国民核算的生产范围内，尽管这种情况属于例外，因为通常情况下会将自给性服务生产排除在生产范围之外。在不同的国家之间，甚至在同一个国家较短的期间内，自有住房与租用住房的比率可能会有很大的差异。因此，如果不对自营生产的价值进行推算，在对住房服务的生产和消费进行国际比较和跨时比较时，就会失实。在一些国家，对于此类生产所产生的收入，还要按推算价值征税。

国民核算体系是按照住户自产自用产出的等价市场价值，对这类消费的价值进行推算的。

14.33 但在有些情况下，采取市场等价法对自产自用产品进行估价是不可行的，因为市场上没有足以与自产自用项目等价的物品，或者自产自用项目过于稀少，以至于获取这方面的信息花费太大，或信息不太可靠，无法根据该信息进行估算。在这种情况下，则采取生产成本法。生产成本法的数据部分来源于住户生产核算中

为中间消耗购买的产品和服务。住户生产核算主要信息的最终来源主要是住户支出调查，尽管有关住户商业活动的专业调查也可用于此目的。例如，对于房主通过自用住房提供的住宿服务来说，生产核算可以为此提供公用事业、维护、自修项目方面的支出数据，可以部分采用这些中间消耗项目，来确定住房自用房主从其自有住宅中获取服务的成本。为自产农产品而购买种子、化肥和园艺用具可以记录为中间消耗。但是，尤其对于后者来说，通常难以将自产自用项目的中间生产费用和维护美化景观的最终消费支出区分开来。

最终消费

14.34 《1993 年国民账户体系》中的产品和服务消费显示在收入使用核算中，其基本内容见适用于每个制度单位的表 14.3。正如上文所述，价格指数编辑人员感兴趣的是《1993 年国民账户体系》中那些能够分解为价格和物量构成、有关产品和服务的核算，这些核算以代码 P.n 表示，最终消费的项目以 P.3 表示，项目 P.3 又细分为个体消费支出 (P.31) 和集体消费支出 (P.32)。

表 14.3 制度单位和部门的收入使用核算

黑体的《1993 年国民账户体系》项目是指产品和服务流量

制度单位识别码: uuuuuuuu

机构部门代码: S.nnnnn

使用	资源
P.3 最终消费支出（购买者价格）¹	B.6 可支配收入²
P.31 个体消费支出，其中：	
P.311 个体消费支出（自给性生产的支出除外），推算消费支出（只包括住户部门 S.14）	
P.312. 房主自用住房服务的推算支出（只包括住户部门 S.14）	
P.313 间接衡量的金融中介服务（FISIM）	
P.314 推算的其他个体消费支出	
P.32 集体消费支出（只包括广义政府部门 S.13）	
D.8 住户部门养老金净权益变化的调整³	
B.8 储蓄（平衡核算；也就是说，它等于“可支配收入 B.6”与“支出 P.3 与调整项目 D.8 总和”之间的差额。	

¹ 根据《1993 年国民账户体系》中的定义，公司没有最终消费。因此，项目 P.3 及其分项出现非“0”项目，只是相对于住户、政府和为住户服务的非营利机构（NPISH）单位而言。²《1993 年国民账户体系》在推算可支配收入时，是按照产生平衡项目的核算顺序进行的：增加值 B.1（生产核算）、营业盈余 B.2 和混合收入 B.3（收入形成核算）、原始收入平衡 B.5（原始收入分配核算）和可支配收入 B.6（收入二次分配核算）。将所有这些步骤分解后，可支配收入 B.6 等于增加值 B.1 减去应付生产和进口（净）税 D.2，加上应收（净）补贴 D.3，加上应收雇员报酬，加上应收（净）财产收入 D.4，减去应付（净）收入和财产税 D.5，减去应付（净）社会缴款 D.61，加上应收（净）社会福利 D.62，减去应付（净）其他转移 D.7。³这种调整反映的是《1993 年国民账户体系》对此类计划受益住户的私人出资养老金进行的处理，这种调整是为了使该体系中的收入核算和积累核算保持一致，它与价格和物量指标无关（详情见《1993 年国民账户体系》第九章第 A.4 部分）。

14.35 个体消费、实际消费和住户消费支出。国民核算体系将个体产品和服务与集体产品和服务区分开来，这种区分相当于经济理论中的私人物品与公共物品。区分主要与服务有关。个体服务是向个别住户提供的，并使该住户受益，而集体服务是向社区提供的，如，社会治安、管理、安全和防务等服务。但很多个体服务，如教育、卫生、住房和交通可能是由政府或非营利机构提供资金或付款的，是免费或以名义价格向个别住户提供的。政府消费支出中有很大一部分不是公益物品的支出，而是向个别住户提供产品或服务引起的支出。在《1993 年国民账户体系》中，政府和为住户服务的非营利机构支出中的这些个体消费支出被称为社会实物转移。

14.36 “住户消费”的概念有三个不同的含义：首先，可能是指由住户实际获取的个人消费品和服

务总集合，包括收到的社会实物转移；其次，可能是指住户自己实际购买的个人消费与服务子集。为了区分这两个集合，国民核算体系将第一种情况称为住户的实际最终消费，将第二种情况称为住户最终消费支出。住户消费的第三个含义可能是指消费品和服务的实际过程，住户是从这一过程中获取效用的，而这对住户的生活水平有着决定性的作用。消费或使用产品和服务的过程可以在获取产品和服务后的某个时间发生，因为大多数消费品是可以储存的。如果耐用消费品可以在很长时间内使用，那么获取与使用的时间差别将尤其明显。专栏 14.3 对耐用品的处理做了进一步的讨论。

14.37 消费者价格指数一般不考虑社会实物转移，当然，如果存在社会实物转移，最好将它们考虑进去，在考虑生活费用的变化时，尤其如此。此外，对于以前

专栏 14.3 在国民核算体系和消费者价格指数中住房和耐用消费品的处理

住宅属于固定资产，因此，住户购买住宅属于住户总固定资本形成，不属于住户消费，不能将它们列入住户消费者价格指数。固定资产用于生产，而不是消费。因此，如果房主将住宅用于生产住房服务，则必须将住宅作为固定资产处理。实际上，国民核算体系设立了一个记录该生产的生产核算。服务是由房主消费的。对该服务的支出进行了推算，并对服务的价值进行了估算，也就是参照市场上等价住宿的租金，通过应付租金对服务进行了估价。租金应该包括住宅折旧和相关的利息费或资本成本。

对于房主自用住房服务来说，如果存在推算支出，这种支出总是包括在国民核算中，大多数国家在其消费者价格指数中尽管没有纳入其他推算支出，但会纳入这种支出。

耐用消费品（如，汽车、炊具和冰箱）也属于使用期限很长的资产。从原则上讲，可以按照处理住宅的方式对这类资产进行处理，并将它们重新分类为固定资产，这种固定资产生产的服务流量是由其所有者消费的。为了进行某些分析，这种处理方式可能比较理想。但是，在国民核算体系中，在进行这种处理时，不只是简单地估算租借这类资产时应付的市场租金。还有必要设立生产核算，在这种核算中，耐用品的使用被当作固定资产处理。传统上，一直认为这种做法过于困难，而且太不实际。另外，也有人反对在国民核算体系和国内生产总值中扩大推算流量的范围。因此，实际上，国民核算体系将有关耐用品的支出列为消费支出，而不是总固定资本形成，消费者价格指数也采用了这种处理办法。

免费提供的服务，政府可能开始收费了，在最近几年，很多国家越来越多地开始采用这种做法。从原则上讲，作为社会转移免费提供的产品和服务可被视作住户消费支出的一部分，但是其价格为“0”。从“0”价格转变为正价格属于价格上升，可以通过消费者价格指数反映出来。

14.38 货币支出和推算支出。住户支出并不都是货币支出。在货币支出的情况下，获取产品和服务的对应支出项目为某种类型的金融负债。这种负债可以立即通过现金支付来清偿，但很多货币支出的资金来源于信贷。住户消费支出也包括产品和服务方面的某些推算支出，这些产品和服务是住户为自用而生产的。之所以将这些

项目作为支出处理，是因为住户在生产这些项目时有成本发生（这与社会实物转移不同，社会实物转移是由政府或非营利机构支付的）。

14.39 国民账户体系中确认的推算住户支出包括住户自产自用的所有产品支出（在实践中，主要是农产品的支出），但不包括自产自用的所有住户服务，住房自用房主生产的住房服务除外。对于被纳入的产品和服务来说，对其进行估价的推算价格就是其在市场上的估算价格。如果是住房服务，推算价格就是推算市场租金。实际上，大多数国家都沿袭了国民账户体系中的做法：将住房自用房主的住房服务纳入消费者价格指数。对于其他项目来说，如果其在住户消费支出中占有足够大的比例，那么也可以纳入这些项目的推算价格（如，自产自用的蔬菜、水果、奶制品或肉制品价格）。

14.40 收入使用核算中的产品细目。正如制度单位下属基本单位的生产核算，可以根据消费的产品类型，对收入使用核算中的产品和服务消费的产品细目进行延伸。为了将有关消费的价格和物量统计体系与上述有关生产的价格和物量统计体系结合起来，将根据生产核算中的体系对产品进行分类。表 14.4 最终消费支出的构成显示了《产品总分类》1.0 版本的主要类别。

14.41 尽管在本章的讨论中，对于所有产品和服务核算都一致根据产品对支出进行分类，但为了特定目的，还为每个机构部门确定了有关支出的其他功能分类。在《1993 年国民账户体系》中，有关这些分类的国际标准包括：《按目的划分的个人消费分类》（COICOP）、《为住户服务的非营利机构目的分类》（COPNI）、《政府职能的分类》（COFOG）和《生产者支出目的分类》（COPP）。表 14.4 和 14.5 第一列通常采用住户支出调查数据进行编辑。在收集这些数据时，采用诸如《按目的划分的个人消费分类》的功能分类，而不是产品分类。在本章中，为了方便确立《1993 年国民账户体系》的交叉经济框架，对《产品总分类》和《按目的划分的个人消费分类》进行了协调。

14.42 住户消费总量的层次。值得注意的是，根据定义，所有住户消费支出（也就是住户机构部门 S.14 的消费支出）都属于个体消费。在国民核算体系中，可以将与消费者价格指数有关的住户消费总量区分为以下几个层次：

- P.41 实际个体消费，其中：
- D.63 社会实物转移(广义政府 S.13 和为住户服务的非营利机构 S.15 的个体消费支出 P.31)
- P.31 个体消费支出，其中：

表 14.4 制度单位和部门的收入使用核算（包括产品细目）

左边各列（使用）显示的是最右一列（资源）的细目；黑体的《1993 年国民账户体系》项目是指产品和服务流量，楷体部门标题显示的是该部门所在列的项目是否被列入收入使用核算

制度单位识别码: uuuuuuuu 机构部门代码: S.nnnnn

使用		P.31 个体消费支出		P.32 集体消费支出		P.3 最终消费支出（总计，购买者价格）		资源	
		P.311 货币消费支出		P.312 房主自用住房服务的推算支出		P.32 集体的其他个体消费支出 ¹		B.6 可支配收入	
P.313 间接衡量的金融中介服务 (FISIM)		P.314 房主自用住房服务的推算支出		P.32 集体的其他个体消费支出 ¹		P.32 集体的其他个体消费支出 ¹		B.6 可支配收入	
CPC 0	农林渔业产品	CPC 0	农林渔业产品	CPC 0	农林渔业产品	CPC 0	农林渔业产品	CPC 0	农林渔业产品
CPC 1	矿砂和矿物；水、电、气	CPC 1	矿砂和矿物；水、电、气	CPC 1	矿砂和矿物；水、电、气	CPC 1	矿砂和矿物；水、电、气	CPC 1	矿砂和矿物；水、电、气
CPC 2	食品、饮料和烟草；纺织品、服装和皮革制品	CPC 2	食品、饮料和烟草；纺织品、服装和皮革制品	CPC 2	食品、饮料和烟草；纺织品、服装和皮革制品	CPC 2	食品、饮料和烟草；纺织品、服装和皮革制品	CPC 2	食品、饮料和烟草；纺织品、服装和皮革制品
CPC 3	其他可运输的产品，但金属制品、机械和设备除外	CPC 3	其他可运输的产品，但金属制品、机械和设备除外	CPC 3	其他可运输的产品，但金属制品、机械和设备除外	CPC 3	其他可运输的产品，但金属制品、机械和设备除外	CPC 3	其他可运输的产品，但金属制品、机械和设备除外
CPC 4	金属制品、机械和设备	CPC 4	金属制品、机械和设备	CPC 4	金属制品、机械和设备	CPC 4	金属制品、机械和设备	CPC 4	金属制品、机械和设备
CPC 6	经销售行业服务；住宿；食品和饮料供应服务	CPC 6	经销售行业服务；住宿；食品和饮料供应服务；运输服务；公用事业配送服务	CPC 6	经销售行业服务；住宿；食品和饮料供应服务；运输服务；公用事业配送服务	CPC 6	经销售行业服务；住宿；食品和饮料供应服务；运输服务；公用事业配送服务	CPC 6	经销售行业服务；住宿；食品和饮料供应服务；运输服务；公用事业配送服务
CPC 7	金融和相关服务；不动产服务；租赁和租房服务	CPC 7	金融和相关服务；不动产服务；租赁和租房服务	CPC 7	金融和相关服务；不动产服务；租赁和租房服务	CPC 7	金融和相关服务；不动产服务；租赁和租房服务	CPC 7	金融和相关服务；不动产服务；租赁和租房服务
CPC 8	商业和生产服务	CPC 8	商业和生产服务	CPC 8	商业和生产服务	CPC 8	商业和生产服务	CPC 8	商业和生产服务
CPC 9	社区、社会和个人服务	CPC 9	社区、社会和个人服务	CPC 9	社区、社会和个人服务	CPC 9	社区、社会和个人服务	CPC 9	社区、社会和个人服务

D.8 住户养老金净权益变化的调整
B.8 储蓄

¹ “住户的其他个体消费”包括 D.12 “雇主的社会缴款”、由雇主以非现金工资形式提供给住户的产品和服务的实物消费；住户自产产品的消费。D.12 被列入收入形成核算，在为雇主提供劳动服务的情况下，如果对这方面服务的价格指数进行讨论，这将是一个重要的因素。包括在“雇主社会缴款”中的有：住房、交通、儿童保育、医疗保险和服务、人寿保险服务。“雇主社会缴款”还包括养老金计划缴款，这不属于消费，但由养老金管理机构收取的一小部分缴款不在此列。养老金缴款的剩余部分是住户储蓄的重要组成部分。² 除了房主的不动产、租借和租赁服务外，《1993 年国民账户体系》将金融服务消费支出视为已计量支出和推算支出之和。已计量支出包括：由金融机构对存款、贷款、咨询服务等明确收取的服务费，而推算支出反映的是已放弃的收入，因为住户没有按照参考利率贷款（将钱存在金融机构）或借款。从原则上讲，这些推算支出以及其他消费的推算支出与房主自用住房服务的推算支出一样，是按照市场等价项目进行估价的，因此可以被列入消费者价格指数中。

表 14.5 经济总体的收入使用核算（包括产品明细）
 左边各列显示的是最右一列的明细；黑体的《1993 年国民账户体系》项目是指产品和服务流量

制度单位识别码: uuuuuuuu		机构部门代码: S.mmmn		B.6 可支配收入, 经济总体 S.1, 使用包括:
P.31 个体消费支出, 经济总体 S.1 (购买者价格), 包括:	P.32 集体消费支出, 经济总体 S.1 (购买者价格), 包括:	P.3 最终消费支出, 经济总体 S.1, 其中:		
P.31 个体消费支出, 住户部门 S.14	P.31 个体消费支出, 各级政府部门 S.13 和 NPISH ¹ S.15	P.3 最终消费支出, 经济总体 S.1, 其中:		
消费者价格指数参考总量#1 ²				
P.31/ P.312 消费货币支出 P.313 房主自用 P.314 推算的其他个体消费支出: D.63 社会实物转移 间接衡量的金融中介服务 (FISIM)				
CPC 0 农林渔业产品	CPC 0 农林渔业产品	CPC 0 农林渔业产品	CPC 0 农林渔业产品	CPC 0 农林渔业产品
CPC 1 矿砂和矿物; 水、电、气	CPC 1 矿砂和矿物; 水、电、气	CPC 1 矿砂和矿物; 水、电、气	CPC 1 矿砂和矿物; 水、电、气	CPC 1 矿砂和矿物; 水、电、气
CPC 2 食品、饮料和烟草; 纺织品、服装和皮革制品	CPC 2 食品、饮料和烟草; 纺织品、服装和皮革制品	CPC 2 食品、饮料和烟草; 纺织品、服装和皮革制品	CPC 2 食品、饮料和烟草; 纺织品、服装和皮革制品	CPC 2 食品、饮料和烟草; 纺织品、服装和皮革制品
CPC 3 其他可运输的产品, 但金属制品、机械和设备除外	CPC 3 其他可运输的产品, 但金属制品、机械和设备除外	CPC 3 其他可运输的产品, 但金属制品、机械和设备除外	CPC 3 其他可运输的产品, 但金属制品、机械和设备除外	CPC 3 其他可运输的产品, 但金属制品、机械和设备除外
CPC 4 金属制品、机械和设备	CPC 4 金属制品、机械和设备	CPC 4 金属制品、机械和设备	CPC 4 金属制品、机械和设备	CPC 4 金属制品、机械和设备
CPC 6 经销行业服务; 住宿; 食品和饮料供应服务; 运输服务; 公用事业配送服务	CPC 6 经销行业服务; 住宿; 食品和饮料供应服务; 运输服务; 公用事业配送服务	CPC 6 经销行业服务; 住宿; 食品和饮料供应服务; 运输服务; 公用事业配送服务	CPC 6 经销行业服务; 住宿; 食品和饮料供应服务; 运输服务; 公用事业配送服务	CPC 6 经销行业服务; 住宿; 食品和饮料供应服务; 运输服务; 公用事业配送服务
CPC 7 金融和相关服务; 租赁服务	CPC 7 金融和相关服务; 租赁服务	CPC 7 金融和相关服务; 租赁服务	CPC 7 金融和相关服务; 租赁服务	CPC 7 金融和相关服务; 租赁服务
CPC 8 商业和生产服务	CPC 8 商业和生产服务	CPC 8 商业和生产服务	CPC 8 商业和生产服务	CPC 8 商业和生产服务
CPC 9 社区、社会和个人服务	CPC 9 社区、社会和个人服务	CPC 9 社区、社会和个人服务	CPC 9 社区、社会和个人服务	CPC 9 社区、社会和个人服务
D.8 住户部门 S.14 养老金净值变化的调整	D.8 住户部门 S.14 养老金净值变化的调整	D.8 住户部门 S.14 养老金净值变化的调整		
B.8 储蓄, 经济总体 S.1				

¹ 为住户服务的非营利机构部门。² P.312 间接计量的金融中介服务是由金融机构向住户提供的市场服务, 因此和住户的货币消费支出一起列出。例如, 通货膨胀或交易消费者价格指数中包含间接衡量的金融中介服务。此处, 间接衡量的金融中介服务被单列出来, 以便和非间接衡量的金融中介服务货币支出区分开来, 因为需要通过比较市场利率和参考利率, 来对它们进行间接衡量。至少从原则上讲, 其他货币支出是根据直接观察获得的。

- P.311 货币消费支出
- P.312 间接衡量的金融中介服务
- P.313 房主自用住房服务的推算支出
- P.314 推算的其他个体消费支出

《1993年国民账户体系》中没有代码 P.311、P.312、P.313 和 P.314，此处采用这种编码是为了方便。住户消费支出的这四个亚类单独列在表 14.4 和 14.5 中。正如上文所述，消费者价格指数中的支出通常不包括 D.63。

14.43 值得注意的是，《1993年国民账户体系》对金融服务进行了特殊处理。间接衡量的金融中介服务包括那些由金融机构提供的、没有与利息费用分开的市场服务支出。对于直接收费的金融服务来说，其支出已经包括在 P.311 中。尽管间接衡量的金融中介服务 P.312 需要间接地按照市场利率与参考利率的差额来进行计量，但它却是观察到的利息支出的一部分，因此不属于推算支出，这与推算租金 P.313 和其他推算支出 P.314 不一样。

14.44 项目 P.314 “推算的其他个体消费”除了包括住户自用的产品生产外，还包括雇主以非现金报酬的形式提供给雇员的产品和服务支出。国民核算体系将该项目称为 D.12 “雇主的社会缴款”，并将该项目列入收入形成核算，它被视作劳动服务价格指数的构成部分，尽管作为消费项目，它起着双重作用，但消费者价格指数习惯上并不包括该项目（见下文第 14.75 段）。

14.45 消费者价格指数中的支出总量与收入使用核算。可以为每个部门从表 14.4 中选取各列中的项目，然后将这些项目一起显示在表 14.5 中，这样就可以将机构部门的收入使用核算明细组合成一个合并表格，从而显示经济总体的最终消费和储蓄。根据有关经济总体的表 14.5，个体消费包括：住户部门、为住户服务的非营利机构部门和广义政府部门收入使用核算中的个体消费项目 P.31。表 14.5 还对所有三个部门的可支配收入 B.6 进行了汇总。该表将政府部门的最终集体消费 P.32 单列出来。表 14.5 中的核算是为了专门显示典型消费者价格指数的消费范围而设置的，典型消费者价格指数中的消费范围包括第一列和第二列，以消费者价格指数参考总量#1 列示。该总量与大多数国家（但并不是所有国家）的做法一致，正如表 14.5 所示，它包括住户部门个体消费的（非推算）货币支出（P.311），加上由房主自有住房的隐含租金（P.313）。专栏 14.3 对消费者价格指数中的消费支出总量所含的住房和耐用品项目做了进一步讨论。

资本形成

14.46 资本形成包括：有形和无形固定资产（如，设备、建筑物和软件）的积累；库存变化和在制品；以及获取减去贵重物品（如艺术品）的处置。这些项目被列入了国民核算体系的资本核算，在对该核算稍做调整后，将其基本内容列在按制度单位编制的表 14.6 中。借出净额（+）/借入净额（-）是资本核算的平衡项目，在构成左列的使用项目时，它包括各种有形和无形项目库存的净获得，在构成右边的资源项目时，它包括为这些有形和无形项目提供资金的收入来源。根据上文有关制度单位和基本单位的讨论，很容易断定资本核算适用的最小经济单位就是制度单位。正如上文所述，只有制度单位才编制资产负债表，也只有制度单位才可以对作为本核算核心的库存变量进行监测。不过，如果在资本核算中，对有形资本资产的变化进行了跟踪，那么在可能的情况下，可以而且应该按基本单位/地方活动类型单位对有形资本资产进行编制。在对生产率进行分析时，这种数据尤其有用，即使在基本单位一级无法编制完整的资本核算。

14.47 资本核算中的产品细目。正如《1993年国民账户体系》中与产品和服务相关的其他核算一样，也可以根据产品类型对资本核算的产品和服务项目进行细分，资本核算的产品和服务项目以代码 P.5 表示（包括延伸细目）。因此，可以对该核算进行重新安排，以显示产品和服务细目（见表 14.7）。正如表 14.6 所示，表 14.7 对制度单位、机构部门总量或经济总体都适用。在适用于制度单位的情况下，表 14.6 包括了国民核算典型资本形成调查报告中的整套核心项目。此处的焦点是消费者价格指数，因此，所关注的内容往往是住户支出调查中由受访者填写的部分项目。除了此处所示的《产品总分类》1.0 版和《1993年国民账户体系》外，附录五还包括一张非金融资产分类表，该表列出了《1993年国民账户体系》确认的具体的有形、无形、生产和非生产性固定资产、库存和贵重物品项目。

14.48 消费者价格指数中的支出总量与资本核算。在界定消费者价格指数时，不仅可以包括住户部门的最终消费支出，而且还可以包括住户部门的最终资本形成支出。这样，消费者价格指数的支出总量将包括新住宅的购买支出或现有住宅重大翻新支出。在表 14.5 中，消费者价格指数支出总量#2 被界定为住户的个体消费货币支出 P.311，该支出不包括所有推算的支出，但包括住户部门住房固定资本形成的支出，该项目显示为：住户部门 S.14, P.511a 住宅建筑（在表 14.7 中，显示在专栏中）。

表 14.6 资本核算

黑体项目表示产品和服务流量

制度单位识别码: *uuuuuuuu*

机构部门代码: *S.nnnnn*

使用	资源
<p>P.5 资本形成总额，其中：</p> <p>P.51 固定资本形成总额</p> <p>P.511 有形固定 P 资产的获得减处置</p> <p>P.5111 新的有形固定资产的获得</p> <p>P.5112 现有有形固定资产的获得</p> <p>P.5113 现有有形固定资产的处置</p> <p>P.512 无形固定资产的获得减处置</p> <p>P.5121 新的无形固定资产的获得</p> <p>P.5122 现有无形固定资产的获得</p> <p>P.5123 现有无形固定资产的处置</p> <p>P.513 非生产非金融资产价值的增加</p> <p>P.5131 非生产非金融资产的重大改善</p> <p>P.5132 非生产非金融资产所有权转让费用</p> <p>P.52 库存变化</p> <p>P.53 贵重物品的获得减处置</p>	<p>B.10.1 储蓄和资本转移引起的净值变化，其中：</p> <p>B.8n 储蓄，净额</p> <p>B.8 储蓄（总额，来自收入使用核算）</p>
<p>K.1 固定资本消耗（-）</p>	<p>K.1 固定资本消耗（-）</p>
<p>K.2 非生产非金融资产的获得减处置</p> <p>K.21 土地和其他有形非生产资产的获得减处置</p> <p>K.22 无形非生产资产的获得减处置</p>	<p>D.9 应收资本转移（+）</p> <p>D.92 投资补助</p> <p>D.99 应收其他资本转移</p> <p>D.9 应付资本转移（-）</p> <p>D.91 应付资本税</p> <p>D.99 应付其他资本转移</p>
<p>B.9 借出净额（+）/借入净额（-）</p>	

表 14.7 包括产品细目的资本核算

黑体的《1993年国民账户体系》项目是指产品和服务流量

制度单位识别码: uuuuuuuu	机构部门代码: S.nnnnnn	B.10.1 储蓄和资本转移引起的净值变化, 其中使用包括:
P.51 固定资本形成总额	P.52 库存变化 ¹	P.5 资本形成总额
P.511 有形固定资产的获得减处置, 其中: ³	P.513 非生产非金融资产价值的增加, 其中: ⁵	
CPC 0 农林渔业产品	CPC 0 农林渔业产品	CPC 0 农林渔业产品
	CPC 1 矿砂和矿物; 水、电、气	CPC 1 矿砂和矿物; 水、电、气
	CPC 2 食品、饮料和烟草; 纺织品、服装和皮革制品	CPC 2 食品、饮料和烟草; 纺织品、服装和皮革制品
	CPC 3 其他可运输的产品, 但金属制品、机械和设备除外	CPC 3 其他可运输的产品, 但金属制品、机械和设备除外
CPC 4 金属制品、机械和设备	CPC 4 金属制品、机械和设备	CPC 4 金属制品、机械和设备
CPC 5 无形资产; 土地; 建设; 建设服务 其中:	CPC 5 无形资产; 土地; 建设; 建设服务	CPC 5 无形资产; 土地; 建设; 建设服务
P.511a 住宅建筑, 住户部门	S.14	
P.511b 《产品总分类》⁵中的其他资本形成		
		K.1 固定资本消耗
		K.2 非生产非金融资产的获得减处置
		B.9 借入净额 (-) / 借出净额 (+)

¹ 《1993年国民账户体系》资产代码 AN.12 库存。不包括无形资产、土地和建设服务。² 《1993年国民账户体系》资产代码 AN.13 贵重物品。不包括无形资产、土地、建设和建设服务。³ 《1993年国民账户体系》资产代码 AN.111 有形固定资产。不包括无形资产、土地和建设服务。⁴ 《1993年国民账户体系》资产代码 AN.112 无形资产。不包括无形资产、建设和建设服务。⁵ 《1993年国民账户体系》资产代码 AN.2 非生产资产。不包括无形资产、建设和建设服务。

对外贸易

14.49 表 14.8 显示的是对外产品和服务核算,该核算包括非居民制度单位部门——“S.2 世界其他地方”与五类居民单位(视为一体)进行的交易,并将贸易逆差(B.11)确定为进口(流向“世界其他地方 S.2”的资源)减去出口(使用或来自“世界其他地方”的资源)。对外产品和服务核算一般来自国际收支,国际收支有关产品 P.61 和 P.71 的商品贸易信息来自海关,在采用时,对有关信息进行了调整;而有关 P.62 和 P.72 的服务数据则是从各个来源收集的。欲知这方面的详细情况,见国际货币基金组织的《国际收支手册》(第五版,1993 年)。尽管在《1993 年国民账户体系》中,对外产品和服务核算显示为所有居民制度单位对外交易的总量,但却可以对该总量进行分解,以便对机构部门的对外产品和服务支出进行区分。因此,对于表 14.8 顶端的机构部门编号 S.nnnn,就可以进行这种分解。我们感兴趣的主要是住户部门 S.14 及其分部门 S.14nn,因为这将与消费者价格指数有关。

14.50 对外产品和服务核算中的产品细目。正如其他核算,可以将对外产品和服务核算延伸,以列出其产品细目(见表 14.9)。有关表 14.9,《1993 年国民账户体系》指出(《1993 年国民账户体系》第 15.68 段),进口产品的产品细目通常按“成本、保险费加运费(cif)”价格估算。另一方面,《1993 年国民账户体系》要求进口产品的总值按出口国边界的“离岸价(fob)”进行估算,因此在对到岸价格下的产品总进口进行单一调整时,应该将保险费和运费排除在外(《1993 年国民账户体系》第 14.36 至第 14.41

段)。在进口时,由非居民提供的运输服务部分被列入运输服务的进口,而由非居民提供的保险服务则被列入保险服务的进口。在进口时,由居民提供的运输和保险服务被列入运输和保险服务的出口。对于按产品列示的进口产品采取了这种间接做法,之所以这么做,是因为从实际的角度,可能难以从海关行政数据系统获取产品细目的运费和保险费(见《1993 年国民账户体系》第 14.40 至第 14.41 段)。最近,由于海关单证计算机化方面有了新的发展,所以按项目列出保险费和运费要比以前更简单了。至于按照产品列示的进口,为与进口估价总量一致,《1993 年国民账户体系》也确实考虑了按离岸价对其进行估算的可能性。如果贸易数据是通过居民制度单位的调查收集的,这种调查报告可包括表 14.9 所示的核心内容。

14.51 出口和进口价格指数与对外产品和服务账户。从经济领土居民的角度来看,出口是向非居民供应产品和服务。但国民账户体系是从非居民的角度来记录出口的,而将出口记录为非居民对居民提供的产品和服务的使用。因此,在对决定非居民用户行为的出口进行估价时,应该采用购买者价格。国民账户体系将非居民用户的购买者价格视作居民供应者经济领土或所在国边境的离岸价。

14.52 从居民角度来看,进口是对非居民提供的产品和服务的使用。但是,国民核算体系是从非居民角度记录国际贸易的,而将进口记录为非居民提供给居民的产品和服务供应。因此,在对决定非居民供应者行为的进口进行估价时,应该采用基本价格。国民核算体系将非居民供应者的基本价格视作世界其他地方非居民供应者所在国边境的离岸价。

表 14.8 对外产品和服务核算

居民制度单位列入部门 S.I.nnnn,而非居民制度单位列入 S.2;
 黑体为《1993 年国民账户体系》中的产品和服务项目

使用	资源
P.6 产品和服务的出口	P.7 产品和服务的进口
P.61 产品出口	P.71 产品进口
P.62 服务出口	P.72 服务进口
B.11 对外产品和服务差额	

表 14.9 包括产品细目的对外产品和服务核算

居民制度单位列入部门 S.I.nnnn，而非居民制度单位列入 S.2；
黑体为《1993 年国民账户体系》中的产品和服务项目

使用	资源
P.6 产品和服务出口	P.7 产品和服务进口
出口价格指数使用总量	进口价格指数供应总量
P.61 产品出口	P.71 产品进口
按离岸价计算	按离岸价计算，其中： 按到岸价计算： ¹
CPC 0 农林渔业产品	CPC 0 农林渔业产品
CPC 1 矿砂和矿物；水、电、气	CPC 1 矿砂和矿物；水、电、气
CPC 2 食品、饮料和烟草；纺织品、服装和皮革制品	CPC 2 食品、饮料和烟草；纺织品、服装和皮革制品
CPC 3 其他可运输的产品，但金属制品、机械和设备除外	CPC 3 其他可运输的产品，但金属制品、机械和设备除外
CPC 4 金属制品、机械和设备	CPC 4 金属制品、机械和设备
	减：对到岸价格下的产品进口总额中的运费和保险费进行调整，该运费和保险费是由居民和非居民向国内第一位货主交付产品收取的。
P.62 服务出口	P.72 服务进口
CPC 5 无形资产；土地；建设；建设服务 2	CPC 5 无形资产；土地；建设；建设服务 ²
CPC 6 经销行业服务；住宿；食品和饮料供应服务；运输服务；公用事业配送服务，其中：	CPC 6 经销行业服务；住宿；食品和饮料供应服务；运输服务；公用事业配送服务，其中：
• 经销行业服务；住宿；食品和饮料供应服务；运输服务；公用事业配送服务；但由居民提供的进出口产品运输服务除外	• 经销行业服务；住宿；食品和饮料供应服务；运输服务；公用事业配送服务；但由非居民提供的进口运输服务除外
• 由居民提供的进出口产品运输服务	• 由非居民提供的进出口运输服务
CPC 7 金融和相关服务；不动产服务；租借和租赁服务，其中：	CPC 7 金融和相关服务；不动产服务；租借和租赁服务，其中：
• 金融和相关服务；不动产服务；租借和租赁服务；但由居民提供的进口保险服务除外	• 金融和相关服务；不动产服务；租借和租赁服务；由非居民提供的进口保险服务除外
• 由居民提供的进口保险服务	• 由非居民提供的进口保险服务
CPC 8 商业和生产服务	CPC 8 商业和生产服务
CPC 9 社区、社会和个人服务	CPC 9 社区、社会和个人服务
B.11 对外产品和服务差额	

¹ 《1993 年国民账户体系》按离岸价对进口进行估算，但该体系又考虑到这样一个事实：尽管根据产品的离岸价进行估算是有利于保持一致的一种理想做法，但按照产品细目来编辑这种数据可能有困难。实际上可以提供的数据是按产品的到岸价格进口的，因为海关系统按产品编辑的数据通过没有将保险费和运费单列（见《1993 年国民账户体系》第 15.68 段）。在编制国际收支表的过程中，可以从居民和非居民托运人那里获取有关保险费和运费总额的数据。居民对进口产品提供的保险和运输服务属于服务出口。有关进口价格和物量指数中的产品和服务估价，见表 14.12 和 14.15 中的进口价格指数，根据这两个表的解释，在将进口价格指数确定为离岸价进口的缩减指数时，有必要按照离岸价和购买者价格进行估算。按照购买者价格估算的进口等于进口产品的到岸价格加上进口关税，再加上为将产品交给第一个国内买主所支付的国内运费和保险费。² 只包括建设服务。

供应与使用表

14.53 在对生产核算、收入使用核算、资本核算及对外产品和服务核算的资源和使用成份按照具体结构进行排列后，可以为分析性数据表——供应与使用表（SUT）——中的生产部分编制一个表格。供应与使用表的内容见表

14.10，该表根据产品和服务的供应与使用，列出了各种核算，这些核算可用于监测一个国家的生产和消费发展情况。

14.54 根据《1993 年国民账户体系》的代码，产品和服务供应来自：

- 居民基本单位（按照行业排列）的国内产出（P.1），通过计算等式（14.1）和（14.2）中的 Y 值得出；

- 世界其他地方的进口 (P.7)，通过计算等式 (14.1) 和 (14.2) 中的 M 得出，并根据贸易和运费差价以及扣除补贴以后的产品税 (D.21–D.31) 进行调整，通过计算等式 (14.1) 和 (14.2) 中的 T 得出；产品和服务的使用包括：
- 由居民生产者（按照行业分类）以中间消耗 (P.2) 的形式对生产进行的经常性投入，通过计算等式中的 (14.1) 和 (14.2) 中的 Z 得出；
- 最终国内消费，包括居民住户、为住户服务的居民非营利机构和政府的个体消费 (P.31)，以及政府的集体消费 (P.32)，分别通过计算等式 (14.1) 和 (14.2) 中的 C 和 G 得出；
- 居民企业的资本形成 (P.5) (包括固定资本形成 (P.51)、库存变化 (P.52) 和贵重物品的获得减处置 (P.53))，通过计算等式 (14.1) 和 (14.2) 中的 I 得出；
- 世界其他地方的出口 (P.6) 和使用，通过计算等式 (14.1) 和 (14.2) 中的 X 得出。

14.55 贸易差价和运费不是按照《1993年国民账户体系》的标准核算顺序排列的，因为这些核算不是按产品细目列示的。对于个别产品来说，这些差价和费用是非“0”的，尽管如此，它们的总和却等于“0”，因为加入国内产品供应中的金额来自分销、保险和运输服务。表 14.10 将国内生产和进口差价（到岸价/离岸价调整）单列出来，因为供应与使用表在各列的下端列出了产品细目。当然，在总量中，对国内生产进行的贸易差价和运输费调整与对进口进行的到岸价/离岸价调整彼此冲销了。

14.56 供应与使用表主要是产品和服务流量的矩阵，其目的是为了突出生产与消费之间的关系，而不是制度单位之间的关系。例如，住户可以以非公司型企业形式从事生产，该活动被列入供应与使用表中最终自用的生产项目，住户还有可能消费品和服务，而这被列入个体消费。所有制度单位下属的基本单位的经常性生产交易归入一组并作为一部分列入供应与使用表，其余交易则作为另一部分汇总并列于该表。从原则上讲，每个机构部门，包括住户部门 (S.14) 都有自己的供应与使用表。经济总体 (S.1) 的供应与使用表是各机构部门供应与使用表逐个单元汇总后的和。

主要价格指数中的消费者价格指数

14.57 至此，最好针对大多数国家编制的四个主要总体价格指数，将供应与使用表与这类指数的构成部分总量和矩阵联系起来。这样，就可以更准确地了解《1993年国民账户体系》所描述的总体经济统计体系中主要价格指数的核心目的。四个主要价格指数以及供应与使用表中与其相关的国民核算总量和矩阵有：

- 生产者价格指数：居民生产者的产出 (P.1)；
- 消费者价格指数：消费者价格指数参考总量#1 的住户最终消费 (P.31)，加上消费者价格指数参考总量#2 的住户固定资本形成总额 (P.51)；
- 出口价格指数：出口 (P.6)；
- 进口价格指数：进口 (P.7)。

14.58 至于直接用于国民核算中产品和服务总值中的这些主要价格指数，其所处的位置和涵盖的范围以图表形式列在表 14.11 中。第十五章将价格指数的特征确定为价格比和权数的函数，请注意，比值和权数的前提特征是由价值总量而不是指数公式决定的。决定因数包括：

- 纳入指数的项目有哪些；
- 如何确定项目的价格；
- 涉及这些项目的哪些交易被纳入了指数；
- 通过什么来源的数据来计算相关指数公式中的权数。

在对《1993年国民账户体系》的产品和服务核算进行考察之后，最终得出了供应与使用表。在此基础上，可以从上述几个方面为四个主要指数进行总结（结果见表 14.12）。

消费者价格指数支出总量的范围

14.59 正如第 14.6 和 14.7 段所述，在住户 (S.14) 机构部门的最终总支出中，有两个重要的支出分量用于大多数国家的消费者价格指数中，显然，这两个分量与国民核算体系有联系：

- 消费者价格指数参考总量#1，包括消费项目：
 - P.311 货币消费支出（表 14.5）
 - P.313 间接衡量的金融中介服务（表 14.5）
 - P.312 房主自用住房服务的推算支出（表 14.5）
- 消费者价格指数参考总量#2，包括消费和资本形成项目：
 - P.311 货币消费支出（表 14.5）
 - P.313 间接衡量的金融中介服务（表 14.5）
 - P.511a 住宅建筑的固定资本形成总额（表 14.9）

14.60 支持消费者价格指数参考总量#1 的人士一般从消费或生活费用的角度来看待消费者价格指数，他们认为住房福利是由产品和服务流量决定的，该流量包括对住宅拥有全部或部分所有权的居住者所消费的住房服务。根据这种观点，住户的固定资本形成实际上限于购买房屋自用，它属于住户拥有的非公司型企业的商业活动，因此不在消费者价格指数的范畴。总量#1 的常用版本不包括自己生产的非住房消费 P.314。尽管由雇主以福利形式提供的实物报酬是该项目的重要部分，但通常非居民户对其价值的了解是模糊的，因为雇主实际上是向该福利的供应者付款。不过，可以有理由纳入该项目，因为住户有时能够对其报酬收入中的这一部分如何支出行使控制权。

表 14.11 主要价格指数的定位和范围：供应和使用表中的栏

总供给											
《1993 年国民经济账户体系》交易		P.1 产出, 其中, 基本单位主要生产:			运费和分销差价调整		P.7 离岸价进口		税减去进口补贴		
		P.11 市场产出	P.12 最终自用产出	P.13 其他非市场产出	按购买者价格计算的进口		到岸价/离岸价调整		税减去进口补贴		
生产者价格指数参考总量											
进口价格指数参考总量											
按产品列示的资产源: 产品		产品×行业	产品×行业	产品×行业	产品×1 +	产品×1	产品×1	产品×1	产品×1	产品×1	
按产品列示的资产源: 服务					-						
总资产源					0						
最终使用											
《1993 年国民经济账户体系》交易		P.31 个体消费			P.32 集体消费		P.5 资本形成总额		P.6 离岸价出口		
《1993 年国民经济账户体系》机构部门		住户 S.14			政府 S.13		住户 S.14		所有机构部门, 住户除外		
支出类别细目		P.311 货币消费 P.313 FISIM ²	P.312 住宅自用房租的计算	P.314 住宅的推算的其他个体消费支出	P.313 推算的 NPISH ¹ S.15	D.36 社会实物转移	P.51 固定资本形成总额	P.51a 自用住宅	P.52 库存贵重物品	出售给非居民的产出 (按基本价格计算)	出口产品税减去补贴, 到国际交货地点的运费
消费者价格指数参考总量#1											
消费者价格指数参考总量#2											
出口价格指数参考总量											
按产品列示的支出: 产品		产品×1	产品×1	产品×1	产品×1	产品×1	产品×1	产品×1	产品×1	产品×1	
按产品列示的支出: 服务											
总支出											

¹ 为住户服务的非营利机构。² 间接衡量的金融中介服务。

表 14.12 主要价格指数的范围、价格比、范围和权数的定义

指数	包括的项目	价格的确定	交易范围	权数的来源
<i>PPI</i>	所有按照市场价格估价的、国内生产或加工的各类产品和服务	基本价格，产品按销售日（所有权变更日期）的价格确定，或服务价格，按提供服务时的价格确定	居民企业的产出，产品包括销售加上制成品库存变化，服务包括销售	在行业生产延伸核算以及供应与使用表（SUT）中，行业矩阵“市场产出 P.11”和“最终自用产出 P.12”的产品
<i>CPI</i>	参考支出总量#1： 由住户为个体消费而直接或间接购买的所有各类产品和服务 参考支出总量#2： 由住户为个别消费而直接购买的所有产品和服务，加上住户为住宅资本形成而直接购买的所有各类产品和服务	购买者价格，产品按所有权变更日的价格确定，服务按使用时的价格确定，包括产品税，不包括产品补贴，包括运费和分销差价	参考支出总量#1： 制度单位的住户部门 S.13 消费支出，不包括自产自用的消费，但房主自用住宅租金方面的推算支出包括在内 参考支出总量#2： 参考支出总量#1，减去房主自用住宅租金的推算支出，加上住宅方面的净获得或重大翻新金额	参考支出总量#1： 在收入使用延伸核算以及供应与使用表中，住户部门 S.13 下，个体消费 P.31 的消费者价格指数中，消费分项的产品列 参考支出总量#2： 在收入使用延伸核算中，住户部门 S.13 下，个体消费 P.31 的货币消费分项所在的产品列，加上住宅方面的固定资产获得减处置 P.511 的产品列
<i>XPI</i>	由非居民向居民购买的所有可运输产品和服务。包括在没有发生所有权变更的先出口，然后由非居民进行实质性加工，再进口的产品。	在出口国边境的购买者价格（离岸价），包括出口税，不包括出口补贴，包括从生产地到国境的运费和分销差价。	由居民生产或加工且由非居民购买的所有可运输产品和服务，但在途产品或先出口、由非居民略微加工后再进口的产品除外	在对外产品和服务的延伸核算以及供应与使用表中，出口 P.6 的产品列
<i>MPI</i>	由居民向非居民购买的所有各类可运输的产品和服务。包括没有发生所有权变更，先进口由居民进行实质性加工后再出口的产品。	在出口国边境的基本价格（离岸价），不包括进口税，包括进口补贴，不包括从生产地到国境的运费和分销差价 ¹	由非居民生产或加工且由居民购买的所有可运输产品和服务，但在途产品或先进口、由居民略微加工后再出口的产品除外	在对外产品和服务的延伸核算以及供应与使用表中，进口 P.7 的产品列

PPI = 生产者价格指数；*CPI* = 消费者价格指数；*XPI* = 出口价格指数；*MPI* = 进口价格指数。

¹但事实上，在定义进口价格指数时，价格指数的编制人员会先考虑经济投入价格指数，以便通过该指数，对产品和服务的第一个居民买主按购买者价格应付的进口产品和服务价值进行估算。在计算进口价格指数时，采用“削减”指数来调整（乘以）进口的购买者价格指数，削减指数用以跟踪“离岸价进口”与“购买者价格进口”之间的比例变动。这么做是为了在将进口价格指数作为离岸价进口缩减指数时，让进口价格指数的估价基础与离岸价进口相同，从而得出概念上正确的进口物量指数。

14.61 支持消费者价格指数参考总量#2 的人士一般从交易或通货膨胀的角度来看待消费者价格指数，他们认为该指数应该能够衡量一个支出总量中的价格变化率，该支出总量广泛涉及住户在产品和服务方面的货币最终支出，包括住户通过购买和翻新自有住宅在住宅方面的资本形成。

14.62 消费者价格指数的两种概念都有用。如果采用生活费用观，价格指数的对偶为住户消费的物量。如果采用通货膨胀观，价格指数的对偶是住户最终购买的货币物量，这代表了他们给其进入的市场施加的需求压力。表 14.11 显示了这两类指数的范围。

衡量市场交易通货膨胀的消费者价格指数

14.63 中央银行对主要价格指数很感兴趣，当其货币政策目标为通货膨胀时，尤其如此。事实上，在对产品和服务实际交易的价格变化进行衡量时，采用基于参考总量#2的消费者价格指数要比采用基于参考总量#1的消费者价格指数更好，后者对于房主自用住房的推算租金给予了相当大的权重。

14.64 几乎在所有的国家，消费者价格指数的两类参考总量都是最终总支出和国内生产总值的重要组成部分，但产品和服务交易的总值也包括中间消耗，因此，相对于生产者价格指数而言，定义#1 或#2 下的消费者价格指数在作为产品和服务总交易的通货膨胀指数时，范围都很有有限，因为从原则上讲，生产者价格指数包括总产出。一直在努力扩大生产者价格指数的行业范围，以便将所有产出的生产活动，尤其是服务活动都纳入生产者价格指数，但这方面的进展很缓慢，因为从技术上讲，确定服务产品和衡量相关的价格比较困难。将生产者价格指数（涉及产出）与进口价格指数结合起来，就可以为市场总供应提供一个价格指数，该指数是衡量通货膨胀的一个有用指标，持这种观点的货币当局不只一个。其他中央银行关注的则是国内总供应价格指数，该指数的基础是总供应减出口（也就是，涉及总量包括产出加上进口再减去出口）。

14.65 根据消费者价格指数的购买者价格估价原则，还应包括产品税减去产品补贴，对于衡量基本价格变化的通货膨胀指标来说，这可能不太理想。不过，消费者价格指数是最广泛使用的宏观经济价格统计指标，在很多国家，它可能是衡量通货膨胀的唯一选择。另外，货币当局可能会发现，消费者价格指数是最能为社会接受的通货膨胀衡量指标，因为它关注的

是住户。

消费者价格指数中跨境购物的处理

14.66 出口 P.6 不是任何居民制度单位的支出，因此，对于涉及其支出的价格指数来说，不是关注的对象。根据寓意，出口 P.6 不会出现在消费者价格指数中的任何支出总量中。但是，进口是居民单位的一项支出，因此，在这种单位的支出总量中，通常有必要考虑进口所起的作用。在很多国家中，住户直接通过跨境购物所获取的进口产品是住户消费支出的重要部分。

14.67 特别值得注意的是，在表 14.8 中，住户部门的进口产品 P.71 和服务 P.72 只包括住户从非居民那里获取产品和服务（也就是跨境购物）的直接支出。这应该包括住户通过各种途径（包括亲自购买、邮购和网上购买），从非居民供应方那里采购的可运输产品和服务。与非居民的这些交易支出已经列入住户的个体消费 P.31 和资本形成 P.5 中，因此，在消费者价格指数中，确定进口 P.7 的目的就是为了确定与非居民的交易在住户最终支出总量中所占的份额以及消费者价格指数支出总量所涉及的那部分总量。

14.68 请注意，对于非居民向居民住户提供的产品和服务，消费者价格指数参考总量#1 和#2 都将这方面的消费支出作为个体消费 P.31 中的进口成分。在考虑消费者价格指数参考支出总量#2 时，为了对进口的重要性进行评估，还将纳入住户在可运输的进口产品（如，住房建筑材料以及非居民提供的住宅建筑服务）方面的固定资本形成 P.51 支出。

国民核算中的其他价格指标

总供给的价格指数

14.69 与前面有关生产者价格指数范围的讨论一样，我们将按市场价值估算的总产出定义为市场产出 P.11 和最终自用产出 P.12 的总和。总产出 P.1 是按市场价值估算的产出与其他非市场产出 P.13 的总和。按基本价格计算的总供应等于产出和进口 P.7 之和。对产品一级国内生产的商业差价和运输费、进口运费和保险费、产品税 D.21 减去产品补贴 D.31 等方面的加价调整将按基本价格加入总供给，以取得按购买者价格计算的总供给。

14.70 在将总供给分解为价格和物量成分时，可以将按基本价格计算的总供给价格指数（SPI）视为总产出价格指数 YPI 和进口价格指数 MPI 的加权平均数。而总

产出价格指数又包括生产者价格指数和其他非市场产出的隐含的缩减指数 (IDI)。对于按购买者价格计算的总供应,为了计算其价格指数,应该用贸易差价、保险费、运费以及产品税 (扣除产品补贴) 的总加价指数乘以供给价格指数。只有在按照购买者价格为个别产品和产品分项确定供给价格指数时,这些差价和费用才有用。对于所有产品来说,这些差价和费用彼此冲销,因此对于按基本价格计算的总供给来说,能够对其总加价起作用的只剩下产品税 (减去产品补贴) 了。在编制 (以物量表示的) 供应与使用表以及对该表的差异进行调整时,产品细目一级的总供给价格指数很有用。此外,这一级的供给价格指数还用于计算中间消耗 P.2 的行业价格指数,而该指数对于基于生产法编制国内生产总值物量指标很有用。作为编辑辅助工具的供给价格指数主要通过双面平减法 (见第 14.71 和第 14.73 段) 平减基本价格下的增加值,除此之外,供给价格指数本身还可以作为分析指标,因为它们涉及经济体中与生产和对外贸易有关的所有产品和服务。正因为如此,它们对于经济政策的分析和评价很有用,因为在这种情况下,比如,在制定货币政策时,需要涉及广泛的交易。

中间消耗的价格指数

14.71 在考虑经济总体和行业的中间消耗价格指数 (IPI) 时,权数同供应与使用表使用矩阵中的各列中间消耗项目有关,中间消耗是根据表 14.2 得出的,在表 14.10 中以 P.2 标示。由于现行购买者价格中固有的各种基本价格差异可能因用户行业的不同而不同,所以,对于中间消耗价格指数来说,最好通过企业调查来提供购买者价格数据。遗憾的是,这种调查一般既费钱又费力。相反,正如上文有关总供给价格指数的讨论,行业中间消耗的价格指数可以根据供给价格指数的产品细目进行推算,如果在产品类别内,不同主业之间在税收、补贴、运输和分销差价的总额方面差异不是太大,那么通过这种推算将获得比较准确的指数。对于经济总体来说,中间消耗的价格指数等于行业中间投入价格指数的加权平均数,其中权数等于每个行业中间消耗在经济体消耗总额中所占的份额。

最终使用的价格指数

14.72 最终使用的价格指数包括个体消费 P.31、集体消费 P.32、固定资本形成总额 P.51、库存变化 P.52、贵重物品的获得减处置 P.53 和出口 P.6 的缩减指数。在上文讨论的主要价格指数中,消费者价格指数是 P.31 (产品一级) 详细信息的主要来源,而生产价格指数则是 P.51 详细信息的重要来源,是 P.52 分项“制成品”数据的重

要来源。在根据消费者价格指数参考支出总量#2 对消费者价格指数进行定义时,消费者价格指数还可以提供住宅资本形成方面的数据。在缺乏中间投入购买价格方面的详细调查数据时,供给价格指数可以为 P.52 的投入库存构成提供主要数据,出口价格指数是 P.6 的缩减指数。供给价格指数还可以为 P.32、P.51 和 P.53 提供详细的产品信息。最终使用总额的缩减指数被确定为最终使用价格指数 (FPI),而最终使用价格指数可以计算为刚才所述成分指数的加权平均数 (公式还有待确定)。

国内生产总值的价格指数

14.73 正如上文有关供给价格指数和中间消耗价格指数的讨论,国内生产总值的价格指数可以通过两种方式进行编辑,这两种方法与国内生产总值中产品和服务的两种编辑方法类似:生产法和支出法。根据上文所述,生产法源于等式 (14.2) 隐含的增加值定义,增加值等于产出 P.1 (按基本价格计算) 与中间消耗 P.2 (按购买者价格计算) 的差额。《1993 年国民账户体系》建议对增加值采用双面平减法,根据这种方法,用产出价格指数平减按基本价格计算的产出 Y 以求出产出量,用中间购买项目的价格指数平减中间购买量以求出中间投入量。这样,实际增加值就等于产出量与中间投入量之间的差额 (见《1993 年国民账户体系》,第十六章)。这种做法相当于按照当前价格平减增加值,其中双面平减价格指数对产出价格指数赋予了正权数,而对中间消耗价格指数赋予了负权数。正如正文所述,在正常情况下,增加值缩减指数被视为产出价格指数 $YPI^{s,t}$ 和中间投入价格指数 $IPI^{s,t}$ 的一个 Paasche 指数,其中, $IPI^{s,t}$ 的权数为:

$$w_t^i = \frac{-P.2^t}{P.1^t - P.2^t}$$

而 $YPI^{s,t}$ 的权数为 $1 - w_t^i$ 。相应的物量指数形式为 Laspeyres 指数或“不变价格”形式,它相当于双面平减法:用实际增加值的金额除以时期 s 按现行价格计算的增加值。按现行基价计算的总增加值除以实际增加值 (通过双面平减法) 可以得出基本价格下增加值的隐含的缩减指数。最后,按购买者价格计算的国内生产总值缩减指数等于增加值价格指数 (产出按基本价格计算,中间投入按购买者价格计算) 乘以产出产品税减去产出产品补贴后增加值的加价指数。

14.74 另一种方法是,可以采用双面平减法,将最终支出缩减指数 FPI 与进口价格指数结合起来。国内生产总值的金额可以根据支出数据计算,用进口价格指数平减进口 P.7,然后从最终使用量中减去该结果,在计算最终使用量时,可以用最终使用价格指数平减最终使用

国内生产总值隐含的缩减指数将等于按现行价格计算的国内生产总值与如此计算的国内生产总值金额之比率。国内生产总值量的总指数与实际增加值的总指数应该一致，根据寓意，以两种方法计算的国内生产总值隐含的缩减指数也应该一致。

劳动服务的价格指数

14.75 增加值首先出现在生产核算中，是产出与中间消耗的平衡项目。除了其他方面以外，该差额用以支出劳动服务的报酬。《1993年国民账户体系》规定收入构成包括收入形成核算中的增加值（见表 14.13）。该核算中逐项列明的最大收入项目就是雇员报酬 D.1，其中包括薪水和薪资 D.11 以及雇主的社会缴款 D.12。D.1 代表劳动服务流量的价值总量，因此可以分解为价格和物量。表 14.14 显示的是同一核算，根据基本单位或行业的劳动服务类型（职业）对该核算进行了扩展。劳动服务价格指数（LPI）衡量的是行业内不同职业总报酬的发展情况。在与国内生产总值缩减指数进行比较时，总报酬中的劳动服务价格尤其有用，因为它可以根据最终消费的生产，显示劳动报酬的相对购买力。在就成本对产出价格的压力进行分析时，这种比较很有用，它可以为劳动生产率指标的编制提供数据。第二种有用的比较就是对劳动服务价格指数和消费者价格指数的工资和薪资分类指数进行比较。劳动服务价格指数与消费者价格指数的比例表明工资在产品和服务消费方面的购买力，并可跟踪了解物质福利情况，尤其是住户机构部门 S.14 下属分部门 S.143“雇员”的

物质福利（见第 226 页专栏 14.1）。在劳动服务价格指数中，劳动服务价格包括雇员的所有报酬，包括雇主的社会缴款（福利）以及工资和薪资。劳动服务价格指数的分类指数“工资和薪资”是另一个通过加价指数对价格指数进行调整的例子。与按购买者价格计算的总供给价格指数或生产法国内生产总值价格指数一样（见表 14.10），在这种情况下，将根据“削减指数”对劳动服务价格指数进行调整，在调整时，减去雇主的社会缴款。

产品和服务价格统计体系的框架

14.76 为了对有关主要价格指标和国民核算的概述进行总结，表 14.15 显示了国民核算中价值总量所需要的价格指数以及这些价格指数与四个主要价格指标之间的关系。如果指数为其他两个指数的函数，那么将表示为：

$$f(I_1, I_2; w)$$

其中 f 为指数公式， I_1 和 I_2 为价格指数， w 为第二个指数的权数，第一个指数的权数为 $1-w$ 。比如，如果 f 为 Laspeyres 公式，那么可以通过以下代换来计算产出价格指数（YPI）： $P_L^{s,t} = YPI^{s,t}$ 、 $r_1^{s,t} = PPI^{s,t}$ 、 $w_1^s = 1-w_D^s$ 、 $r_2^{s,t} = IDI^{s,t}$ 、 $w_2^s = w_D^s$ 。 f 可以选为 Paasche 公式（除了权数 $w_1^t = 1-w_D^t$ 和 $w_2^t = w_D^t$ 中上标时间这一变化外，其他代换相同）、Fisher 理想公式或其他指数公式。

表 14.13 基本单位、制度单位或机构部门的收入形成核算

黑体为《1993年国民账户体系》的产品和服务项目

使用	资源
D.1 雇员报酬	B.1 增加值 ¹
D.11 工资和薪资	
D.12 雇主的社会缴款	
D.121 雇主的实际社会缴款	
D.122 雇主的推算社会缴款	
D.2 生产和进口税	
D.29 其他生产税 ²	
D.3 补贴	
D.39 其他生产补贴（-） ³	
B.2 营业盈余 ⁴	

¹ 来自生产核算。² 与产品无关的生产税。³ 与产品无关的生产补贴。⁴ 收入形成核算的平衡项目。

表 14.14 基本单位和行业的收入形成核算——包括劳动服务（职业¹）细目
黑体为《1993 年国民账户体系》的产品和服务项目

基本单位识别码: eeeeeeee 活动/行业代码 (ISIC): aaaa 制度单位识别码: uuuuuuuu
市场地位: P.In 机构部门代码: S.mmmn

使用		资源	
D.11 工资和薪资	D.12 雇主的社会缴款	D.1 雇员报酬	B.1 增加值²
1: 立法者、高级官员和管理人员	1: 立法者、高级官员和管理人员	1: 立法者、高级官员和管理人员	
2: 专业人员	2: 专业人员	2: 专业人员	
3: 技术人员和辅助专业人员	3: 技术人员和辅助专业人员	3: 技术人员和辅助专业人员	
4: 职员	4: 职员	4: 职员	
5: 服务行业人员、商店和市场销售人员	5: 服务行业人员、商店和市场销售人员	5: 服务行业人员、商店和市场销售人员	
6: 农业和渔业技术工人	6: 农业和渔业技术工人	6: 农业和渔业技术工人	
7: 手艺人和相关行业工人	7: 手艺人和相关行业工人	7: 手艺人和相关行业工人	
8: 设备和机械操作人员和装配工	8: 设备和机械操作人员和装配工	8: 设备和机械操作人员和装配工	
9: 非技术工人	9: 非技术工人	9: 非技术工人	
0: 武装部队	0: 武装部队	0: 武装部队	
		D.2 生产和进口税	
		D.29 其他生产税	
		D.3 补贴 (-)	
		D.39 其他生产补贴	
		B.2 营业盈余³	

¹ 国际劳工组织:《1988 年国际标准职业分类》(ISCO-88)(日内瓦, 1990 年)中的主要类别。² 来自生产核算。³ 收入形成核算的平衡项目。

表 14.15 价格统计框架

《1993 年国民账户体系》总量		《1993 年国民账户体系》交易代码 ¹		估计和需要的细目		源于《1993 年国民账户体系》价格指数 ²		与其他价格指数的偏差	
供应									
按市场价值估算的产出	P.11+P.12	基本价格, 按行业分类的产品	基本价格, 按行业分类的产品	包括行业和产品细目的生产核算, 经济总体 S.1	生产者价格指数 (PPI)				
其他非市场产出 ³	P.13	基本价格 (生产成本), 按行业分类的产品	基本价格 (生产成本), 按行业分类的产品	包括行业和产品细目的生产核算, 经济总体 S.1	其他非市场产出概念的缩减	根据物量指标推算			
总产出	P.1=P.11+P.12+P.13	基本价格, 按产品列示	基本价格, 按产品列示	包括行业和产品细目的生产核算, 经济总体 S.1	产出价格指数 (YPI)	$YPI = f(PPI, IDI, w_m), w_m = \frac{P.13}{P.1}$			
进口	P.7	基本价格 (出口国边境为界的离岸产品, 包括非居民提供的进口运费和保险费), 按产品列示	基本价格 (从出口国边境到国内边境的服务, 包括非居民提供的进口运费和保险费), 按产品列示	产品和服务对外贸易核算 (包括产品细目), 经济总体 S.1	进口价格指数 (MPI), 包括离岸价购买者价格指数	相乘的进口购买者价格指数			
总供给, 基本价格	P.1+P.7	基本价格, 按产品列示	基本价格, 按产品列示	供应与使用表, 经济总体 S.1	供给价格指数 (SPI)	$SPI = f(MPI, YPI, w_y), w_y = \frac{P.1}{P.1+P.7}$			
国内总供给	P.1+P.7-P.6	基本价格, 按产品列示 (P.1 和 P.7); 购买者价格, (P.6, 离岸价出口, 见下文“使用”项目)	基本价格, 按产品列示 (P.1 和 P.7); 购买者价格, (P.6, 离岸价出口, 见下文“使用”项目)	供应与使用表, 经济总体 S.1	国内供给价格指数 (DSP)	$DSP = f(MPI, YPI, XPI, w_y, -w_x), w_y = \frac{P.1}{P.1+P.7-P.6}, w_x = \frac{P.6}{P.1+P.7-P.6}$			
国内贸易差价、保险费和运费调整		基本价格 (在国内提供运输和配送服务), 按产品列示	基本价格 (在国内提供运输和配送服务), 按产品列示	供应与使用表, 经济总体 S.1	供给加价指数 (SMI)	$SMI = \frac{P.1 + P.7 + D.21 - D.31}{P.1 + P.7}$			
进口运费和保险费调整		基本价格 (从出口国边境到国内边境的服务, 不管服务提供方在什么地方), 按产品列示	基本价格 (从出口国边境到国内边境的服务, 不管服务提供方在什么地方), 按产品列示	供应与使用表, 经济总体 S.1		$(\text{总量中的}) SMI = \frac{P.1 + P.7 + D.21 - D.31}{P.1 + P.7 + D.21 - D.31}$			
产品税减去产品补贴	D.21-D.31	应付价格, 按产品列示	应付价格, 按产品列示	原始收入分配核算, 广义政府部门 S.13		产品一级的总产出加价指数还应在上述表达式的分子中包括交易差价和运费。			
总供给, 购买者价格	P.11+P.12+P.7+D.21-D.31	购买者价格, 按产品列示	购买者价格, 按产品列示	购买者价格, 按产品列示		$SPI \times SMI$			
使用									
中间消耗	P.2	购买者价格, 按行业分类的产品	购买者价格, 按行业分类的产品	包括行业和产品细目的生产核算, 经济总体 S.1	中间消耗价格指数 (IPI)	通常纳入按购买者价格计算的总供给价格指数的产品信息			
个体消费	P.31	购买者价格, 按产品列示	购买者价格, 按产品列示	包括产品细目的收入使用核算, 经济总体 S.1	住户消费者价格指数 (HPI)	纳入消费者价格指数的信息, 对于自产自用的产品和服务以及由住户服务的非营利机构和广义政府提供个人的产品和服务, 还可以纳入消费者价格指数和生产价格指数有关这方面的产品信息			
住户部门 S.14 的最终消费, 但不包括房主的推算租金	P.31, 不包括推算消费和最终自产自用的消费, 但不包括房主的推算租金	购买者价格, 按产品列示	购买者价格, 按产品列示	包括产品细目的收入使用核算, 住户部门 S.14, 特别包括 P.31 的子类项目	消费者价格指数 (CPI) 和其他必要的分类指数				
集体消费	P.32	购买者价格, 按产品列示	购买者价格, 按产品列示	包括产品细目的收入使用核算, 广义政府部门 S.13	政府价格指数 (GPI)	可以纳入消费者价格指数和生产价格指数方面的产品指数			
固定资本形成总额	P.51	购买者价格, 按产品列示	购买者价格, 按产品列示	包括产品细目的资本核算, 经济总体 S.1	固定资本形成价格指数 (KPI)	可以纳入生产者价格指数方面的产品指数			

表 14.15 价格统计框架 (续)

《1993 年国民账户体系》交易代码 ¹		源于《1993 年国民账户体系》的核算		价格指数 ²		与其他价格指数的偏差	
库存变化	P.52	购买者价格, 按产品列示	包括产品细目的资本核算, 经济总体 S.1	库存价格指数 (NPI)	库存存量的价格指数		
贵重物品的获得 减处置	P.53	购买者价格, 按产品列示	包括产品细目的资本核算, 经济总体 S.1	贵重物品价格指数 (VPI)	贵重物品存量的价格指数		
出口	P.6	购买者价格 (国内边境为界的离岸价), 按产品列示	包括产品细目的产品和服务对外贸易核算, 经济总体 S.1	出口价格指数 (XPI)			
最终使用总额	P.3+P.5+P.6	购买者价格, 按产品列示	供应与使用表, 经济总体 S.1	总使用价格指数 (FPI)	$FPI = f(HPI, GPI, KPI, NPI, VPI, XPI, \hat{w})$ 其中 ⁴		
					$\hat{w} = [w_G, w_K, w_N, w_V, w_X]$ 而		
					$w_G = \frac{P.32}{P.3 + P.4 + P.5 + P.6}$,		
					$w_K = \frac{P.51}{P.3 + P.4 + P.5 + P.6}$,		
					$w_N = \frac{P.52}{P.3 + P.4 + P.5 + P.6}$,		
					$w_V = \frac{P.53}{P.3 + P.4 + P.5 + P.6}$,		
					$w_X = \frac{P.6}{P.3 + P.4 + P.5 + P.6}$		
国内生产总值							
国内生产总值	GDP=P.3+P.5+P.6-P.7,	在按扣除进口后的最终消费数据集据时, 按产品列示	供应与使用表, 经济总体 S.1	国内生产总值缩减指数	$GDP \text{ 平减指数} = f(FPI, MPI; w_M)$ $= SMI^* \times f(SPI, IPI; w_I)$		
或		在按基本价格计算的增加值数据集据时, 按行业列示, 行业和总增加值的价格指数通过扣除产品补贴后产品税的加价系数进行调整					
	GDP=P.1-P.2+D.21-D.31				其中 ⁵		
					$w_M = \frac{-P.7}{GDP}$		
					$w_I = \frac{-P.2^4}{GDP}$		
					$SMI^* = \frac{P.1^1 - P.2^1 + D.21^1 - D.31^1}{P.1^5 - P.2^5 + D.21^5 - D.31^5}$		
					$\frac{P.1^5 - P.2^5}{P.1^5 - P.2^5}$		
雇员报酬	D.1	按行业和职业列示	收入形成核算, 经济总体 S.1	雇成本指数	(总量中的) 行业一级的增加值价格指数 SMI*应在上述公式的分子中加上总交易差价和运费		
<p>¹P.11=市场产出, P.12=最终自己使用的产出, D.21=产品税, D.31=产品补贴。²四个主要价格指数以群体列示。³该类别包括由政府或为住户服务的非营利机构 (NPISH) 免费或按没有经济意义的价格提供的公共服务产出, 该产出按成本估价, 因为市场上没有可以与之比较的项目。无法为这种总量直接确定价格指数, 因为其他非市场产出没有具有经济意义的价格。在推算其他非市场产出 P.13 隐含的缩减指数时, 用其他非市场产出价值的变化除以直接编辑的物量指标的变化。⁴与需要将两个成分指数归并的其他综合指数不同, 最终使用价格指数是将最终使用的六个成分价格指数同时相加。同样, f 可以是第一章和第十五章所述的任何指数, 其中第一项的权重 (此处为个体消费 P.31 的第一项) 被确定为 1 减其他权重, 价格比由一系列的指数自变数确定。⁵在有美国国内生产总值的这两个公式中, 第二个指数自变数的负权重说明它们代表的是“双面平减类”价格指数 (见《1993 年国民账户体系》, 第十六章, E 部分)。</p>							

产品和服务支出的国际比较

14.77 迄今为止，所讨论的主要价格统计学是为了对产品和服务价格随时间变化的情况进行跟踪。购买力平价对不同国家或地区在特定的会计期内的价格水平进行比较，在对两个国家或地区的国内生产总值进行比较时，购买力平价通常用以消除价格以不同货币单位表示时带来的影响。双边购买力平价中的价格比包括：两个国家或地区的类似产品和服务的当地货币价格之比。权数与这两个国家或地区的这些项目在其国内生产总值支出中所占的份额成比例。价格比的数据来源与最终使用国内生产总值缩减指数来源相同，权数等于最终使用总额减去产品的离岸价进口。为了确保地区 A 和地区 B 的购买力平价等于地区 B 和地区 A 的购买力平价的倒数，需要采用诸如 Fisher 指数之类的对称指数，来计算双边购买力平价。

14.78 双边购买力平价矩阵不仅可用于直接的双边比较，还可用于任何两个地区之间的双边比较，也就是在任何一组比较地区中，将一个地区与另一个地区进行比较，一系列双边购买力平价比较的结果就可得出多边比较。为了确保这种多边比较的一致性（比如，在以某个特定地区开始，并以同一地区结束的链环中，购买力平价为“单位 1”），需要对双边购买力平价进行调整，以获得具有传递性的比较集合。

14.79 本章讨论的四个主要指数系列与购买力平价有关，因为为消费者价格指数、生产价格指数、出口价格指数和进口价格指数收集的价格数据，除了用于这些时间指数和国内生产总值时间价格指数外，还可用于消费、资本形成和贸易支出方面的国际比较。有关购买力平价的详细情况，见附件四“国际比较纲要”。

第十五章 基本指数理论

导言

一组给定量的平均值是多少？一般情况下，除非求解某个平均值的目标也是给定的，否则将无法为这样一个问题找到答案。平均值的种类像目的一样多；我们甚至可以这样讲，对于价格，目的会因作者而不同。因此，对于相互不了解对方初衷的人而言，争辩都是将会是无果而终（Edgeworth, 1888年，第347页）。

15.1 消费者可以购买的货物与服务数以百万计，这些货物的外观不同、服务的种类各异。从经济的商业或生产角度看，被活跃交易的商品更多。这是因为企业不仅生产供最终消费的商品，它们还生产出口商品和其他生产商需要的中间商品。总起来讲，企业还使用数百万计的进口商品和服务，数千计的劳动服务和数万种不同类型的资本。如果我们进一步根据其生产或消费的地理位置、季节或是根据一天中的某个时间来对实际商品进行区分的话，那么，在任何一个先进经济体中，每年都有数十亿计的商品在进行交易。出于多方面的考虑，有必要将庞大的价格和数量信息概括成小得多的数字集合。本章考察的问题是：如何才能将涉及数百万价格和数量的微观经济信息概括成数量小得多的价格和数量变量？这就是指数的基本问题。

15.2 可以在微观经济理论的背景下提出指数问题；即，假设我们打算基于生产者或消费者理论来建立某种经济模型，那么，什么样的方法才是为模型确定总量数据集的“最佳”方法呢？然而，在我们确定价格或数量总量时，可能会产生其他一些看法（这些看法并非是基于经济学的）。本章和下章将考察基于其他视角的部分观点。经济学角度的考察将放在第十七章和第十八章中。

15.3 指数问题可概括为这样的问题，即对于某个时间段里一组定义明确的交易集合，将其值分解为一个总价格项乘以一个总数量项。结果，这种处理指数问题的方式并不能带来任何有用的解决方案。因此，在第15.7至15.17段中，将分属两个时期的数值比分解成：一个对这两个时期总体价格变化加以计量的分量（即价格指数），乘上一个对这两个时期的总体数量变化加以计量的分量（即物量指数）。最简单的价格指数是固定篮子类型的指数；即，在价值总量的 n 个数量中选择固定的数额，然后按时期0和时期1的价格计算此固定篮子数量的值。此固定篮子价格指数即为上述两个值的比率，其中，价

格是变化的，数量保持不变。对于此固定篮子，两个很自然的选择为基期，即时期0交易的数量，或是当期和时期1的交易数量。这两个选择便分别产生了Laspeyres（1871年）和Paasche（1874年）价格指数。

15.4 遗憾的是，Paasche和Laspeyres指数反映的总价格变化可能不同，而且两者的差异往往很大。因此，在第15.18至15.32段中，采用了这两个指数的平均值，因此，对于价格的变化只形成一个指标。第15.18至15.23段均认为，所取的“最佳”平均值是几何平均数，该平均数为Irving Fisher（1922年）的理想价格指数。在第15.24至15.32段中，采用的是两个篮子的平均值，而非Paasche和Laspeyres价格变化指数的平均值。这种固定篮子指数理论方法产生了Correa Moylan Walsh（1901年；1921年a）主张的价格指数。然而，也可能产生其他固定篮子方法。除了选择时期0或时期1篮子（或两个篮子的平均值）之外，还可以选择一个属于完全不同时期的篮子，例如时期 b 的篮子。事实上，统计机构的一种典型做法是，用时期0前一年（甚或二年）的整个交易年度中的某个时期作为篮子时期，选择的时期通常为1个月。这类指数由Joseph Lowe（1823年）最先提出，这类指数的权数参考期与价格参考期不同，第15.24至15.53段将对此类指数进行考察。第十六章还将从公理角度对这类指数进行考察，第十七章将从经济分析角度对其加以评价。¹

15.5 在第15.65至15.75段中，将对价格指数函数形式或公式的另一种确定方式加以考察。此方法由法国经济学家Divisia（1926年）提出，它是基于这样的假设：作为时间的连续函数的价格和数量数据是可得。采用微分理论将连续时间值总量变化率分解成两项，以反映价格和数量总量的变化。尽管Divisia方法提供了一些独到的看法，²但它并没有给统计机关选择指数公式提供更多的指导。

15.6 在第15.76至15.97段中，对两种选择方案的优缺点进行了比较：一种是在双边指数比较中使用固定基础时期，另一种是一直将当期与前期进行比较，后者被称之为链式法。在链式法中，链环是将某个时期的指数与前一个时期的指数进行比较。这些链环被进行加乘，以对多期进行比较。

¹ 这类指数在第十九章中没有出现（该章中大多数在第十五至十八章中出现的指数公式都是采用一组模拟数据集来加以说明的），对于权数参考时期不同于价格参考时期的指数在第二十二章中做了数字说明，该章将对季节性商品问题进行讨论。

² 尤其是，可以用它来解释链指数法（在第15.86至15.97段中讨论）。

将总量值分解为价格和数量两部分

总量值的分解和乘积检验

15.7 价格指数是一个反映许多商品价格从一种情形（某个时间时期或地点）——情形零，到另一种情形——情形一，所发生的变化。更具体地讲，从更实用的角度看，一个价格指数可以看作是所研究的两种场景下商品相对价格变化的加权平均。要确定一个价格指数，有必要知道：

- 指数中应包括哪些商品或项目；
- 如何确定项目价格；
- 指数中应包括哪些涉及这些项目的交易；
- 如何确定权数以及应从何种渠道取得这些权数；
- 应使用何种公式或哪一类平均值对所选择项目的相对价格进行平均。

上面所有涉及价格指数定义的问题，除了最后一个，都可通过价格指数提到的总量值定义得到回答。特定项目和交易集合的总量值 V 可按下列式计算：

$$V = \sum_{i=1}^n p_i q_i \quad (15.1)$$

式中的 p_i 为用本币单位表示的第 i 个项目的价格， q_i 为考察时期里相应的交易量，下标 i 代表构成被选择总量值 V 的 n 个项目组中第 i 个基本项。此总量值的定义还需要设定：所含的商品组（包括哪些项目）；从事这些商品交易的经济主体（包括哪些交易），以及在这些交易中，作为经济主体行为动机的定价和记录时间原则（价格的确定）。所含的基本项目、其定价（ p_i ）、交易的合格性以及项目的权数（ q_i ）都属于总量值定义的范畴。至于 p_i 和 q_i 是如何确定的问题，在本手册的其他章节，尤其是第五章中有更详细的讨论。³

15.8 等式 (15.1) 定义的总量值 V 是指某个单一（未界定的）时期的交易集合。现在让我们来考察两个地点或时期，即时期 0 和时期 1，总量值相同的情形。为了方便起见，时期 0 称为基期，时期 1 称为当期，并且假设：基期价格和数量向量的观察值，即 $p^0 \equiv [p_1^0, \dots, p_n^0]$ 和 $q^0 \equiv [q_1^0, \dots, q_n^0]$ 已经有了。⁴ 很显然，基期和当期总量值可定义为：

$$V^0 \equiv \sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0; V^1 \equiv \sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1. \quad (15.2)$$

在上段中，价格指数被定义为一个反映情形 0 到情形 1 总量值中 n 个商品价格变化的函数或指标。在本段

中，价格指数 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 连同相应的物量指数 $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 被定义为 $4n$ 变量 p^0, p^1, q^0, q^1 （这些变量描述时期 0 和时期 1 中总量值的价格和数量）的两个函数，这两个函数满足下列等式：⁵

$$V^1/V^0 = P(p^0, p^1, q^0, q^1) Q(p^0, p^1, q^0, q^1) \quad (15.3)$$

如果总量值中只有一个项目，那么，价格指数 P 应缩减到单一价格比率，即 p_1^1/p_1^0 ，而且物量指数 Q 也应缩减到单一数量比率，即 q_1^1/q_1^0 。在存在多项情况下，价格指数 P 将被解释为单一价格比率，即 $p_1^1/p_1^0, \dots, p_n^1/p_n^0$ 的某种加权平均。

15.9 因此，上述第一种指数理论方法可被看作是将总量值变化，即 V^1/V^0 ，分解为两个部分之积：归因于价格变化的部分，即 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ ，和归因于数量变化的部分，即 $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 。这种确定价格指数的方法就是国民核算中采用的方法，在国民核算中，价格指数是用来缩减一个数值比，以取得数量变化的估算值。因此，按此指数理论方法，价格指数的基本用途是作为一种缩减指数。请注意，一旦价格指数 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 的函数形式为已知，那么，相应的数量或物量函数 $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 完全由 P 来确定，即，可将等式 (15.3) 重写为：

$$Q(p^0, p^1, q^0, q^1) = (V^1/V^0) / P(p^0, p^1, q^0, q^1) \quad (15.4)$$

相反，如果物量指数 $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 为已知，那么，相应的价格指数 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 即应完全由 Q 来确定。因此，如果采用这种缩减指数理论方法，就不需要什么别的理论来确定价格和物量指数：如果 P 或 Q 两者之中有一个是确定的，那么，另一个函数就可通过乘积检验等式 (15.4) 加以推定。

15.10 在下节中，研究了价格指数 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 两个明确的选择，同时，对得自于等式 (15.4) 的相应物量指数 $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 做了计算。这里有两个选择，这两个选择在国民收入账户中用得最多。

Laspeyres 和 Paasche 指数

15.11 价格指数公式最简单的确定方式之一见诸于 Lowe (1823 年) 的详细介绍。其在测算时期 0 和时期 1 之间的价格变化时，需要首先确定一个近似的代表性商品篮子，⁶ 即先确定代表所考察的两个时期购买的数量向量 $q \equiv [q_1, \dots, q_n]$ ，然后计算时期 1 相对于时期 0 时期 1 的价格水平，以此作为时期 1 篮子成本

³ Ralph Turvey 指出：某些数值可能难以清楚地分解为价格和数量项。难以分解数值的例子包括银行收费，赌博支出，以及寿险缴款。

⁴ 注意，这里做了这样的假设，即在数值总量中没有新的或正在消失的商品。“新产品问题”的处理方法和质量变化的调整问题在第七、八及二十一章中讨论。

⁵ Fisher 率先提出价格和物量指数的确定应结合起来，以满足等式 (15.3) (1911 年，第 418 页)。Frisch (1930 年，第 399 页) 将等式 (15.3) 称为乘积检验。

⁶ Lowe (1823 年，附录，第 95 页) 指出，商品篮子向量 q 每五年应更新一次。第 15.24 段至 15.53 段将对 Lowe 指数做更为详细的考察。

$\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i$ 与时期 0 篮子成本 $\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i$ 之比。确定价格指数的这种固定篮子方法留下的一个问题是，究竟如何选择固定篮子向量 q ？

15.12 随着时间的推移，经济学家和价格统计学家对于设定篮子向量 q 的精度要求也越来越高。对于参考篮子有两个普通选择：基期商品向量 q^0 或当期商品向量 q^1 。这两个选择产生了等式(15.5)定义的 Laspeyres(1871年)价格指数⁷ P_L 和等式(15.6)定义的 Paasche(1874年)价格指数⁸ P_P ：⁹

$$P_L(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^0}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \quad (15.5)$$

$$P_P(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^1} \quad (15.6)$$

15.13 等式(15.5)和(15.6)可以另一种方式重写，以更为符合统计机构的需要。可以将时期 t 对商品 i 的支出比定义如下：

$$s_i^t \equiv p_i^t q_i^t / \sum_{j=1}^n p_j^t q_j^t \quad \text{其中 } i = 1, \dots, n \quad t = 0, 1 \quad (15.7)$$

这样，就可以采用(15.7)中的定义将 Laspeyres 指数(15.5)改写如下：¹⁰

$$\begin{aligned} P_L(p^0, p^1, q^0, q^1) &= \sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^0 / \sum_{j=1}^n p_j^0 q_j^0 \\ &= \sum_{i=1}^n (p_i^1 / p_i^0) p_i^0 q_i^0 / \sum_{j=1}^n p_j^0 q_j^0 \\ &= \sum_{i=1}^n (p_i^1 / p_i^0) s_i^0 \end{aligned} \quad (15.8)$$

⁷ 实际上，此指数是由 Drobisch(1871年 a, 第 147 页)略早于 Laspeyres 提出并加以阐述的。事实上，Laspeyres(1871年, 第 305 页)也公开承认是 Drobisch 给他指出了前进的方向。然而，Drobisch 所做的贡献很大程度上已被后来的作家们所遗忘，原因在于 Drobisch 热烈地认为两个单位数值比是“最佳”指数公式。尽管这种公式具有出色的功用(在此公式中，所有被比较的商品 n 都有着相同计量单位)，但是，当商品和服务同处于指数篮子中时，公式没有任何意义。

⁸ Drobisch(1871年 b, 第 424 页)似乎也是对 Paasche 价格指数给出明确定义并加以阐述的第一人，但是，他摒弃了此公式，支持他青睐的公式，即单位数值比公式，正因如此，他并没有因为最先提出 Paasche 公式而被人们所记住。

⁹ 值得注意的是，实际上， $P_L(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 并不依赖于 q^1 ，而且 $P_P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 并不依赖于 q^0 。但是，纳入这些向量并没有什么害处，而且，此理念显示，读数处于双边指数理论范畴，也就是：所比较的是两个时期数值总量的价格和数量。

¹⁰ 这种方法将 Laspeyres 指数(或任何一个固定篮子指数)重新表述为价格比率的份额加权算术平均值，该方法源于 Fisher(1897年, 第 517 页)(1911年, 第 397 页)(1922年, 第 51 页)和 Walsh(1901年, 第 506 页; 1921年 a, 第 92 页)。

有了此等式，现在可将 Laspeyres 价格指数 P_L 表述为 n 个价格比率 p_i^1/p_i^0 的算术平均数，并用基期支出比进行加权。Laspeyres 公式目前一直被世界各国广泛地用作消费价格指数的学术基础。要将此公式付诸实际使用，统计机关只需收集基期 0 指数定义范畴内支出比 s_n^0 的资料，然后只需连续不断地统计价格项资料。因此，可及时地编制 Laspeyres 消费价格指数，而无需当期数量方面的资料。

15.14 Paasche 指数还可以支出比和价格比率形式用下式表示：¹¹

$$\begin{aligned} P_P(p^0, p^1, q^0, q^1) &= \frac{1}{\left\{ \sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^1 / \sum_{j=1}^n p_j^1 q_j^1 \right\}} \\ &= \frac{1}{\left\{ \sum_{i=1}^n (p_i^0 / p_i^1) p_i^1 q_i^1 / \sum_{j=1}^n p_j^1 q_j^1 \right\}} \\ &= \frac{1}{\left\{ \sum_{i=1}^n (p_i^1 / p_i^0)^{-1} s_i^1 \right\}} \\ &= \left\{ \sum_{i=1}^n (p_i^1 / p_i^0)^{-1} s_i^1 \right\}^{-1} \end{aligned} \quad (15.9)$$

上式采用了等式(15.7)的定义。有了上式，就可将 Paasche 价格指数 P_P 表达为 n 项价格比率 p_i^1/p_i^0 的调和平均数，并用时期 1(当期)的支出比来加权。¹² 如果没有当期数量资料，统计机关就无法及时编制 Paasche 指数。

15.15 与采用等式(15.3)乘积检验的价格指数相对应的物量指数为 Paasche 物量指数；即，如果等式(15.4)中的 P 为等式中(15.5)所定义的 P_L 取代，那么，就可以得到下面的物量指数：

$$Q_P(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \quad (15.10)$$

注意： Q_P 为：按时期 1 价格取值的时期 1 数量向量值 $\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1$ ，除以按时期 1 价格取值的时期 0 数量向量的(假定)数值 $\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^0$ 。因此，时期 0 和时期 1 的数量向量是按同一价格集合(即：当期价格 p^1)取值的。

¹¹ 这种将 Paasche 指数(或任何固定篮子指数)改写为价格比率的份额加权调和平均方法是由 Walsh(1901年, 第 511 页; 1921年 a, 第 93 页)和 Fisher(1911年, 第 397-398 页)提出的。

¹² 注意，公式(15.9)的推导说明在指数理论中调和平均是以一种非常自然的形式产生的。

15.16 与 Paasche 价格指数（采用乘积检验等式，15.3）相对应的物量指数是 Laspeyres 物量指数；即，如果用等式（15.6）定义的 P_P 替代等式（15.4）中的 P ，那么，即可取得下面的物量指数：

$$Q_L(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv \frac{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \quad (15.11)$$

注意： Q_L 为：按时期 0 价格计算的时期 1 数量向量的（理论）值 $\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^1$ ，除以按时期 0 价格计算的时期 0 数量向量值 $\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0$ 。因此，时期 0 和时期 1 的数量向量均按同一价格集合即基期价格 p^0 计算。

15.17 Laspeyres 和 Paasche 指数公式存在的问题是，尽管它们看上去同样都很有道理，但这些公式通常会给出不同的答案。在大多数情况下，对于这样的问题，统计机关给出两个答案是不能令人满意的：¹³对于两个相关时期总量值的价格变化，何谓“最佳”总体综合指标？在下节中，我们要考察如何计算这两个价格变化估算值的“最佳”平均值。首先，我们要提出这样的问题：何谓 Paasche 和 Laspeyres 指数之间的“正常”关系？在“正常”经济条件下，即在两个被考察情形的价格比率与相应的数量比率呈负相关的情况下，可以证明，Laspeyres 价格指数将大于相应的 Paasche 指数。¹⁴此结果的详细描述见附录 15.1。¹⁵ P_L 和 P_P 间的差异表明：如果需要对两个时期的价格变化做出唯一的估算，那么，就需将 Laspeyres 和 Paasche 指数的某种均匀加权平均数作为对时期 0 和时期 1 之间价格变化进行估算的最终值。正如上面提到的，对此将在下节中进行讨论。然而，应注意的是，统计机关通常没有当期支出权数的信息，因此，Paasche 和 Laspeyres 指数的平均值只能延期编制（也许

采用国民核算资料），或是不编制。

固定篮子价格指数的对称平均数

作为 Paasche 和 Laspeyres 指数平均值的 Fisher 指数

15.18 如上所述，由于 Paasche 和 Laspeyres 价格指数具有同样的合理性，但在对时期 0 和时期 1 之间的总量价格变化进行计算时，往往给出不同的估算值，所以有必要计算这些固定篮子价格指数的均匀加权平均值，并以此作为对这两个时期价格变化进行估算的唯一值。这种对称平均¹⁶的例子包括算术平均和几何平均。算术平均产生了 Drobisch(1871 年 b, 第 425 页)、Sidgwick(1883 年, 第 68 页) 和 Bowley(1901 年, 第 227 页)¹⁷ 指数, $P_D \equiv (1/2)P_L + (1/2)P_P$; 而几何平均产生了 Fisher(1922 年)¹⁸ 理想指数, P_F 定义为:

$$P_F(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv \left\{ P_L(p^0, p^1, q^0, q^1) P_P(p^0, p^1, q^0, q^1) \right\}^{1/2} \quad (15.12)$$

这样，指数理论的固定篮子方法便被转换成了指数理论的检验方法：即为了确定这些固定篮子指数中哪一个，或这些指数中的哪一个平均值是“最佳”的，价格指数需要有一个理想的准则或检验标准或特性。下章将对此问题做出更为详细的讨论，但本节则对检验方法做了简要的介绍，因为需要有一个标准来确定 Paasche 和 Laspeyres 指数的哪一个平均值是“最佳”的。

15.19 对于理论生活成本指数来说，可以作为其点估算值的“最佳” P_L 和 P_P 对称平均是什么呢？对于一个取决于两个被考虑时期价格和数量向量的价格指数公式而言，如果能够通过时间逆转检验，将是十分理想的。¹⁹ 如

¹³ 原则上，统计机关可以考虑提供两者（延期发布 Paasche 指数），而非对 Paasche 和 Laspeyres 指数进行平均。此建议会导致对每对时期而非时间序列进行价格矩阵比较。Walsh（1901 年，第 425 页）指出了这种可能性：“事实上，如果采用这种直接比较，我们应该使用所有可能的比较。”

¹⁴ Peter Hill（1993 年，第 383 页）把这种不等式概括如下：

可以证明，只要价格和数量比（根据值进行加权）呈负相关，这种关系（13）[即 P_L 大于 P_P] 就会成立。对于价格被动承受者而言，如果为了对相对价格变化做出反应，而用相对便宜的货物和服务替代相对昂贵的货物和服务，那么就可能出现这种负相关情况。对于指数所涵盖的大多数情况，价格和数量比会呈负相关，所以 Laspeyres 指数的上涨往往会快于 Paasche 指数，而且上涨是系统性的，两者间的差距往往会随时间而扩大。

¹⁵ 可以从另一个角度来看为什么 P_P 往往会小于 P_L 。如果时期 0 的支出比重 s_i^0 正好与相应时期 1 的支出比重 s_i^1 相等，那么根据 Schölömilch（1858 年）不等式（参看 Hardy、Littlewood 及 Polyá（1934 年，第 26 页）），可以证明， n 个数的加权调和平均数等于或小于相应 n 个数的算术平均数，而且如果 n 个数完全不等，那么将会出现严格不等情况。如果各个时期的支出比重接近常量，那么，在上述条件下， P_P 通常将小于 P_L （参见第 15.70 至 15.84 段）。

¹⁶ 关于对称平均特性的讨论，可参看 Diewert（1993 年 c）。严格地说来，如果 $m(a, b) = m(b, a)$ ，两个数 a 和 b 的平均 $m(a, b)$ 值就是对称的。换句话说，在此平均值中，对于数 a 和数 b 的处理是一致的。 a 和 b 非对称平均的一个例子是 $(1/4)a + (3/4)b$ 。通常情况下，如果所考虑的两个时期具有同等意义，那么 Walsh（1901 年，第 105 页）会主张对称处理。

¹⁷ Walsh（1901 年，第 99 页）还提出了算术平均指数 P_D （有关指数早期理论的详细情况，参看 Diewert（1993 年 a，第 36 页））。

¹⁸ Bowley（1899 年，第 641 页）似乎是提出使用几何平均指数 P_F 的第一人。Walsh（1901 年，第 428-429 页）在通过算例对 Laspeyres 和 Paasche 指数之间的巨大差异进行评论时，也提出使用这种指数：“栏（2）[Laspeyres] 和栏（3）[Paasche] 中的数字是个别的、悬殊的和荒诞的。但是，这种悬殊是有序的；其平均值接近更为真实的结果，这就说明这些数字分布于实际轨迹附近，轨迹一边的变化与另一边的变化大致相同。”

¹⁹ 参看 Diewert（1992 年 a，第 218 页）对此检验的早期论述。如果我们希望价格指数的特性与单一价格比率相同，那么满足时间逆转检验标准将十分重要。然而，也可能有其他看法。例如，我们可能想采用价格指数作为补充，在此情况下，是否满足时间逆转检验标准就不一定那么重要了。

果满足以下条件,那么指数公式 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 就会通过该检验:

$$P(p^1, p^0, q^1, q^0) = 1/P(p^0, p^1, q^0, q^1) \quad (15.13)$$

即,如果对时期 0 和时期 1 的价格和数量数据进行调换,再对指数公式进行计算,那么新的指数 $P(p^1, p^0, q^1, q^0)$ 等于原来指数的倒数 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 。这种特性需要一个单一的价格比率,而且如果衡量总量价格变化的尺度也符合此特性,从而使得选择哪一个时期作为基期并不重要,那么似乎更理想。换言之,任何两个时间点之间的指数比较都不应依赖于我们将选择哪一个时期作为基期:如果将另一个时期选作基期,那么,新的指数就等于原指数的倒数。应予指出的是, Laspeyres 和 Paasche 价格指数并不满足于这种时间可逆特性。

15.20 在搞清楚一个价格指数 P 满足时间逆检验标准的含意所在之后,就可以计算出下面的结果。²⁰ 等式 (15.12) 定义的 Fisher 理想价格指数是等于 Laspeyres 和 Paasche 价格指数 P_L 和 P_P 齐次²¹ 对称平均数的唯一指数,并且满足等式 (15.13) 定义的时间逆检验标准。因此, Fisher 理想价格指数也许就是 Paasche 和 Laspeyres 价格指数的“最佳”均匀加权平均数。

15.21 值得注意的是,指数理论的这种对称篮子方法可以回溯到指数理论创始人之一的 Arthur L. Bowley, 他写过的下面这段话就是很好的印证:

如果[Paasche 指数]和[Laspeyres 指数]十分接近,就不会有进一步的困难;如果它们差异很大,它们可以被看作指数的上下限,可以将此指数估算为它们的算术平均值……这是一个首选的近似值 (Bowley, 1901 年,第 227 页)。

为了对货币工资变化进行调整,以求出实际工资变化,有必要估算一个相应的系数,在这种情况下,统计学家们始终不满意只用方法 II [来计算 Laspeyres 价格指数],而是采用逆向法 [去计算 Paasche 价格指数]和正向法... 他们还采用两种指数的算术、几何或是调和平均 (Bowley, 1919 年,第 348 页)。²²

15.22 与 Fisher 价格指数 (使用乘积检验等式, 15.3) 相对应的物量指数为 Fisher 物量指数;即,如果用等式 (15.12) 定义的 P_F 取代等式 (15.4) 中的 P , 即可得到下列物量指数:

$$Q_F(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv \left\{ \frac{Q_L(p^0, p^1, q^0, q^1)}{Q_P(p^0, p^1, q^0, q^1)} \right\}^{1/2} \quad (15.14)$$

²⁰ 参看 Diewert (1997 年,第 138 页)。

²¹ 如果两个数 a 和 b 乘以一个正数 λ , 其平均值 $m(a, b)$ 也乘上一个 λ ; 即 m 满足下列特性: $m(\lambda a, \lambda b) = \lambda m(a, b)$, 那么, 两数 a 和 b 的平均值将是齐次的。

²² Fisher (1911 年,第 417-418 页; 1922 年) 还对 Paasche 和 Laspeyres 指数的算术平均、几何平均及调和平均做了考察。

因此, Fisher 物量指数等于 Laspeyres 和 Paasche 物量指数积的平方根。还应指出: $Q_F(p^0, p^1, q^0, q^1) = P_F(q^0, q^1, p^0, p^1)$; 即,如果在 Fisher 价格指数公式中,将价格和数量互换,就可得到 Fisher 物量指数。²³

15.23 除了取两种情形下两个基本固定篮子价格指数 P_L 和 P_P 的对称平均数之外,还可以回到 Lowe 的基本公式,选择篮子向量 q 为基期和当期篮子向量 q^0 和 q^1 的对称平均。此指数理论方法将在下节中考察。

Walsh 指数和纯价格指数理论

15.24 价格统计学家对于这样的价格指数概念往往是很满意的:即分别按时期 0 和时期 1 的价格 ($p^0 \equiv (p_1^0, p_2^0, \dots, p_n^0)$ 和 $p^1 \equiv (p_1^1, p_2^1, \dots, p_n^1)$) 为一个固定的“代表性”商品篮子 ($q \equiv (q_1, q_2, \dots, q_n)$) 确定价格。价格统计学家把这类指数称为固定篮子指数或纯价格指数,²⁴ 而且此指数与 George H. Knibbs (1924 年,第 43 页) 爵士的明确价格指数是对应的。²⁵ 由于 Lowe (1823 年) 是系统描述此指数的第一人,所以,它又被称为 Lowe 指数。Lowe 价格指数的一般函数形式为:

$$P_{Lo}(p^0, p^1, q) \equiv \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i} = \sum_{i=1}^n s_i (p_i^1 / p_i^0) \quad (15.15)$$

式中与数量加权向量 q 相对应的 (理论) 混合支出比 s_i ²⁶ 定义如下:

$$s_i \equiv p_i^0 q_i / \sum_{j=1}^n p_j^0 q_j \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (15.16)$$

15.25 价格统计学家可能偏好 Lowe 家族成员或等式 (15.15) 定义的固定篮子价格系数,其主要理由是,固定篮子比较容易向公众解释。注意,如果我们选择 $q = q^0$ (因而有了 Laspeyres 指数), 或选择 $q = q^1$ (因而有

²³ Fisher (1922 年,第 72 页) 还提出:如果 $Q(p^0, p^1, q^0, q^1) = P(q^0, q^1, p^0, p^1)$, 而且 P 和 Q 也满足乘积检验等式 (15.3), P 和 Q 就满足系数逆检验标准。

²⁴ 参看 Diewert (2001 年) 第 7 节。

²⁵ 然而,假定对于每一个商品而言, $Q' = Q$, 便有这样的分式 $\Sigma(P'Q) / \Sigma(PQ)$, 即第二个单位时期总值与第一个单位时期总值之比就不再仅是总值之比,它还清楚地显示了价格变化的作用。因此,对于在数量上未出现变化的商品组合 A, B, C 等而言,它就是一个明确的价格指数。

十分明显的是,如果两个场合下的数量是不同的,而且,如果与此同时,价格也一直未发生变化,前面的公式就会变成 $\Sigma(P'Q) / \Sigma(PQ)$ 。它仍然是第二个单位时期总值与第一个单位时期总值之比。但是,它将会不止于此。它会显示出两个场合下数量比率的一般趋势。因此,对于商品组合而言,它是一个明确的物量指数,相对于价格而言,是不变的,而且只是相对数量而言会出现变化。

应加以说明的是,这些公式的代数形式同时说明建立这两个指数的逻辑是相同的 (Knibbs, 1924 年,第 43-44 页)。

²⁶ 注意, Fisher (1922 年,第 53 页) 用了这样的措词“根据混合值加权”,而 Walsh (1932 年,第 657 页) 的措辞则是“混合权数”。

了 Paasche 指数), Laspeyres 和 Paasche 指数便为纯价格概念的特例。²⁷ 选择 q 的实际问题仍有待解决, 这正是我们要在本节中讨论的问题。

15.26 应指出的是, Walsh (1901 年, 第 105 页; 1921 年 a) 也看到了上面框架中的价格指数问题:

商品需按其重要性或其完全价值进行加权。但是, 公理问题总是至少涉及两个时期。有时期 1, 还有与时期 1 相比的时期二。两个时期的价格会产生差异, 而且需要对这些差异加以平均, 以取得总体差异额。但是, 商品在第二个时期的权数往往会与其在第一个时期的权数不同。那么, 哪些权数才是正确的, 是第一个时期的权数, 还是第二个时期的权数? 或者应为两组权数的综合? 无论是偏好于第一组权数还是第二组权数都是没有理由的。那么, 将两者结合起来似乎是一个合适的答案。而且这种综合本身就意味着对这两个时期的权数进行平均 (Walsh, 1921 年 a, 第 90 页)。

这里, 我们将采用 Walsh 的建议, 因此第 i 个数量权数 q_i 便被限制为商品 i 基期数量 q_i^0 和当期数量 q_i^1 的平均值或均值, 如, $m(q_i^0, q_i^1)$, 其中 $i = 1, 2, \dots, n$ 。²⁸ 根据此假设, Lowe 价格指数 (15.15) 便成为:

$$P_{Lo}(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 m(q_i^0, q_i^1)}{\sum_{j=1}^n p_j^0 m(q_j^0, q_j^1)} \quad (15.17)$$

15.27 为了确定均值函数 m 的函数形式, 有必要对等式 (15.17) 定义的纯价格指数采用某种检验或公理。像上面一样, 我们设定 P_{Lo} 满足时间逆检验标准 (15.13)。按此假定, 我们马上可以看出, 均值函数一定是一个对称的平均值;²⁹ 即, 对于 $a > 0$ 和 $b > 0$ 的所有情况, m 一定满足下面的特性: $m(a, b) = m(b, a)$ 。但是, 据此假定尚不能确定等式 (15.17) 定义纯价格指数的函数形式。例如, 函数 $m(a, b)$ 可能是算术平均, $(1/2)a + (1/2)b$, 在此情况下, 等式 (15.17) 可简化为 Marshall (1887 年) 和 Edgeworth (1925 年) 的价格指数 P_{ME} , 此指数是 Knibbs (1924 年, 第 56 页) 偏好的纯价格指数:

$$P_{ME}(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 \left\{ (q_i^0 + q_i^1) / 2 \right\}}{\sum_{j=1}^n p_j^0 \left\{ (q_j^0 + q_j^1) / 2 \right\}} \quad (15.18)$$

²⁷ 注意, 在此情况下, 等式 (15.16) 定义的第 i 项份额是混合份额

$$s_i \equiv p_i^0 q_i^1 / \sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^1$$

它采用了时期 0 的价格和时期 1 的数量。

²⁸ 注意, 对于每个 i 项, 我们都选择了同样的均值函数 $m(q_i^0, q_i^1)$ 。我们假定, $m(a, b)$ 具有以下两个特点: $m(a, b)$ 为正的连续函数, 所有的正数 a 和 b 均符合此定义, 并且对于所有 $a > 0$ 的情况, $m(a, a) = a$ 。

²⁹ 要了解更多关于对称平均数论述, 可参看 Diewert (1993 年 c, 第 361 页)。

15.28 另一方面, 函数 $m(a, b)$ 也可能是几何平均数 $(ab)^{1/2}$, 在此情况下, 等式 (15.17) 可简化为 Walsh (1901 年, 第 398 页; 1921 年 a, 第 97 页) 价格指数 P_w 。³⁰

$$P_w(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 \sqrt{q_i^0 q_i^1}}{\sum_{j=1}^n p_j^0 \sqrt{q_j^0 q_j^1}} \quad (15.19)$$

15.29 均值函数 m 还有许多其他可能性, 包括 r 阶均值 r , $[(1/2)a^r + (1/2)b^r]^{1/r}$, $r \neq 0$ 。很显然, 为了最终确定纯价格 P_{Lo} 的函数形式, 有必要对 $P_{Lo}(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 采用额外的检验标准或公理。

15.30 使用 Edgeworth-Marshall 价格指数 (15.18) 也有一个潜在的问题, 在使用此公式对价格进行国际比较时, 我们已看到了此问题。如果用公式 (15.18) 将一个大的价格水平与一个小国的价格水平进行比较, 那么, 大国的数量向量可能会大大超过小国相应数量向量的影响。³¹ 从技术上讲, Edgeworth-Marshall 公式中的 q^0 和 q^1 两项不是零次齐次。为了避免在使用等式 (15.17) 定义的纯价格指数 $P_K(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 过程中出现此问题, 我们设 P_{Lo} 满足当期数量检验中比例变化的不变性, 即:³²

$$P_{Lo}(p^0, p^1, q^0, \lambda q^1) = P_{Lo}(p^0, p^1, q^0, q^1) \quad (15.20)$$

对于 p^0, p^1, q^0, q^1 和 $\lambda > 0$ 的所有情况, 上式都成立

用时间逆检验 (15.13) 和不变性检验 (15.20) 可以准确地确定等式 (15.17) 下纯价格指数 P_{Lo} 的函数形式: 纯价格指数 P_K 一定是等式 (15.19) 定义的 Walsh 价格指数 P_w 。³³

15.31 为了方便统计机关的使用, 一个指数公式须能表述为基期支出比 s_i^0 , 当期支出比 s_i^1 , 及 n 价格比率 p_i^1/p_i^0 的函数。等式 (15.19) 定义的 Walsh 价格指数可改写为下式:

³⁰ Walsh (1921 年 a, 第 103 页) 认为 P_w 是最佳指数公式: “现在我们有理由相信公式 6 比公式 7 更好。也许公式 9 是所有其他公式中最好的, 但是, 在此公式与公式 6 和公式 8 之间, 则没有把握确定哪个公式是最好的”。他的公式 6 为等式 (15.19) 定义的 P_w , 而且其公式 9 为等式 (15.12) 定义的 Fisher 理想公式。Walsh 物量指数 $Q_w(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 定义为 $P_w(q^0, q^1, p^0, p^1)$; 即, 定义 (15.19) 中价格和数量的作用是可以互换的。如果用 Walsh 物量指数来缩减数值比, 就可以得到一个隐性价格指数, 这便是 Walsh 公式 8。

³¹ 然而, 如果在时间序列中, 数量向量从一个时期到另一个时期的变化很小, 那么这不会是一个严重的问题。

³² 此术语被 Diewert (1992 年 a, 第 216 页) 采用; Vogt (1980 年) 是提出此检验的第一人。

³³ 参看 Diewert (2001 年) 第 7 节。

$$\begin{aligned}
P_w(p^0, p^1, q^0, q^1) &= \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 \sqrt{q_i^0 q_i^1}}{\sum_{j=1}^n p_j^0 \sqrt{q_j^0 q_j^1}} \\
&= \frac{\sum_{i=1}^n \left(p_i^1 / \sqrt{p_i^0 p_i^1} \right) \sqrt{s_i^0 s_i^1}}{\sum_{j=1}^n \left(p_j^0 / \sqrt{p_j^0 p_j^1} \right) \sqrt{s_j^0 s_j^1}} \\
&= \frac{\sum_{i=1}^n \sqrt{s_i^0 s_i^1} \sqrt{p_i^1 / p_i^0}}{\sum_{j=1}^n \sqrt{s_j^0 s_j^1} \sqrt{p_j^0 / p_j^1}} \quad (15.21)
\end{aligned}$$

15.32 本节中使用的指数理论方法是考察各个固定篮子类型价格指数的均值。第一种方法是在两个基本篮子指数中取一个无偏均值：Laspeyres 和 Paasche 价格指数。在计算这两个基本指数时，需要对考察时期（或地点）的篮子定价。取这两个指数的均值便产生了等式（15.12）定义的 Fisher 理想价格指数 P_F 。第二种方法是对篮子数量权数加以平均，然后按被考察两个情形的价格确定这个平均篮子的价格。这种方式产生了等式（15.19）定义的 Walsh 价格指数 P_w 。这两个指数可以表述为基期支出比 s_i^0 、当期支出比 s_i^1 及 n 价格比率 p_i^1 / p_i^0 的函数。假定统计机关有这三组变量的资料，那么，应该用哪一种指数呢？有关正态时间序列数据的经验显示，这两个指数并不存在大的区别，因此，实际中，到底用哪种指数并不重要。³⁴ 这两个指数都是最优指数的例子，详情见第十七章的定义。然而，请注意，这两个指数都按对称方式来处理两个情形的数据。Hill³⁵ 对最优价格指数及数据对称处理的意义做了以下论述：

因此，经济理论揭示：通常，将权数均等分配于两个被比较时期的对称指数要优于 Laspeyres 或 Paasche 指数。到底选择哪种最优指数，是选择 Fisher、Törnqvist 还是其他最优指数，其意义可能只是次要的，因为所有的对称指数可能都是相近的，而且内在的理论指数也都有着相当密切的联系，至少当 Laspeyres 和 Paasche 指数间的差异不是很大时，情况是这样的（Hill，1993 年，第 384 页）。

年度权数和月度价格指数

采用月度价格和基年年度数量的 Lowe 指数

15.33 现在有必要讨论上述篮子类指数理论方面

³⁴ Diewert（1978 年，第 887-889 页）通过证明显示，这两个指数在一个相同的价格和数量点二阶近似。因此，对于正态时间序列数据来说，如果从基期到当期，价格和数量不会发生很大变化，那么这两个指数相互之间将会相当接近。

³⁵ 还可参看 Hill（1988 年）。

存在的一个实际问题。到目前为止，我们一直假定，等式（15.15）下 Lowe 指数 $P_{Lo}(p^0, p^1, q)$ 中所出现的数量向量 $q = (q^1, q^2, \dots, q^n)$ 要么是基期数量向量 q^0 ，要么是当期数量向量 q^1 ，要么是这两个数量向量的平均值。事实上，从统计机关的实际做法来看，数量向量 q 通常被认为是反映基期年份（比如 b ），即时期先于价格基期（时期 0）的年度数量向量。通常，统计机关每个月或每个季度都会编制消费价格指数，但是，为了便于讨论，下面我们还是采用月度数据。因此，一个典型的价格指数形式为 $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$ ，其中的 p^0 为价格基期月份，即月份 0 的价格向量， p^t 为价格当期月份，比如月份 t 的价格向量， q^b 为数量基期年份 b （等于或早于价格基期月份 0）的参考篮子数量向量 0。³⁶ 请注意，Lowe 指数 $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$ 不是一个真正的 Laspeyres 指数（因为年度数量向量 q^b 通常不等于月度数量向量 q^0 ）。³⁷

15.34 问题是：为什么统计机关不选择 Lowe 公式中的参考数量向量 q 作为月份 0 时期交易的月度数量向量 q^0 （从而使得此指数将会简化为一个普通的 Laspeyres 价格指数）呢？没有这样做，主要有下面两个原因：

- 大多数经济体都会有季节性波动，所以，如果选择月份 0 的数量向量作为相关年份所有月份的参考数量向量，那么将不能代表全年里的交易。
- 统计机关通常用住户支出调查方式来收集月度住户数量或支出权数，调查的样本也相对较小。因此，用这种方式取得的权数通常会有很大的样本误差，所以，标准的做法是对全年（或在某些情况下，对几年）里的月度支出或数量权数进行平均，以减少这些样本的误差。

季节性月度权数造成的指数误差将在第二十二章做更详细的研究。现在，可以这样认为，在月度指数公式中采用年度权数只是处理季节性问题的一种方法而已。³⁸

15.35 在编制月度消费价格指数的情况下，如果采用的年度权数与很久以前某个年份相对应，那么有个问题需要注意：如果商品价格存在对称（但相反的）的趋势，而且住户增加购买价格相对下跌的商品，减少购买

³⁶ 月份 0 称为价格参考时期，年份 b 称为权数参考时期。

³⁷ Triplett（1981 年，第 12 页）给 Lowe 指数下了定义，称其为是一种 Laspeyres 指数，并将权数参考时期等于价格参考时期的指数称为纯 Laspeyres 指数。然而，Balk（1980 年 c，第 69 页）则认为，尽管 Lowe 指数属于固定篮子类型，但是，它不是一个 Laspeyres 价格指数。Triplett 也对等式（15.15）和（15.16）下 Lowe 指数混合比例的代表性做了评价。Triplett 提出，使用同一数量权数的两个 Lowe 指数比也属于 Lowe 指数。Baldwin（1990 年，第 255 页）称 Lowe 指数是一个年度篮子指数。

³⁸ 事实上，在季节性商品情况下使用 Lowe 指数 $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$ 与 Bean 和 Stine（1924 年，第 31 页）A 类指数公式相对应。Bean 和 Stine 对季节性商品的价格指数还提出了另外三个建议。其贡献将在第二十二章中加以评价。

价格相对上涨的商品，那么，采用时间相去较远的数量权数，较之于使用更为近期的权数，往往会导致 Lowe 指数向上偏差，下面将会看到这点。此观察意味着，统计机关应尽量不断地取得最新权数。

15.36 有必要解释一下在所选择的基期年份 b 时期，是如何从每个商品的月度支出得出年度数量向量 q^b 的。设基期年份 b 参考母体对商品 i 的月份 (m) 支出为 $v_i^{b,m}$ ，并设相应的价格和数量分别为 $p_i^{b,m}$ 和 $q_i^{b,m}$ 。当然，每个商品的价值、价格和数量之间的关系都可用下式来表示：

$$v_i^{b,m} = p_i^{b,m} q_i^{b,m} \quad \text{其中 } i = 1, \dots, n \quad (15.22)$$

而 $m = 1, \dots, 12$

对于每个商品 i ，年度总量 q_i^b 可按下式，通过价格缩减月度值和将基期年份 b 中的月份进行加总算得：

$$q_i^b = \sum_{m=1}^{12} \frac{v_i^{b,m}}{p_i^{b,m}} = \sum_{m=1}^{12} q_i^{b,m}; \quad i = 1, \dots, n \quad (15.23)$$

这里的等式 (15.22) 被用以推得等式 (15.23) 中的第二个式子。实际中，会采用密切关联商品的总量支出对上式进行估算，而 $p_i^{b,m}$ 将是该商品组 i 在年份 b 中月份 m 相对于该年第一个月的价格指数。

15.37 在某些情况下，拿商品的年度价格与等式 (15.23) 定义的年度数量相比也是有用的。按照国民收入核算常规，与年度数量 q_i^b 相对应的一个合理³⁹ 价格 p_i^b 等于商品 i 在年份 b 中的总消费额除以 q_i^b 。

因此，我们有：

$$p_i^b \equiv \sum_{m=1}^{12} v_i^{b,m} / q_i^b \quad i = 1, \dots, n$$

$$= \frac{\sum_{m=1}^{12} v_i^{b,m}}{\sum_{m=1}^{12} v_i^{b,m} / p_i^{b,m}} \quad \text{使用(15.23)}$$

$$= \left[\sum_{m=1}^{12} s_i^{b,m} (p_i^{b,m})^{-1} \right]^{-1} \quad (15.24)$$

式中，商品 i 在基期年份月份 m 的年度支出比为

$$s_i^{b,m} \equiv \frac{v_i^{b,m}}{\sum_{k=1}^{12} v_i^{b,k}}; \quad i = 1, \dots, n \quad (15.25)$$

因此，商品 i 在基础年份的年度价格 p_i^b 便为商品 i 在基础年份月度价格 $p_i^{b,1}, p_i^{b,2}, \dots, p_i^{b,12}$ 的月度支出加权

³⁹ 这些年度商品价格其实就是单位价值的价格。在高通胀条件下，等式 (15.24) 定义的年度价格也许不再是“合理”的了，或不再代表整个基期年份时期的价格了，因为高通胀年份中最后几个月的支出会被普遍通胀人为地吹起来。在此条件下，对年度价格和年度商品支出比的解释应加以小心。对于在一年时期存在高通胀情形的进一步论述，可参看 Hill (1996 年)。

调和平均数。

15.38 用等式 (15.24) 定义的基年年度商品价格，可将这些价格的向量定义为 $p^b \equiv [p_1^b, \dots, p_n^b]$ 。用此定义，可将 Lowe 指数 $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$ 表述为两个 Laspeyres 指数的比率，这里的价格向量 p^b 在这两个 Laspeyres 指数中扮演基期价格的角色：

$$P_{Lo}(p^0, p^t, q^b) = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b / \sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b / \sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^n s_i^b (p_i^t / p_i^b)}{\sum_{i=1}^n s_i^b (p_i^0 / p_i^b)}$$

$$= P_L(p^b, p^t, q^b) / P_L(p^b, p^0, q^b) \quad (15.26)$$

式中的 Laspeyres 公式 P_L 是由等式 (15.5) 定义的。因此，上述等式显示，Lowe 月度价格指数 $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$ 采用用基期年份 b 的数量作为权数，将月份 0 的价格与月份 t 的价格进行比较，价格指数该指数等于将月份 t 价格与年份 b 价格进行比较的 Laspeyres 指数 $P_L(p^b, p^t, q^b)$ 除以将月份 0 价格和年份 b 价格进行比较的 Laspeyres 指数 $P_L(p^b, p^0, q^b)$ 。注意，如果已知基期年度商品支出份额 s_i^b ，以及将商品 i 在月份 t 的价格与基期年份 b 的年度平均价格进行比较时的比率，那么，即可算出分子中的 Laspeyres 指数。如已知果基期年份商品支出份额 s_i^b ，以及将商品 i 在月份 0 的价格 p_i^0 与基期年份 b 的年度平均价格 p_i^b 进行比较时的比率，那么，就可算出分母中的 Laspeyres 指数。

15.39 还有另外一个简便公式可用以估算 Lowe 指数 $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$ ，即采用混合权数公式 (15.15)。在上述情况下，此公式可变为：

$$P_{Lo}(p^0, p^t, q^b) \equiv \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^n (p_i^t / p_i^0) p_i^0 q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b}$$

$$= \sum_{i=1}^n \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right) s_i^{0b} \quad (15.27)$$

式中采用月份 0 价格和年份 b 数量的混合权数 s_i^{0b}

是根据下式定义的:

$$s_i^{0b} \equiv \frac{p_i^0 q_i^b}{\sum_{j=1}^n p_j^0 q_j^b}; \quad i = 1, \dots, n \quad (15.28)$$

$$= \frac{p_i^b q_i^b (p_i^0 / p_i^b)}{\sum_{j=1}^n [p_j^b q_j^b (p_j^0 / p_j^b)]}$$

上式(15.28)中的第二个等式显示用基期年份的支出 $p_i^b q_i^b$ 乘上商品价格指数 p_i^0 / p_i^b 即可得混合份额。

15.40 还有另一个公式可用以计算 Lowe 指数 $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$, 后面将加以说明。注意, 在等式(15.26)第三项中, 将 Lowe 指数分解为 Laspeyres, 在这种情况下需要有长期价比 p_i^t / p_i^b , 即将月份 t 的价格 p_i^t 与可能较远的基期年份价格 p_i^b 进行比较的值, 同时, 在等式(15.27)第三项中, 将 Lowe 指数分解为混合比时, 需要长期月度价格比 p_i^t / p_i^0 , 即将月份 t 价格 p_i^t 与基期月份价格 p_i^0 进行比较的值。实际中, 由于样本流失的原因, 这两个公式都不能令人满意: 每个月, 大量的商品都会从市场上消失。因此, 通过一个公式, 采用月度环比价比来更新上一个月的价格指数是十分有用的。换言之, 如果长期价比消失的太快, 那么在实际当中, 将一个指数公式基于这些相对值是不可取的。月份 $t+1$ 的 Lowe 指数 $P_{Lo}(p^0, p^{t+1}, q^b)$ 可用月份 t Lowe 指数 $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$ 和一个更新系数表述如下:

$$P_{Lo}(p^0, p^{t+1}, q^b) \equiv \frac{\sum_{i=1}^n p_i^{t+1} q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b}$$

$$= \left[\frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b} \right] \left[\frac{\sum_{i=1}^n p_i^{t+1} q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b} \right]$$

$$= P_{Lo}(p^0, p^t, q^b) \left[\frac{\sum_{i=1}^n p_i^{t+1} q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b} \right]$$

$$= P_{Lo}(p^0, p^t, q^b) \left[\frac{\sum_{i=1}^n \left(\frac{p_i^{t+1}}{p_i^t} \right) p_i^t q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b} \right]$$

$$= P_{Lo}(p^0, p^t, q^b) \left[\sum_{i=1}^n \left(\frac{p_i^{t+1}}{p_i^t} \right) s_i^{tb} \right] \quad (15.29)$$

式中的混合权数 s_i^{tb} 由下式定义:

$$s_i^{tb} \equiv \frac{p_i^t q_i^b}{\sum_{j=1}^n p_j^t q_j^b}; \quad i = 1, \dots, n \quad (15.30)$$

因此, 从月份 t 到月份 $t+1$ 所需的更新系数为链指数 $\sum_{i=1}^n s_i^{tb} (p_i^{t+1} / p_i^t)$, 该指数采用与月份 t 和基期年份 b 相对应的混合份额权数 s_i^{tb} 。

15.41 Lowe 指数 $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$ 可以看作是普通 Laspeyres 指数 $P_L(p^0, p^t, q^0)$ 的一个近似值, 它比较基期月份 0 的价格 p^0 与月份 t 的价格 p^t , 同时, 采用月份 0 的数量向量 q^0 作为权数。这样, 就有了一个相对简单的公式, 这个公式可以将这两个指数联系起来。为了解释这个公式, 首先需要下几个定义。将月份 0 和月份 t 间的第 i 个价格比定义为:

$$r_i \equiv p_i^t / p_i^0; \quad i = 1, \dots, n \quad (15.31)$$

从月份 0 到月份 t 的普通 Laspeyres 价格指数可用这些价格比定义如下:

$$P_L(p^0, p^t, q^0) \equiv \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^0}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} = \frac{\sum_{i=1}^n \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right) p_i^0 q_i^0}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0}$$

$$= \sum_{i=1}^n \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right) s_i^0 = \sum_{i=1}^n s_i^0 r_i \equiv r^* \quad (15.32)$$

式中的月份 0 支出份额 s_i^0 定义如下:

$$s_i^0 \equiv \frac{p_i^0 q_i^0}{\sum_{j=1}^n p_j^0 q_j^0}; \quad i = 1, \dots, n \quad (15.33)$$

15.42 将第 i 个数量比 t_i 定义为基期年份 b 中所用商品 i 的数量 q_i^b 与月份 0 中所用的数量 q_i^0 之比, 如下式:

$$t_i \equiv q_i^b / q_i^0; \quad i = 1, \dots, n \quad (15.34)$$

Laspeyres 物量指数 $Q_L(q^0, q^b, p^0)$ (即: 年份 b 的数量 q^b 与月份 0 的相对数量之比, 其中采用月份 0 的价格 p^0 作为权数) 可以定义为数量比率 t_i 的加权平均, 如下式:

$$Q_L(q^0, q^b, p^0) \equiv \frac{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^n \left(\frac{q_i^b}{q_i^0} \right) p_i^0 q_i^0}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0}$$

$$= \sum_{i=1}^n \left(\frac{q_i^b}{q_i^0} \right) s_i^0$$

$$= \sum_{i=1}^n s_i^0 t_i \quad \text{采用 (15.34)} \quad (15.35)$$

$$\equiv t^*$$

15.43 采用本章附录 15.2 中的公式 (A15.2.4)，可将 Lowe 指数 $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$ (采用年份 b 的数量作为权数对月份 t 到月份 0 的价格进行比较) 和相应的普通 Laspeyres 指数 $P_L(p^0, p^t, q^0)$ (将月份 0 的数量作为权数) 之间的关系定义如下：

$$P_{Lo}(p^0, p^t, q^b) \equiv \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b}$$

$$= P_L(p^0, p^t, q^0)$$

$$+ \frac{\sum_{i=1}^n (r_i - r^*)(t_i - t^*) s_i^0}{Q_L(q^0, q^b, p^0)} \quad (15.36)$$

因此，如果用年份 b 的数量作为权数，那么 Lowe 价格指数 $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$ 等于用月份 0 数量作为权数的普通 Laspeyres 指数 $P_L(p^0, p^t, q^0)$ ，加上价格比 $r_i \equiv p_i^t/p_i^0$ 和数量比 $t_i \equiv q_i^b/q_i^0$ 之间的协方差项 $\sum_{i=1}^n (r_i - r^*)(t_i - t^*) s_i^0$ ，除以月份 0 和基期年 b 间的 Laspeyres 物量指数 $Q_L(q^0, q^b, p^0)$ 。

15.44 公式 (15.36) 显示，如果月份 0 到 t 之间的价比 $r_i \equiv p_i^t/p_i^0$ 和月份 0 到年份 b 间的数量比 $t_i \equiv q_i^b/q_i^0$ 之间协方差或相关度为零，Lowe 价格指数将与 Laspeyres 价格指数一致。注意，在下面三种不同条件下，此协方差将为零：

- 如果月份 t 价格与月份 0 价格是成比例的，从而在所有情况下， $r_i = r^*$ ；
- 如果基期年份 b 的数量与月份 0 的数量是成比例的，从而在所有情况下， $t_i = t^*$ ；
- 如果价格比 r_i 的分布独立于数量比 t_i 的分布。

前两个条件从实证角度看是很难成立的，但是，如果消费者在相对价格出现变化时不会系统地改变其购买习惯，那么第三个是可能的，至少会接近此条件。

15.45 如果公式 (15.36) 中的协方差是负的，那么，Lowe 指数将小于 Laspeyres 指数。最后，如果协方差是正的，那么，Lowe 指数将大于 Laspeyres 指数。尽管协方差项 $\sum_{i=1}^n (r_i - r^*)(t_i - t^*) s_i^0$ 的符号和大小最终将是一个实证问题，但是，对其可能出现的符号还是可以做出一些合理假设的。如果基期年份 b 先于价格参考月份 0，并且价格存在长期趋势，那么，此协方差可能就是正的，Lowe 指数就会大于相应的 Laspeyres 价格指数；⁴⁰ 即：

⁴⁰ 为了让这种关系成立，有必要假设：住户对这种长期价格趋势的反应

$$P_{Lo}(p^0, p^t, q^b) > P_L(p^0, p^t, q^0) \quad (15.37)$$

为了解释为什么协方差可能是正值，假设商品 i 的价格存在一种长期上行趋势，从而 $r_i - r^* \equiv (p_i^t/p_i^0) - r^*$ 是正的。在消费者做出正常的替代反应情况下，⁴¹ q_i^t/q_i^0 减这类平均数量变化可能是负的，或取其倒数 q_i^0/q_i^t ，减此（倒数）的平均数量变化可能是正的。但是，如果价格中的长期上行趋势一直可以回溯到基期年份 b ，那么 $t_i - t^* \equiv (q_i^b/q_i^0) - t^*$ 也可能是正的。因此，协方差在此情况下可能为正。此外，基期年份 b 离基期月份 0 越远，残值 $t_i - t^*$ 可能越大，而且正协方差可能越大。类似地，当期月份 t 离基期月份 0 越远，残值 $r_i - r^*$ 可能越大，正协方差可能越大。因此，在价格存在长期趋势和消费者做出正常替代反应情况的假设下，Lowe 指数通常将会大于相应的 Laspeyres 指数。

15.46 将月份 0 和 t 间的 Paasche 指数定义如下：

$$P_p(p^0, p^t, q^t) \equiv \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^t}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^t} \quad (15.38)$$

正如第 15.18 至 15.23 段所讨论的，一个合理的反映月份 0 到 t 之间价格变化的目标指数是等式 (15.38) 定义的 Paasche 指数 $P_p(p^0, p^t, q^t)$ 和相应等式 (15.32) 定义的 Laspeyres 指数 $P_L(p^0, p^t, q^0)$ 之间的对称平均。对附录 15.1 中的等式 (A15.1.5) 加以调整，Paasche 和 Laspeyres 指数间的关系可以写成下式：

$$P_p(p^0, p^t, q^t) = P_L(p^0, p^t, q^0)$$

$$+ \frac{\sum_{i=1}^n (r_i - r^*)(u_i - u^*) s_i^0}{Q_L(q^0, q^t, p^0)} \quad (15.39)$$

式中的价比 $r_i \equiv p_i^t/p_i^0$ 是由等式 (15.31) 定义的，其份额加权平均 r^* 是由等式 (15.32) 定义的， u_i, u^* 和 Q_L 定义如下：

$$u_i \equiv q_i^t / q_i^0; \quad i = 1, \dots, n \quad (15.40)$$

$$u^* \equiv \sum_{i=1}^n s_i^0 u_i = Q_L(q^0, q^t, p^0) \quad (15.41)$$

而且月份 0 支出份额 s_i^0 由等式 (15.33) 定义。因此， u^* 等于月份 0 和 t 间的 Laspeyres 物量指数。这意味着：

有通常的替代效应；即，如果商品的价格（相对）上升，其消费将会（相对）下降，而且，如果某个商品的价格相对下降，其消费就会相对增加。
⁴¹ Walsh (1901 年，第 281-282 页) 很清楚消费者替代效应，这点可从下面的评论中看出（该评论指出了采用单一时期数量权数的固定篮子指数所存在的问题）：“算术平均论者提出的观点假定：两个时期里，我们所购买的数量都是相同的，尽管它们的价格存在差异，其实，我们是很少这样做的。作为一种粗浅的看法，我们通常会在价格上升物品上支出较多，并得到较少的这类物品，会在价格下跌的物品上支出较少，并得到较多的这类物品。”

用月份 t 数量作为权数的 Paasche 价格指数 $P_p(p^0, p^t, q^t)$ 等于用月份 0 数量作为权数的通常 Laspeyres 指数 $P_L(p^0, p^t, q^0)$, 加上价格比 $r_i \equiv p_i^t/p_i^0$ 和数量比 $u_i \equiv q_i^t/q_i^0$ 的一个协方差项 $\sum_{i=1}^n (r_i - r^*)(u_i - u^*)s_i^0$, 除以月份 0 和 t 间的 Laspeyres 物量指数 $Q_L(q^0, q^t, p^0)$ 。

15.47 尽管协方差项 $\sum_{i=1}^n (r_i - r^*)(u_i - u^*)s_i^0$ 的符号和大小是个实证问题, 但是, 对其可能出现的符号还是可以做一种合理的推测。如果价格存在长期趋势, 消费者在购买时对价格变化的反应是正常的, 那么, 协方差很有可能就是负的, 从而, Paasche 指数将会小于相应的 Laspeyres 价格指数, 即:

$$P_p(p^0, p^t, q^t) < P_L(p^0, p^t, q^0) \quad (15.42)$$

为了理解协方差为什么可能是负的, 让我们假定, 商品 i 价格存在长期的上行趋势,⁴² 从而 $r_i - r^* \equiv (p_i^t/p_i^0) - r^*$ 是正的。在消费者的替代反应是正常的情况下, q_i^t/q_i^0 减这种平均数量变化可能是负的。因此, $u_i - u^* \equiv (q_i^t/q_i^0) - u^*$ 可能是负的。因此, 在这些条件下, 协方差将会是负的。此外, 基期月份 0 离当期月份 t 越远, 残值 $u_i - u^*$ 可能会越大, 而且负协方差也会越大。⁴³ 类似地, 当期月份 t 离基期月份 0 越远, 残值 $r_i - r^*$ 可能会越大, 并且协方差也将会越大。因此, 在价格存在长期趋势和消费者的替代反应为正常的假设条件下, Laspeyres 指数将会大于相应的 Paasche 指数, 而且随着月份 t 离月份 0 越远, 这种差异可能会越大。

15.48 综合前面三段的观点, 可以看出, 在价格存在长期趋势, 消费者的替代反应为正常的假设情况下, 月份 0 到 t 之间的 Lowe 价格指数将会大于相应的 Laspeyres 价格指数, 而后者会大于相应的 Paasche 价格指数; 即, 在上述条件下,

$$P_{Lo}(p^0, p^t, q^b) > P_L(p^0, p^t, q^0) > P_p(p^0, p^t, q^t) \quad (15.43)$$

因此, 如果长期目标价格指数为 Laspeyres 和 Paasche 指数的平均, 可以看出, 相对于此目标指数, Laspeyres 指数将会有向上偏差, 而且 Paasche 指数将会出现向下偏差。此外, 如果基期年份 b 先于价格参考月份, 即月份 0, 那么, 相对于 Laspeyres 指数而言, Lowe 指数也将会出现向上偏差, 而相对于目标指数时, 也是如此。

⁴² 如果第 i 个商品的价格出现长期的相对下跌, 读者可以想像会有什么样的情形。得到负协方差所需的条件要求价格的长期趋势有一些差别; 即, 如果所有的价格都会以同样的速度增长(或下跌), 就会有价格的比例化, 而且协方差将会为零。

⁴³ 然而, $Q_L = u^*$ 可能也会有量的增长, 所以对 P_L 和 P_p 间差异的净影响是难以看清的。

Lowe 指数和中间年份指数

15.49 上段的讨论假定, 数量基期年份 b 先于价格基期月份 0。然而, 如果当期月份 t 离月份 0 相当远, 那么可以将基期年份 b 看作是一个介于月份 0 和 t 之间的一个年份, 这样一来, Lowe 指数就变成了一个中间年份指数。⁴⁴ 结果, Lowe 中间年份指数不再具有在价格长期趋势和正常替代反应假设下不等式 (15.43) 所显示的向上偏差。

15.50 现在再假设, 基期年份数量向量 q^b 对应于月份 0 和 t 之间的某个年份。如果以价格长期趋势和正常替代反应为假设条件, 那么在数量上也会存在长期趋势(与价格趋势的方向相反, 这样, 如果第 i 个商品价格出现上行, 那么, 相应的第 i 个数量就会出现下行), 在这种情况下, 中间年份数量向量很可能处于月度数量向量 q^0 和 q^t 之间。中间年份 Lowe 指数 $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$ 和月份 0 到 t 的 Laspeyres 指数 $P_L(p^0, p^t, q^0)$ 仍将满足等式 (15.36) 给出的关系。因此, $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$ 将等于 $P_L(p^0, p^t, q^0)$ 加协方差项 $[\sum_{i=1}^n (r_i - r^*)(t_i - t^*)s_i^0]/Q_L(q^0, q^b, p^0)$, 式中的 $Q_L(q^0, q^b, p^0)$ 为月份 0 到 t 的 Laspeyres 物量指数。此协方差项很可能为负, 从而使得

$$P_L(p^0, p^t, q^0) > P_{Lo}(p^0, p^t, q^b) \quad (15.44)$$

为了理解此协方差为什么可能是负的, 我们假设, 商品 i 的价格存在长期上行趋势, 从而 $r_i - r^* \equiv (p_i^t/p_i^0) - r^*$ 为正。在消费者替代反应为正常情况下, q_i 往往会随时间逐步相对下降, 并且, 由于 q_i^b 被假定为处于 q_i^0 和 q_i^t 之间, 所以 q_i^b/q_i^0 减这种数量平均变化很可能为负。从而 $t_i - t^* \equiv (q_i^b/q_i^0) - t^*$ 很可能为负。这样, 在上述条件下, 此协方差很可能为负。因此, 在数量基期年份处于月份 0 和 t 之间、价格存在长期趋势及消费替代反应为正常的假设条件下, Laspeyres 指数通常会大于相应的 Lowe 中间年份指数, 而且差异可能会随着月份 t 更为远离月份 0 而变得更大。

⁴⁴ 中间年份指数的概念可回溯到 Hill (1998 年, 第 46 页):

在通胀须在一个特定的年度序列里被测量时, 如一个十年时间段, 对于上面提到的问题, 就需要找到一个务实的办法, 即选择一个中间年份作为基期年份。这样做可做这样的解释: 在中间年份购买的商品和服务的篮子可能会比第一或最后一年里购买的篮子, 更能代表整个十年里的消费格局。

此外, 选择一个更具代表性的篮子往往还会减少, 甚至会消除整个十年时期里通胀率的任何偏差(相对于 CoL 指数的增加)。因此, 除了引入中间年份指数概念之外, Hill 还引入了代表性偏差这一用语。Baldwin (1990 年, 第 255-256 页) 也引入了代表性一词: “这里, [在指数公式中] 代表性要求, 任何价格水平比较中所用的权数都与比较时期的购买量有关。”然而, 这种基础理念可回溯到 Walsh (1901 年, 第 104 页; 1921 年 a, 第 90 页)。Baldwin (1990 年, 第 255 页) 也指出, 其有关代表性的概念与 Drechsler (1973 年, 第 19 页) 提出的特征化概念相同。关于中间年份的进一步材料, 可参看 Schultz (1999 年) 和 Okamoto (2001 年)。注意, 中间年份指数概念接近 Walsh (1901 年, 第 431 页) 提出的多年固定篮子指数(在后者中, 数量向量为考察时期跨度里数量向量的一种算术或几何平均数)。

15.51 还可以看出，在上述假设条件下，中间年份指数很可能会大于月份 0 和 t 间的 Paasche 指数，即：

$$P_{Lo}(p^0, p^t, q^b) > P_P(p^0, p^t, q^t) \quad (15.45)$$

为了理解为什么上面的不等式很可能会成立，假设 q^b 在月份 0 的数量向量为 q^0 ，然后又平稳地过渡到月份 t 的数量向量 q^t 。当 $q^b = q^0$ 时，Lowe 指数 $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$ 变为 Laspeyres 指数 $P_L(p^0, p^t, q^0)$ 。当 $q^b = q^t$ 时，Lowe 指数 $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$ 变为 Paasche 指数 $P_P(p^0, p^t, q^t)$ 。如前所述，在假设这种价格走势和对这种价格走势正常替代反应情况下，可以看出，要么 Paasche 指数会小于相应的 Laspeyres 价格指数，即 $P_P(p^0, p^t, q^t)$ 小于 $P_L(p^0, p^t, q^0)$ ，请见前面的不等式 (15.42)。因此，在月份 0 和 t 间价格和数量均呈平滑走势而且 q^b 介于 q^0 和 q^t 之间的情况下，我们会得到：

$$P_P(p^0, p^t, q^t) < P_{Lo}(p^0, p^t, q^b) < P_L(p^0, p^t, q^0) \quad (15.46)$$

因此，如果假定 Lowe 指数的基期年份处于价格基期月份 0 和价格当期月份 t 之间，而且价格趋势和数量趋势是相应的，消费者替代效应也为正常，那么，从月份 0 到月份 t ，由此产生的 Lowe 指数就很可能处于 Paasche 和 Laspeyres 指数之间。如果价格和数量趋势是平滑的，那么，在时期 0 和 t 中间选择基期年份应会使 Lowe 指数大致介于 Paasche 和 Laspeyres 指数中间；因此，它将非常接近于月份 0 和 t 之间的理想目标指数。Okamoto (2001 年) 用日本消费者数据将此理念付诸实施，他发现，由此产生的中间年份指数非常接近相应的 Fisher 理想指数。

15.52 应说明的是，这些中间年份指数只能根据历史数据来计算，即不能及时地对指数进行计算，能够做到这点的只有 Lowe 指数，此指数的基期年份先于月份 0。因此，中间年份指数无法用来替代更为及时的 Lowe 指数。然而，上面的材料显示，这些及时的 Lowe 指数可能上偏，而且与理想的目标指数相比，这种偏差甚至大于通常的 Laspeyres 上偏，理想目标指数为 Paasche 和 Laspeyres 指数的平均值。

15.53 本节中给出的所有不等式都假设价格呈长期趋势（数量会做出相应的经济反应）。如果不存在系统的长期价格趋势，而只有围绕所有价格共同趋势的随机性波动，那么，上述不等式就没有什么意义，而且用以前基期年份的 Lowe 指数可能会提供一个充分接近于 Paasche 和 Laspeyres 指数的近似值。然而，有理由相信，价格中存在某些长期趋势。尤其是：

- 过去 40 年里计算机芯片的革命已使那些使用这些芯片的产品在价格方面大幅度下跌。随着近年来芯片新用途的出现，使用芯片产品的份额增加，这意味着，曾经的小问题已成了大问题。

- 还有一些重大科技进步也产生了类似的效果。例如，光缆（和激光）的发明带来了通信产品价格的下降，基于铜缆的陈旧技术已逐渐被取代。
- 二战结束以来，一系列的国际贸易协定大大地降低了世界各国的关税。关税的下降连同运输技术的提高带来了国际贸易的迅速增长和国际分工的明显改善。较发达的经济体的制造业活动已逐步转移到了低成本国家，带来了世界上大多数国家货物价格的下降。相比较，许多服务业则无法轻易地外包，⁴⁵所以总体看来，服务的价格在走高，货物的价格则在走低。
- 在宏观经济层面，企业的增长率存在巨大的差异。成功的企业会扩大其规模，降低其成本，并会迫使那些不那么成功的竞争者降价减产。这样就会使价格变化和相应数量变化之间呈一种系统的负相关。

因此，假定价格存在长期背离趋势有着一定的先验基础。由于 Lowe 指数采用的数量权重基期年份先于价格基期月份，所以与更理想的目标指数相比，可能会出现上偏问题，这种担心也不是没有理由的。

Young 指数

15.54 回顾一下上面等式 (15.23) 和 (15.24) 给出的基期年份数量 q_i^b 和基期年份价格 p_i^b 定义。基期年份支出份额可按通常的方式定义如下：

$$s_i^b \equiv \frac{p_i^b q_i^b}{\sum_{k=1}^n p_k^b q_k^b}; \quad i=1, \dots, n \quad (15.47)$$

按通常方式将基期年份支出份额向量定义为 $s^b = [s_1^b, \dots, s_n^b]$ 。等式 (15.26) 已对基期年份 b 月份 0 到 t 的 Lowe 价格指数做出了定义，可以采用以上这些基期年份支出份额来为该价格指数提供另一个公式：

$$P_{Lo}(p^0, p^t, q^b) = \left[\frac{\sum_{i=1}^n s_i^b (p_i^t / p_i^b)}{\sum_{i=1}^n s_i^b (p_i^0 / p_i^b)} \right]$$

许多统计机关不是用此指数作为其短期目标指数，而是用密切相关的以下指数：

$$P_Y(p^0, p^t, s^b) \equiv \sum_{i=1}^n s_i^b (p_i^t / p_i^0) \quad (15.48)$$

这种指数是由英国经济学家 Arthur Young (1812 年) 首先定义的。⁴⁶ 注意，与本章前面提到的其他指数相比，在用 Young 指数时，侧重点会有所不同。直到现在为止，

⁴⁵ 然而，某些服务是可以外包给其他国家的；如，呼叫中心，计算机编程和航空公司的维护。

⁴⁶ Walsh (1901 年，第 536 页；1932 年，第 657 页) 认为此公式是由 Young 提出来的。

提到的指数都属于固定篮子类型（或这种指数的平均），在这类指数中，都会选择一个商品篮子，代表被比较的两个时期，然后，用这两个时期的价格来“购买”这个篮子，最后，所取用的指数就是这两个成本之比。比较起来，对于 Young 指数，选择了属于两个考察时期的代表性支出份额，然后用这些份额来将总体指数计算为个别价格比率 p_i^t/p_i^0 的份额加权平均数。注意，这种指数理论以价格比率的份额加权平均数为基础，其观点与本章开始提出的观点略有不同，后者将指数问题看作是将一个价值比分解为二个项目之积，其中的一个表述两个时期价格变化的大小，另一项表述数量变化的大小。⁴⁷

15.55 统计机关往往把上面定义的 Young 指数作为 Laspeyres 价格指数 $P_L(p^0, p^t, q^0)$ 的近似值。因此，考察一下两个指数的关系是十分有意义的。将月份 0 到月份 t 的长期月度价比定义为 $r_i \equiv p_i^t/p_i^0$ ，同时，采用等式 (15.32) 和 (15.48) 的定义：

$$\begin{aligned} & P_Y(p^0, p^t, s^b) - P_L(p^0, p^t, q^0) \\ & \equiv \sum_{i=1}^n s_i^b \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right) - \sum_{i=1}^n s_i^0 \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right) \\ & = \sum_{i=1}^n [s_i^b - s_i^0] \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right) \\ & = \sum_{i=1}^n [s_i^b - s_i^0] r_i \\ & = \sum_{i=1}^n [s_i^b - s_i^0] [r_i - r^*] + r^* \sum_{i=1}^n [s_i^b - s_i^0] \\ & = \sum_{i=1}^n [s_i^b - s_i^0] [r_i - r^*] \end{aligned} \quad (15.49)$$

由于 $\sum_{i=1}^n s_i^b = \sum_{i=1}^n s_i^0 = 1$ 同时根据等式 (15.32) $r^* \equiv \sum_{i=1}^n s_i^0 r_i = P_L(p^0, p^t, q^0)$ 。因此，Young 指数 $P_Y(p^0, p^t, s^b)$ 等于 Laspeyres 指数 $P_L(p^0, p^t, q^0)$ ，加上份额差 “ $s_i^b - s_i^0$ ” 与离差 “ $r_i - r^*$ ” 之间的协方差，其中，份额差等于年

份 b 的年度份额和月份 0 份额之差，而离差等于价格比与其均值之差。

15.56 现在不再可能猜出协方差项可能是什么符号了。问题不再是需求数量是否会随着商品价格 i 的上升而出现下降（此问题的答案通常是“会”），而是这样一个新的问题：支出份额会随着商品 i 价格的上升而出现下降吗？此问题的答案取决于产品需求弹性。然而，暂且让我们假设，商品价格存在长期趋势，而且如果商品 i 价格趋势高于平均值，那么，该商品的支出份额就会出现下降的趋势（反之亦然）。因此，我们假定弹性是大的，或是存在非常明显的替代效应。还假定基期年份 b 先于月份 0，这样，在这些条件下，假定商品 i 价格存在一种长期上升趋势，从而 $r_i - r^* \equiv (p_i^t/p_i^0) - r^*$ 为正。在假定消费者的替代反应具有很大弹性的情况下， s_i 将会随时间相对下降，同时，由于 s_i^b 被假定先于 s_i^0 ， s_i^0 将会小于 s_i^b ，或 $s_i^b - s_i^0$ 将很有可能是正的。因此，在此情况下，协方差很可能是正的。因此，在价格存在长期趋势，消费者对价格的变化反应具有很大的弹性的情况下，Young 指数很可能会大于相应的 Laspeyres 指数。

15.57 假设商品价格存在长期趋势。如果商品 i 的价格趋势高于平均值，那么将假设该商品的支出份额会出现上升趋势（反之亦然）。这样，我们实际上在假定低弹性，或弱替代效应。另外还假设，基期年份 b 先于月份 0，同时假定商品 i 的价格存在上行趋势，从而 $r_i - r^* \equiv (p_i^t/p_i^0) - r^*$ 是正的。在假设消费者替代反应弹性很低的情况下， s_i 往往会随时间相对增加，而且由于 s_i^b 假定先于 s_i^0 ，所以结果将会是， s_i^0 大于 s_i^b ，或 $s_i^b - s_i^0$ 为负。因此，在上述条件下，协方差可能是负的。因此，在价格存在长期趋势，消费者对价格变化反应弹性很低的情况下，Young 指数很可能会小于相应的 Laspeyres 指数。

15.58 前面两段显示，事先，我们并不知道 Young 指数和相应的 Laspeyres 指数之间会有什么样的差距。如果替代弹性接近 1，那么，两组支出份额 s_i^b 和 s_i^0 将会相互接近，而且两个指数间的差异将接近零。然而，如果月度支出比有明显的季节性成份，那么，年度份额 s_i^b 可能会与月度份额 s_i^0 有很大的不同。

15.59 用逐月价比公式来更新一个月的 Young 价格指数是十分有用的。月份 $t+1$ Young 指数 $P_Y(p^0, p^{t+1}, s^b)$ 可用月份 t 的 Young 指数 $P_Y(p^0, p^t, s^b)$ 和一个更新系数表示如下：

$$\begin{aligned} & P_Y(p^0, p^{t+1}, s^b) \equiv \sum_{i=1}^n s_i^b \left(\frac{p_i^{t+1}}{p_i^0} \right) \\ & = P_Y(p^0, p^t, s^b) \frac{\sum_{i=1}^n s_i^b (p_i^{t+1}/p_i^0)}{\sum_{i=1}^n s_i^b (p_i^t/p_i^0)} \end{aligned}$$

⁴⁷ Fisher 1922 年撰写的名著，阐述了指数理论的价值比分解方法，但是，其介绍性章节采用了份额加权平均的观点：“一个价格指数，然后显示了从一个时间点到另一点价格的平均百分比变化”（Fisher, 1922 年，第 3 页）。Fisher 继续对经济加权的意义做了评论：“前面计算假设所有商品具有同等的重要性；这样一来，这种平均被称为‘简单平均’。如果一个商品比另一个商品更为重要，我们可以将那个更为重要的商品看作是二个或三个商品，因此，赋予它的‘权数’要二、三倍于其他商品”（Fisher, 1922 年，第 6 页）。Walsh (1901 年，第 430-431 页) 对这两种方法都做了考察：“我们或是 (1) 对年份的一个时期里所有类别的总货币价值取某个平均数，而且用此法确定的加权取用价格变动 (比) 的几何平均；或是 (2) 对此时期所有类别的总量取某种平均数，并将 Scrope 方法用于其中。” Scrope 方法与使用 Lowe 指数是同样的。Walsh (1901 年，第 88-90 页) 一直强调按其经济意义（而非用价比的等加权平均）对价格比率进行加权的重要性。第十六章将从公理角度研究价值比分解法和指数理论的份额加权平均法。

$$= P_Y(p^0, p^t, s^b) \frac{\sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b (p_i^{t+1}/p_i^0)}{\sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b (p_i^t/p_i^0)}$$

采用定义 (15.47)

$$= P_Y(p^0, p^t, s^b) \frac{\sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b \left(\frac{p_i^t}{p_i^0}\right) \left(\frac{p_i^{t+1}}{p_i^t}\right)}{\sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b (p_i^t/p_i^0)}$$

$$= P_Y(p^0, p^t, s^b) \left[\sum_{i=1}^n s_i^{b0t} (p_i^{t+1}/p_i^t) \right] \quad (15.50)$$

式中的混合权数 s_i^{b0t} 由下式定义：

$$s_i^{b0t} \equiv \frac{p_i^b q_i^b (p_i^t/p_i^0)}{\sum_{k=1}^n p_k^b q_k^b (p_k^t/p_k^0)}$$

$$= \frac{s_i^b (p_i^t/p_i^0)}{\sum_{k=1}^n s_k^b (p_k^t/p_k^0)} \quad i = 1, \dots, n \quad (15.51)$$

因此，混合权数 s_i^{b0t} 可根据基期年份权数 s_i^b 并对其加以更新的方式算得；即，用价比（或较高总量水平上的指数） p_i^t/p_i^0 乘上这种权数。因此，所需的月份 t 到月份 $t+1$ 的更新系数是一种链指数 $\sum_{i=1}^n s_i^{b0t} (p_i^{t+1}/p_i^t)$ ，它采用等式 (15.51) 定义的混合份额权数 s_i^{b0t} 。

15.60 即使 Young 指数十分接近相应的 Laspeyres 指数，仍然难以将 Young 指数作为时期 0 到时期 t 价格变化的最后估算，正像难以将 Laspeyres 指数作为时期 0 到时期 t 通胀的最后估算一样。回顾一下，Laspeyres 指数的问题是对所考察的两个时期的处理缺少对称性；即，如果有理由用 Laspeyres 指数作为固定篮子指数，那么也存在同样的理由将 Paasche 指数作为一个同样好的固定篮子指数对时期 0 到时期 t 进行比较。对于基期的处理，Young 指数同样缺少对称性。此问题可作如下解释。等式 (15.48) 定义的 Young 指数 $P_Y(p^0, p^t, s^b)$ 计算月份 0 和月份 t 时期的价格变化，其中月份 0 为基期。但是，并不存在特殊的理由，一定要将月份 0 作为基期月份。因此，如果我们将月份 t 作为基期，并用同样的公式来计算月份 t 到月份 0 的价格变化，指数

$$P_Y(p^t, p^0, s^b) = \sum_{i=1}^n s_i^b (p_i^0/p_i^t)$$

将也是适当的。对价格变化所做的这种估算可通过取其倒数的方式与原始 Young 指数相比，形成经过基期

调整的 Young 指数⁴⁸ $P_Y^*(p^t, p^0, s^b)$ ，其定义如下：

$$P_Y^*(p^0, p^t, s^b) \equiv 1 / \sum_{i=1}^n s_i^b (p_i^0/p_i^t)$$

$$= \left[\sum_{i=1}^n s_i^b (p_i^t/p_i^0)^{-1} \right]^{-1} \quad (15.52)$$

调整了基期的指数 $P_Y^*(p^0, p^t, s^b)$ （采用当期月份作为最初的基期）为月份 0 到月份 t 时期价比的份额加权调和平均，而原始 Young 指数 $P_Y(p^0, p^t, s^b)$ 则是同样价比的份额加权算术平均。

15.61 Fisher 提出下面观点：不论选择哪个时期作为基期，一个指数公式都应给出同样的答案：

两个时期中的任何一个都可以作为“基期”。选择哪个时期会有差别吗？当然，它不应有差别，而且我们的检验标准 1 要求，它不应有差别。说得更透彻点，此检验标准是指，对于计算一个指数的公式而言，不论选择哪个点作为基期，依据某个点进行的比较结果应该与依据另一个点进行的比较结果相同（Fisher, 1922 年，第 64 页）。

15.62 Young 指数存在的问题是，它不仅不会与其调整基期后的对应指数相一致，而且两个指数之间还存在一种不等关系；即：

$$P_Y^*(p^0, p^t, s^b) \leq P_Y(p^0, p^t, s^b) \quad (15.53)$$

如果时期 t 的价格向量 p^t 与时期 0 的价格向量 p^0 是不成比例的，那么上式将变为严格不等式。⁴⁹对于统计机构来说，如果采用直接 Young 指数 $P_Y(p^0, p^t, s^b)$ ，那么相对于采用同样原始数据但却对基期进行调整的 Young 指数 $P_Y^*(p^0, p^t, s^b)$ 而言，其结果所显示的通胀率往往较高。

15.63 不等式 (15.53) 并没有告诉我们 Young 指数会比其调整基期后的时间对偶大多少。然而，附录 15.3 显示，在某个二阶 Taylor 级数近似值的准确度内，直接 Young 指数和其时间对偶之间存在下面的关系：

⁴⁸ 用 Fisher (1922 年，第 118 页) 术语， $P_Y^*(p^0, p^t, s^b) \equiv 1/[P_Y(p^t, p^0, s^b)]$ 为原始 Young 指数 $P_Y(p^0, p^t, s^b)$ 的时间对偶。

⁴⁹ 这些不等式都基于这样的事实：M 个正数的调和平均总是等于或小于相应的算术平均；参看 Walsh (1901 年，第 517 页) 或 Fisher (1922 年，第 383-384 页)。此不等式为 Schlömilch (1858 年) 不等式的一个特例；参看 Hardy、Littlewood 和 Polya (1934 年，第 26 页)。Walsh (1901 年，第 330-332 页) 对不等式 (15.53) 曾做过直接评论，同时也指出，相应的几何平均会处于调和和算术平均之间。Walsh (1901 年，第 432 页) 计算了 Young 指数的一些数字实例，并且发现，在它和其“最佳”指数之间存在很大的差异，即使是使用代表比较时期的权数也是如此。回顾一下，在选择几何平均数量权数的情况下，Lowe 指数会变为 Walsh 指数，而且，在使用代表性权数的情况下，Lowe 指数也会表现出色。对于 Young 指数而言，则不一定会这样，即使采用代表性权数也是如此。Walsh (1901 年，第 433 页) 把他所做的这种 Young 指数数字实验概述如下：“事实上，结果显示，Young 方法，在各种形式下，都是很糟糕的。”

$$P_Y(p^0, p^t, s^b) \approx P_Y^*(p^0, p^t, s^b) + P_Y(p^0, p^t, s^b) \text{Var } e \quad (15.54)$$

式中的 $\text{Var } e$ 定义如下:

$$\text{Var } e \equiv \sum_{i=1}^n s_i^b [e_i - e^*]^2 \quad (15.55)$$

离差 e_i 由 $1+e_i = r_i/r^*$ 定义, $i = 1, \dots, n$, 式中的 r_i 及其加权平均 r^* 由下式定义:

$$r_i \equiv p_i^t / p_i^0; \quad i = 1, \dots, n; \quad (15.56)$$

$$r^* \equiv \sum_{i=1}^n s_i^b r_i \quad (15.57)$$

结果这个式子等于直接 Young 指数 $P_Y(p^0, p^t, s^b)$ 。 e_i 的加权平均定义如下:

$$e^* \equiv \sum_{i=1}^n s_i^b e_i \quad (15.58)$$

这个式子最后等于 0。因此, 价格比率 p_i^t/p_i^0 的离中度越高, 在二阶近似范畴内, 直接 Young 指数大于其对应指数 (用月份 t 而非 0 作为原始基期) 的幅度就越大。

15.64 对于给出不同答案的两个先验上同样合理的指数公式 (如 Young 指数及其时间对偶), Fisher (1922, 第 136 页) 通常建议取这两个指数的几何平均数。⁵⁰ 此平均的好处在于, 这样形成的公式会满足前面提到的时间逆检验标准。因此, 似乎最好既不用基期 0 Young 指数 $P_Y(p^0, p^t, s^b)$, 也不用当期 t Young 指数 $P_Y^*(p^0, p^t, s^b)$ (如果相对价格存在任何离差, 此指数总是低于基期 0 Young 指数), 而是用下面的指数——此指数是采用不同基期时两个 Young 指数的几何平均数:⁵¹

$$P_Y^{**}(p^0, p^t, s^b) \equiv \left[P_Y(p^0, p^t, s^b) P_Y^*(p^0, p^t, s^b) \right]^{1/2} \quad (15.59)$$

如果基期年份份额 s_i^b 分别与月份 0 份额 s_i^0 和月份 t 份额 s_i^t 相一致, 可以看出, 等式 (15.59) 下通过时间

⁵⁰ 现在我们看到了这些检验标准的第三种用途, 即“验证”公式, 也就是说, 从任何一个不满足某项检验标准的公式中得到另外一个满足此标准的公式; ……可以通过“交叉法”, 即对对偶加以平均的方法很容易地做到这点。如果一个给出的公式不能满足检验标准 [时间逆检验标准], 其时间对偶也不会满足它; 但是, 两者的方向是相反的, 所以在两者之间进行搭桥 (对两者加以几何平均) 将会产生一个可以满足它的黄金平均值 (Fisher, 1922 年, 第 136 页)。

实际上, Fisher 检验程序背后的基本理念是由 Walsh 提出来的, 他是 Fisher (1921 年) 理论的讨论者之一, Fisher 对其 1922 年出版的书做了这样的介绍: “我们只需取任何一个指数, 按 Fisher 教授所讲的方式找到其对偶, 然后在两者之间取一个几何平均值” (Walsh, 1921 年 b, 第 542 页)。

⁵¹ 此指数是一个基期年份加权指数, 与 Carruthers、Sellwood 和 War (1980 年, 第 25 页) 及 Dalén (1992 年, 第 140 页) 在讨论初级指数公式时所提出的等值加权指数相对应。关于此非加权指数的进一步讨论, 请参看第二十章。

检验的 Young 指数 $P_{Y^{**}}(p^0, p^t, s^b)$ 将会与月份 0 和 t 间的 Fisher 理想价格指数 $P_F(p^0, p^t, q^0, q^t)$ (在上述条件下, 此指数还将等于 Laspeyres 和 Paasche 指数) 相一致。还请注意, 统计机关可以及时编制等式 (15.59) 定义的 $P_{Y^{**}}$ 指数。

Divisia 指数及对指数的离散近似

Divisia 价格和物量指数

15.65 第二种指数理论方法是基于这样的假设, 即价格和数量数据的变化多多少少都具有一定的连续性。

15.66 设想, n 商品在既定定义域内的价格和数量可以看作是 (连续) 时间的连续函数, 如 $p_i(t)$ 和 $q_i(t)$, $i = 1, \dots, n$ 。消费者在时间 t 的支出价值为 $V(t)$, 定义如下:

$$V(t) \equiv \sum_{i=1}^n p_i(t) q_i(t) \quad (15.60)$$

15.67 假设函数 $p_i(t)$ 和 $q_i(t)$ 都是可微的。这样, 可在等式 (15.60) 的两边对时间进行微分, 得到下式:

$$V'(t) = \sum_{i=1}^n p_i'(t) q_i(t) + \sum_{i=1}^n p_i(t) q_i'(t) \quad (15.61)$$

将等式 (15.61) 两边除以 $V(t)$ 并利用定义 (15.60), 可以得到下式:

$$\begin{aligned} \frac{V'(t)}{V(t)} &= \frac{\sum_{i=1}^n p_i'(t) q_i(t) + \sum_{i=1}^n p_i(t) q_i'(t)}{\sum_{j=1}^n p_j(t) q_j(t)} \\ &= \sum_{i=1}^n \frac{p_i'(t)}{p_i(t)} s_i(t) + \sum_{i=1}^n \frac{q_i'(t)}{q_i(t)} s_i(t) \end{aligned} \quad (15.62)$$

式中时间 t 商品 i 的支出份额 $s_i(t)$ 定义如下:

$$s_i(t) \equiv \frac{p_i(t) q_i(t)}{\sum_{m=1}^n p_m(t) q_m(t)} \quad \text{其中 } i = 1, 2, \dots, n \quad (15.63)$$

15.68 Divisia (1926 年, 第 39 页) 提出这样的观点: 假设在时间 t 总量值 $V(t)$ 可以写成在时间 t 的价格水平函数 $P(t)$ 乘以在时间 t 的数量水平函数 $Q(t)$; 于是, 我们有了:

$$V(t) = P(t)Q(t) \quad (15.64)$$

进一步假设, 函数 $P(t)$ 和 $Q(t)$ 是可微的。对等式 (15.64) 进行微分即可得:

$$V'(t) = P'(t)Q(t) + P(t)Q'(t) \quad (15.65)$$

用 $V(t)$ 除等式 (15.65) 两边, 同时用等式 (15.64) 便会得到下面等式:

$$\frac{V'(t)}{V(t)} = \frac{P'(t)}{P(t)} + \frac{Q'(t)}{Q(t)} \quad (15.66)$$

15.69 Divisia 对上面对数值导数 $V'(t)/V(t)$ 的两个式子（等式 15.62 和 15.66）做了比较，并把总量价格水平的对数变化率 $P'(t)/P(t)$ 定义为等式 (15.62) 右边的第一组项。他还将总量数量水平的对数变化率 $Q'(t)/Q(t)$ 定义为等式 (15.62) 右边的第二组项。即，他提出了下面的定义：

$$\frac{P'(t)}{P(t)} \equiv \sum_{i=1}^n s_i(t) \frac{p_i'(t)}{p_i(t)} \quad (15.67)$$

$$\frac{Q'(t)}{Q(t)} \equiv \sum_{i=1}^n s_i(t) \frac{q_i'(t)}{q_i(t)} \quad (15.68)$$

15.70 定义 (15.67) 和 (15.68) 是总量价格和数量中比例变化水平 $P(t)$ 和 $Q(t)$ 的合理定义。⁵² 这两个定义的问题在于，经济数据不是按照连续时间，而是按照离散时间收集的。换言之，即使将交易看作连续发生的，没有一个消费者会将其购买看作是连续的；而是视为是在一段时期里发生的，并在对其加以累计后进行记录的。商品生产商和或销售商的情形也是如此；出于会计和分析目的，厂商会对其在离散时间区间里的销售进行累计。如果试图通过越来越短的离散时间区间来逼近连续时间，实际价格和数量数据会变得越来越不稳定，因为消费者只是在离散的时点上进行购买（商品生产者或销售者只是在离散的时点上进行销售）。然而，逼近连续时间价格和数量水平 $P(t)$ 和 $Q(t)$ 仍然是有意义的，两者是根据离散时间近似值由等式 (15.67) 和 (15.68) 间接定义的。可用两种方式做到这点。一是采用数字近似法，二是通过函数 $p_i(t)$ 和 $q_i(t)$ ($i=1, \dots, n$) 对时间路径加以假设。下节中采用了第一种方法。对于第二种方法的讨论，可参看 Vogt (1977 年；1978 年)，Van Ijzeren (1987 年，第 8-12 页)，Vogt 和 Barta (1997 年) 及 Balk (2000 年 a) 等人的论述。

15.71 Divisia 的价格 $P(t)$ 数量水平 $Q(t)$ 与指数理论的经济方法之间存在着某种联系。然而，只有在对指数理论的经济分析法加以研究之后，这种联系才能得到最好的说明。由于这方面材料的技术性很强，我们将其放到附录 15.4 中加以处理。

对连续时间 Divisia 指数的离散近似

15.72 为了使微分等式 (15.67) 和 (15.68) 定义的连续时间 Divisia 价格和数量水平 $P(t)$ 和 $Q(t)$ 具

⁵² 如果将这些定义（近似地）用于前节讨论的 Young 指数，那么，可以看出，为了能使 Young 价格指数与 Divisia 价格指数相一致，应选择基期年份份额作为月份 0 和月份 t 整个时期的平均份额。

有可操作性，有必要将其转换为离散时间。Divisia (1926 年，第 40 页) 提出了一种进行这种转换的简单方法，我们将其概括于后。

15.73 首先对下面的价格和数量（前向）差分加以定义：

$$\Delta P \equiv P(1) - P(0) \quad (15.69)$$

$$\Delta p_i \equiv p_i(1) - p_i(0); i=1, \dots, n \quad (15.70)$$

用上面的定义：

$$\frac{P(1)}{P(0)} = \frac{P(0) + \Delta P}{P(0)} = 1 + \frac{\Delta P}{P(0)} \approx 1 + \frac{\sum_{i=1}^n \Delta p_i q_i(0)}{\sum_{m=1}^n p_m(0) q_m(0)}$$

当 $t=0$ 时，采用 (15.67)，通过对 Δp_i 微分逼近 $p_i'(0)$

$$\begin{aligned} &= \frac{\sum_{i=1}^n \{p_i(0) + \Delta p_i\} q_i(0)}{\sum_{m=1}^n p_m(0) q_m(0)} = \frac{\sum_{i=1}^n p_i(1) q_i(0)}{\sum_{m=1}^n p_m(0) q_m(0)} \\ &= P_L(p^0, p^1, q^0, q^1) \end{aligned} \quad (15.71)$$

式中的 $p' \equiv [p_1(t), \dots, p_n(t)]$ ， $q' \equiv [q_1(t), \dots, q_n(t)]$ ，其中 $t=0, 1$ 。因此，可以看出，Divisia 对其连续时间价格指数的离散逼近正是上面等式 (15.5) 定义的 Laspeyres 价格指数 P_L 。

15.74 但是，现在又出现了 Frisch (1936 年，第 8 页) 提到的问题：除了用等式 (15.69) 和 (15.70) 定义的离散（前向）差分对导数进行逼近之外，还可以采用其他近似方法，并且可以得到各种离散时间近似值。例如，除了用前向差分，对时间 $t=0$ 的指数加以估算之外，还可以用后向差分，对时间 $t=1$ 的指数进行估算。这种后向差分被定义为：

$$\Delta_b p_i \equiv p_i(0) - p_i(1); i=1, \dots, n \quad (15.72)$$

上述采用后向差分的方式会带来对 $P(0)/P(1)$ 的下面近似公式：

$$\frac{P(0)}{P(1)} = \frac{P(1) + \Delta_b P}{P(1)} = 1 + \frac{\Delta_b P}{P(1)} \approx 1 + \frac{\sum_{i=1}^n \Delta_b p_i q_i(1)}{\sum_{m=1}^n p_m(1) q_m(1)}$$

当 $t=1$ 时，采用方程 (15.67)，通过微分 $\Delta_b p_i$ 逼近 $p_i'(1)$

$$\begin{aligned} &= \frac{\sum_{i=1}^n \{p_i(1) + \Delta_b p_i\} q_i(1)}{\sum_{m=1}^n p_m(1) q_m(1)} = \frac{\sum_{i=1}^n p_i(0) q_i(1)}{\sum_{m=1}^n p_m(1) q_m(1)} \\ &= \frac{1}{P_p(p^0, p^1, q^0, q^1)} \end{aligned} \quad (15.73)$$

式中的 P_P 为上面等式 (15.6) 定义的 Paasche 指数。取等式 (15.73) 两边的倒数即会产生下面对 $P(1)/P(0)$ 的离散近似公式:

$$\frac{P(1)}{P(0)} \approx P_P \quad (15.74)$$

15.75 因此,正如 Frisch⁵³ 指出的,Paasche 和 Laspeyres 两个指数都可以看作是连续时间 Divisia 价格指数的(等效)近似值。⁵⁴ 由于在一些实际运用中,Paasche 和 Laspeyres 指数可能会有很大的差异,可以看出,Divisia 的理念对于确定独特的离散时间指数公式并不是那么有用。⁵⁵ Divisia 指数有用之处在于这样的理念,即随着离散时间单位变小,对 Divisia 指数的离散近似在某些条件下可接近有意义的经济指数。此外,如果 Divisia 概念被作为是指数理论的“正确”概念,那么,相应“正确”的离散时间对应方可能被作为相邻考察时期链式价比的加权平均值,从某种意义上说,此处的权重代表所考察的两个时期。

定基与链指数

15.76 在本节中,⁵⁶我们将讨论在时间序列背景下确定价格指数时,采用链式法相对于定基法的优点。⁵⁷

15.77 链式法⁵⁸ 使用涉及两个相邻时期价格和数量的双边指数公式来计量价格从一个时期到随后一个时期里的变化。然后,对一个时期的此类变化率(链中的所有环节)加以累计,算出整个统计时期的相对价格水平。因此,如果双边价格指数为 P ,那么采用链式法,便产生了下面的前三个月的价格水平格局:

$$1, P(p^0, p^1, q^0, q^1), \\ P(p^0, p^1, q^0, q^1)P(p^1, p^2, q^1, q^2) \quad (15.75)$$

⁵³ “作为链接的基本公式,我们可以取 Laspeyres、Paasche、Edgeworth 或任何其他公式,这取决于我们为数值积分步骤选择的近似原则”(Frisch, 1936年,第8页)。

⁵⁴ Diewert (1980年,第444页)用有所不同的近似法求出了 Divisia 指数的 Paasche 和 Laspeyres 近似值。他还证明如何可以将其他几个流行的离散时间指数公式看作是连续时间 Divisia 指数的近似值。

⁵⁵ Trivedi (1981年)系统考察了在用数值分析技术发现 Divisia 指数“最佳”离散时间近似值时所涉及的问题。这些数值分析技术假设“真正”的连续时间微观价格函数 $p_i(t)$ 可由一个多项近似值充分代表。因此,我们可以得出这样的结论:Divisia 指数“最佳”离散时间近似值取决于难以检验的一些假设。

⁵⁶ 本节很大程度上基于 Hill 的工作(1988年;1993年,第385-390页)。

⁵⁷ 附录 15.4 的结果对使用链指数提供了理论支持,因为通过证明发现,在某些条件下,Divisia 指数将等于某个经济指数。因此,Divisia 指数的任何离散近似值将会随着时间时期逐渐变短,而接近经济指数。因此,在某些条件下,链指数将会接近某个内在的经济指数。

⁵⁸ 链式原则由 Lehr (1885年,第45-46页)和 Marshall (1887年,第373页)独立引入经济学文献的。两位作者都指出,链式法有利于减少将新商品引入经济时所带来的困难,Hill (1993年,第388页)也提到了这点。Fisher (1911年,第203页)引入了“链式法”一词。

15.78 相反,采用同样双边指数公式的定基价格水平法只是计算时期 t 相对于基期 0 的价格水平,即 $P(p^0, p^t, q^0, q^t)$ 。因此,时期 0、1 及 2 的定基价格水平格局为:

$$1, P(p^0, p^1, q^0, q^1), P(p^0, p^2, q^0, q^2) \quad (15.76)$$

15.79 注意,在链式法和公式 (15.75) 和 (15.76) 定义的定基价格水平法中,基期价格水平都被设定为 1。统计机关通常的做法是将基期价格水平设定为 100。如果这样做,那么,有必要将公式 (15.75) 和 (15.76) 中的每个数乘上 100。

15.80 由于在取得当期数量(或支出)信息方面存在的困难,许多统计机关都用 Laspeyres 公式 (15.5) 和定基法来大致计算其消费者价格指数。因此,研究一些与定基 Laspeyres 指数相关的问题是有意义的。

15.81 使用定基 Laspeyres 指数的主要问题在于,时期 0 的固定商品篮子如果在时期 t 内确定价格,那么往往会与时期 t 的篮子有很大的不同。因此,如果指数篮子中的价格和数量(至少是其中的一些)存在系统性趋势,⁵⁹ 那么定基价格指数 $P_L(p^0, p^t, q^0, q^t)$ 可能会与定基 Paasche 价格指数 $P_P(p^0, p^t, q^0, q^t)$ 有很大的不同。⁶⁰ 这意味着,两个指数可能都无法充分代表平均价格在统计时期的移动。

15.82 定基 Laspeyres 物量指数不能一直用下去:最后,基期数量 q^0 与当期数量 q^t 会相距甚远,所以须改变基期。链接只是有限的情况,在这种情况下,每个时期都对基期进行改变。⁶¹

15.83 链式法的主要优点是,在正常条件下,链接将会减少 Paasche 和 Laspeyres 间的差异。⁶² 这两个指数的任何一个都可为发生在两个统计时期的价格变化量提供一个非对称的视角,而且可以预期,总量价格变化的单点估算值应介于这两个估算值之间。因此,无论是使用链式 Paasche 指数还是 Laspeyres 指数,通常都会缩小两者间的差异,并使估算值更接近“真实”。⁶³

15.84 Hill (1993年,第388页)在吸收了 Szulc (1983年)和 Hill (1988年,第136-137页)早期研究

⁵⁹ 存在价格迅速下跌、数量迅速上升的例子有计算机、各种电子设备、互联网接入和电信收费等。

⁶⁰ 注意:如果两个数量向量 q^0 和 q^t 是成比例的,或两个价格向量 p^0 和 p^t 是成比例的, $P_L(p^0, p^t, q^0, q^t)$ 等于 $P_P(p^0, p^t, q^0, q^t)$ 。因此,为了取得 Paasche 和 Laspeyres 指数间的差,价格和数量都须存在一种非比例关系。

⁶¹ 正常季节性波动会造成月度或季度数据“弹跳”(Szulc (1983年,第548页)用词),而且链接弹跳数据会带来指数大幅度的“漂移”;即,如果12个月,价格和数量回到其一年前的水平,那么,一个链式月度指数通常就不会回到1。因此,对于“杂乱”的月度或季度数据,我们建议,未经慎重考虑,最好不要使用链指数。

⁶² 参看 Diewert (1978年,第895页)和 Hill (1988年;1993年,第387-388页)。

⁶³ 第十九章将采用一组虚拟数据集,对该观察予以说明。

的基础上提出，当价格发生波动或是弹跳时，使用链式法是不合适的。这种现象可能会在正常季节性波动情况下发生，也会在出现价格战的情况下发生。然而在价格和数量变化基本单调的情况下，Hill（1993年，第389页）建议使用链式对称加权指数（参看第15.18至15.32段）。Fisher和Walsh指数是对称加权指数的例子。

15.85 对于使用链接或不使用链接的条件是有可能再精确一些的。一般说来，如果相邻时期的价格和数量相对于相距更远两个时期的价格和数量而言，更相似，那么采用链式法就更为合适，因为这样做会使每个链环上Paasche和Laspeyres指数的差异缩小。⁶⁴当然，我们也需要一个反映两个时期价格和数量有多大相似度的指标。这种相似度评价指标可以是相对指标也可以是绝对指标。对于绝对比较，两个同维度上的向量如果是类似的，即是相似的，否则即是不相同。对于相对比较，如果两个向量成比例，它们就是相似的，如果不成比例，就是非相似的。⁶⁵一个相似度评价指标一旦被定义了，就可以用此指标对每个时期的价格和数量进行相互比较，同时，连接所有观察值的“树”或路径就可建立起来了，大多数相似的观察值就可以用双边指数公式进行相互比较了。⁶⁶Hill（1995年）对两个国家间的价格结构定义是这样的： P_L 和 P_P 差幅越大，即 $\{P_L/P_P, P_P/P_L\}$ 越大，结构就越不相似。衡量两个国家价格结构不相似的这种指标存在一定的问题，这就是：可能会有这样的情况，尽管 $P_L = P_P$ （Hill指标的相似度为最大），但 p^0 却

⁶⁴ Walsh在研究是建立定基还是链指数时想当然地提出，所有合理双边指数公式的准确性都将会得到改善，只要所比较的两个时期或两种情形更为相似，因此，建议使用链指数：“问题在于，在实际比较时，上述两种方式中（定基或链指数），通过哪一种方式我们会取得更高的准确性呢？此处，概率似乎偏向于支持第二种，原因在于，对于两个相近的时期，条件偏差的可能性比起两个相距很远（如，五十年）的时期要小得多”（Walsh, 1901年，第206页）。

Walsh（1921年a，第84-85页）后来又重申了他对链指数的偏好。Fisher也提到了这样的看法，链式法通常会更为相近的价格和数量数据进行双边比较，因此，这种比较的结果也会更为准确：

对1909年和1910年的指数（每个指数均按1867-1877年时期计算）进行了相互比较。但是1909年和1910年的直接比较会给出一个不同的、更有价值的结果。使用一个共同的基期就像是用每个人高于地面的高度对两个人的相对高度进行比较，而非是将他们背靠背，直接测量其头顶水平的差异（Fisher, 1911年，第204页）。

因此，似乎可取的是将每年与其下一年进行比较，或，换言之，将每年都作为下一年的基期年份。此方法是由Marshall、Edgeworth和Flux提出来的，它在很大程度上可以解决数量非均匀变化的困难，因为连续年份的任何不均等相对会较小（Fisher, 1911年，第423-424页）。

⁶⁵ Diewert（2002年b）用公理方法来定义各种绝对和相对非相似度指数。

⁶⁶ Fisher（1922年，第271-276页）还提到了采用空间连接的可能性；即将结构上相似的国家连接起来。然而，现代文献随着Robert Hill（1995年；1999年a；1999年b；2001年）的开创性工作在不断增长。Hill（1995年）采用Paasche和Laspeyres价格指数的差幅作为相似度评价指标，并证明此标准给出的结果与考察Paasche和Laspeyres物量指数差幅的标准是相同的。

可能与 p^1 存在很大差异。因此，有必要对相似度（或非相似度）评价指标进行更系统的研究，以找出一个“最佳”指标，以作为Hill（1999年a；1999年b；2001年）连接观察值的生成树算法的输入。

15.86 上段根据任何两个观察值价格和数量结构的相似度对连接观察值的方法进行了解释，对于统计机关而言，这种方法不一定符合实际需要，因为增加一个新时期也许需要对先前链环重新排序。然而，决定在对某年的月份进行逐次比较时，是采用链指数，还是采用定基指数，上述连接观察值的“科学”方法不一定有用。

15.87 一些指数理论家反对链式原则，理由是它在空间上没有对等项：

它们[链指数]仅适用于跨期比较，而且与直接指数相比，它们不适用于不存在自然顺序的情况。例如，链指数概念在跨区域或跨国价格比较中就没有对等项，因为无法按“逻辑”或“自然”方式对国家进行排序（没有 $k+1$ 国家，也没有 $k-1$ 国家可以与 k 国家相比）（von der Lippe, 2001年，第12页）。⁶⁷

这当然是正确的，但是Hill方法的确带来了一组“自然”的空间连接。将此方法适用于时间序列会带来各时期间的一组链环，这组链环不一定是逐月连接的，但是，在许多情况下，却可以对属于同一月份但属于不同年份的数据进行比较。此问题将在第二十二章中再进行考察。

15.88 在使用定基或链式法情况下，确定是否存在能给出同样答案的指数公式是十分有意义的。将等式（15.75）定义的链指数序列与相应的定基指数相比较，可以看出，如果对于所有价格和数量向量，指数公式 P 满足以下函数等式，那么对于所有三个时期，我们都将得到同样的答案：

$$P(p^0, p^2, q^0, q^2) = P(p^0, p^1, q^0, q^1)P(p^1, p^2, q^1, q^2) \quad (15.77)$$

如果一个指数公式 P 满足等式（15.77），那么 P 即满足循环性检验标准。⁶⁸

15.89 Funke、Hacker及Voeller（1979年）通过证明显示，如果假定除了符合上面的循环检验标准之外，指数公式 P 还满足某些特性或检验标准，⁶⁹那么， P 须有下面的函数形式，此形式由Konüs和Byushgens最

⁶⁷ 应予以指出的是，von der Lippe（2001年，第56-58页）强烈批评了所有基于时间序列背景下对称概念的指数检验标准，当然他愿意接受进行国际比较背景下的对称概念。“但是，有充分理由在跨期情况下不坚持这种标准。当在0和 t 之间不存在对称时，互换0和 t 是没有意义的”（von der Lippe, 2001年，第58页）。

⁶⁸ 此检验标准名称是由Fisher（1922年，第413页）提出来的，而且此概念最初源于Westergaard（1890年，第218-219页）。

⁶⁹ 上面提到的其他检验有：（一）对于所有严格正数价格和数量向量 p^0, p^1, q^0, q^1 ，其 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 的正向性和连续性检验；（二）恒等检验；（三）共度量性检验；（四）在 p^1 各项中， $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 为正一次齐次函数；和（五）在 q^1 的各项中， $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 为正零次齐次函数。

先提出⁷⁰ (1926年, 第163-166页):⁷¹

$$P_{KB}(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv \prod_{i=1}^n \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right)^{\alpha_i} \quad (15.78)$$

式中的第 n 个常数 α_i 满足下面的约束条件:

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1 \quad \alpha_i > 0 \quad \text{其中 } i = 1, \dots, n \quad (15.79)$$

因此, 在规律性很差的情况下, 满足循环检验标准的唯一价格指数就是所有单个价格比率的加权几何平均, 而且不同时间的权数保持不变。

15.90 值得一提的是, 在权数 α_i 均相等的情况下, 等式 (15.78) 定义的指数家族会发生特殊情形。在此情形下, P_{KB} 会简化为 Jevons (1865年) 指数:

$$P_J(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv \prod_{i=1}^n \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right)^{\frac{1}{n}} \quad (15.80)$$

15.91 对于 Konüs、Byushgens 及 Jevons 定义的指数, 其问题在于, 单个价格比率 p_i^1/p_i^0 的权数 (α_i 或 $1/n$) 独立于两个统计时期商品 i 的经济意义。换言之, 这些价格权数独立于两个时期被消费商品 i 的数量或商品 i 的支出。因此, 在支出份额信息可得的时候, 这些指数并不适合统计机关用于更高层面的数据汇总。

15.92 上面的结果显示, 考虑价格指数 P 是否满足循环检验标准并没有多大意义。尽管如此, 找出可以在一定的近似水平上满足循环检验标准的指数公式还是有意义的, 因为使用这种指数公式时, 不论我们是用链式法还是采用定基法, 会导致多多少少会相同的总量价格变化指标。Fisher (1922年, 第284页) 发现, 采用其数据集和上述等式 (15.12) 定义的 Fisher 理想价格指数 P_F 时, 偏离循环性的程度是相当小的。定基和链指数间存在的这种较高度度的相似性对于其他对称性加权公式而言也是成立的, 如等式 (15.19) 定义的 Walsh 指数 P_W 。⁷² 在将指数理论运用于时间序列的大多数情况下

⁷⁰ Konüs 和 Byushgens 显示, 等式 (15.78) 定义的指数与 Cobb-Douglas (1928年) 偏好正相吻合; 参看 Pollak (1983年, 第119-120页)。精确指数公式概念见第十七章的解释。

⁷¹ 等式 (15.78) 的结果可用 Eichhorn (1978年, 第167-168页) 和 Vogt 和 Barta (1997年, 第47页) 的结果推出。简单的证据可见 Balk (1995年)。此结果印证了 Irving Fisher (1922年, 第274页) 的想法: “与循环检验标准完全吻合的唯一公式为权数不变的指数……”。Fisher (1922年, 第275页) 接着写道: “但是, 很显然, 常量权数理论上是不正确的。如果我们将 1913 年与 1914 年相比, 我们需要一组权数; 如果我们将 1913 年与 1915 年相比, 我们需要另一组权数, 至少理论上是这样的……同样, 从时间转向空间, 将美国与英国进行比较的指数要求一组权数, 而且将美国与法国进行比较的指数要求另一组权数, 至少理论上是这样的。”

⁷² 例如, 可参看 Diewert (1978年, 第894页)。Walsh (1901年, 第424页和第429页) 发现, 他所偏好的三个公式都非常接近, Fisher

(定基指数的基期年份每五年左右调整一次), 只要采用对称加权公式, 统计机关是用定基价格指数还是链指数并不重要。⁷³ 当然, 是选择定基价格指数, 还是选择链指数将取决于被考察时间序列的长度以及从一个时期到另一个时期时价格和数量的变化程度。价格和数量的波动性越大 (非平稳趋势), 相似程度就越低。⁷⁴

15.93 对称加权指数公式能大致满足循环性检验标准, 这一点可以从理论上予以解释。另一个对称加权公式是 Törnqvist 指数 P_T 。⁷⁵ 此指数自然对数的定义如下:

$$\ln P_T(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv \sum_{i=1}^n \frac{1}{2} (s_i^0 + s_i^1) \ln \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right) \quad (15.81)$$

式中, 时期 t 支出份额 s_i^t 由等式 (15.7) 定义。Alterman、Diewert 及 Feenstra (1999年, 第61页) 显示, 如果对数价格比率 $\ln(p_i^t/p_i^{t-1})$ 与时间 t 间的趋势呈线性关系, 而且支出份额 s_i^t 与时间的关系也呈线性关系, 那么, Törnqvist 指数 P_T 将会完全满足循环检验标准。⁷⁶ 由于价格和数量的许多经济时间序列近似地满足这些假设, Törnqvist 指数 P_T 将近似地满足循环检验标准。正如我们在第十九章中将会看到的, Törnqvist 指数通常会非常接近对称加权 Fisher 和 Walsh 指数, 所以, 对许多 (趋势平滑的) 经济时间序列而言, 这三种对称加权指数都将会以足够高的近似度满足循环检验标准, 这样, 我们是使用定基还是链式原则将无关紧要。

15.94 Walsh (1901年, 第401页; 1921年 a, 第98页; 1921年 b, 第540页) 导出了循环检验标准的以下变异形式, 该形式很有用:

$$1 = P(p^0, p^1, q^0, q^1) P(p^1, p^2, q^1, q^2) \dots P(p^T, p^0, q^T, q^0) \quad (15.82)$$

做这种检验的动机如下。用双边指数公式 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 来计算时期 0 到时期 1 之间的价格变化, 采用与时期 1 和时期 2 相对应的数据所估算的公式 $P(p^1, p^2, q^1, q^2)$ 同样可用于对时期 1 到时期 2 的价格变化进行计算..., 用 $P(p^{T-1}, p^T, q^{T-1}, q^T)$ 来计算时期 $T-1$ 到时期 T 的价格变

理想公式在采用其人为数据集时, 也是如此。

⁷³ 更为具体地说, 在时间序列背景下, 大多数最优指数 (经过对称加权) 接近循环检验标准的程度很高。参看第十七章关于最优指数的定义。值得强调的是, 如果计算机 (或其价格和数量趋势与其他商品的趋势相当不同的任何商品) 被包括在统计的价值总量中 (参看第十九章中关于此内容的一些“实证”), 那么, Paasche 和 Laspeyres 定基指数很有可能在五年时期里拉开很大的距离。

⁷⁴ 还请参看 Szulc (1983年) 和 Hill (1988年)。

⁷⁵ 此公式是由 Törnqvist (1936年) 间接提到的, 并由 Törnqvist 和 Törnqvist (1937年) 明确加以定义的。

⁷⁶ 这种准确的结果可加以扩大到以下情况, 即: 价格每月按比例发生变化, 而支出份额除了有线性趋势外, 还存在恒定的季节性影响。参看 Alterman、Diewert 及 Feenstra (1999年, 第65页)。

化，引入一个虚拟的时期 $T+1$ ，这个时期的价格和数量与初期 0 的价格和数量完全一样，并且用 $P(p^T, p^0, q^T, q^0)$ 计算时期 T 至 0 的价格变化。最后，再把所有的指数相乘。由于我们最后还是回到了起点，所以如果所有这些指数的积为 1，那么将是理想的。Diewert (1993 年 a, 第 40 页) 把这种检验叫做多时期恒等检验。⁷⁷ 注意，如果 $T = 2$ (从而总的时期数为 3)，那么，Walsh 的检验简化为 Fisher (1921 年, 第 534 页; 1922 年, 第 64 页) 的时间逆检验。⁷⁸

15.95 Walsh (1901 年, 第 423-433 页) 证明了如何用其循环检验标准来估算任何双边指数公式是多么“好”。他所做的是编制五年时期的虚拟价格和数量数据，而且又增加了第六年时期，这个时期的数据与第一个时期是一样的。然后他为各种等式估算了等式 (15.82) 右边的 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ ，以确定结果离 1 有多远。其“最佳”公式的积接近 1。⁷⁹

15.96 此框架往往还会被用来估算链指数相对于其直接指数而言的有效性。因此，如果等式 (15.82) 右边结果不等于 1，这样的链指数就被认为出现了“链飘移”问题。如果一个公式出现了“链飘移”问题，往往会建议使用固定篮子指数替代链指数。然而，如果接受了此建议，总是会导致接受定基指数，但前提是双边指数公式满足恒等检验标准，即 $P(p^0, p^0, q^0, q^0) = 1$ 。因此，不建议使用 Walsh 循环性检验标准来确定是计算定基还是链指数。使用 Walsh 循环检验标准是合理的，因为他最初是用此标准作为确定某个指数公式如何“好”的近似方法。为了确定是用链指数还是用定基指数，让我们来看看被比较之值的相似程度，同时，选择能够将最为相似的观察值最为有效地联接起来的方法。

15.97 一个指数公式可以满足的各种特点、定理或检验标准都已在本章中做了介绍。在下面的一章中，将更为系统地研究指数理论指数的检验标准。

⁷⁷ Walsh (1921 年 a, 第 98 页) 把他的检验标准称之为循环检验标准，但是，由于 Fisher 也用这个词来描述前述等式 (15.77) 定义的传递性检验标准，所以似乎最好是坚持使用 Fisher 用词，因为其在文献中的地位已得到确立。

⁷⁸ Walsh (1921 年 b, 第 540-541 页) 指出，时间逆检验是其循环检验的一种特例。

⁷⁹ 这实际上是 Fisher (1922 年, 第 284 页) 在检查各种公式对其循环检验标准作何反应时所用方法的一种变异方式。

附录 15.1 Paasche 和 Laspeyres 指数关系

1. 回顾上文第 15.11 至 15.17 段所用的概念。将第 i 个相对价格或价比 r_i 和第 i 个数量相对值 t_i 定义如下:

$$r_i \equiv \frac{p_i^1}{p_i^0}; t_i \equiv \frac{q_i^1}{q_i^0}; \quad i = 1, \dots, n \quad (\text{A15.1.1})$$

用 Laspeyres 价格指数 P_L 的公式 (15.8) 和定义 (A15.1.1), 我们可得:

$$P_L = \sum_{i=1}^n r_i s_i^0 \equiv r^* \quad (\text{A15.1.2})$$

即, 我们将“平均”价比 r^* 定义为单个价比 r_i 按基期支出比加权的平均数。

2. 用 Paasche 价格指数 P_P 的公式 (15.6), 我们可得:

$$\begin{aligned} P_P &\equiv \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{m=1}^n p_m^0 q_m^1} = \frac{\sum_{i=1}^n r_i t_i p_i^0 q_i^0}{\sum_{m=1}^n t_m p_m^0 q_m^0} \quad \text{采用定义 (A15.1.1)} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^n r_i t_i s_i^0}{\sum_{m=1}^n t_m s_m^0} \\ &= \left\{ \frac{1}{\sum_{m=1}^n t_m s_m^0} \sum_{i=1}^n (r_i - r^*)(t_i - t^*) s_i^0 \right\} + r^* \quad (\text{A15.1.3}) \end{aligned}$$

用 (A15.1.2), 且 $\sum_{i=1}^n s_i^0 = 1$, 同时, “平均”数量相对值 t^* 被定义为:

$$t^* \equiv \sum_{i=1}^n t_i s_i^0 = Q_L \quad (\text{A15.1.4})$$

这里的最后一个等式采用了等式 (15.11), 即采用 Laspeyres 物量指数 Q_L 的定义。

3. 取 P_P 和 P_L 之差, 同时, 用等式 (A15.1.2) - (A15.1.4) 可得出下式:

$$P_P - P_L = \frac{1}{Q_L} \sum_{i=1}^n (r_i - r^*)(t_i - t^*) s_i^0 \quad (\text{A15.1.5})$$

再设 r 和 t 为离散随机变量, 两者分别取 n 值 r_i 和 t_i 。设 s_i^0 为 $r = r_i$ 并且 $t = t_i$, $i = 1, \dots, n$ 的联合概率。同时, 设 $r = r_i$, 并且 $t = t_j$, 其中 $i \neq j$, 的联合概率为 0。可以证明, 等式 (A15.1.5) 右边的叠加值 $\sum_{i=1}^n (r_i - r^*)(t_i - t^*) s_i^0$ 为价比 r_i 和相应数量相对值 t_i 的协方差。此协方差可转换为相关系数。⁸⁰ 如果此协方差是负的 (在消费者情况下通常是这样的), 那么, P_P 将小于 P_L 。

⁸⁰ 参看 Bortkiewicz (1923 年, 第 374-375 页) 对此相关系数分解技术第一个运用例子的讨论。

附录 15.2 Lowe 和 Laspeyres 指数间的关系

1. 回顾一下上文第 15.33 至 15.48 段所用的概念。将与商品 i 从月份 t 至 0 的价格有关的第 i 个相对价格 r_i , 以及与商品 i 在基期年份 b 到月份 0 的数量有关的数量相对值 t_i 定义如下:

$$r_i \equiv \frac{p_i^t}{p_i^0}; t_i \equiv \frac{q_i^b}{q_i^0}; \quad i = 1, \dots, n \quad (\text{A15.2.1})$$

如同在附录 A15.1 中一样, Laspeyres 价格指数 $P_L (p^0, p^t, q^0)$ 可被定义为 r^* , 等式 (A15.2.1) 定义的单个价格 (除了月份 t 的价格 p_i^t) 相对值按月份 0 支出份额加权的平均数现在取代了第 i 个价比 r_i 定义中的时期 1 价格 p_i^1 :

$$r^* \equiv \sum_{i=1}^n r_i s_i^0 = P_L \quad (\text{A15.2.2})$$

2. 将基期年份 b 数量与月份 0 数量联系起来的“平均”数量相对值 t^* 的定义为: 公式 (A15.2.1) 定义的单个数量相对值 t_i 按月份 0 支出份额加权的平均数:

$$t^* \equiv \sum_{i=1}^n t_i s_i^0 = Q_L \quad (\text{A15.2.3})$$

式中的 $Q_L = Q_L (q^0, q^b, p^0)$ 是 Laspeyres 物量指数, 该指数将月份 0 的数量 q^0 与年份 b 的数量 q^b 联系起来, 其中权重为月份 0 的价格 p^0 。

3. 采用定义 (15.26), 对月份 t 价格与月份 0 价格进行比较的 Lowe 指数 (采用基期年份 b 的数量权重) 等于:

$$P_{Lo} (p^0, p^t, q^b) \equiv \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b} = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t t_i q_i^0}{\sum_{i=1}^n p_i^0 t_i q_i^0} \quad \text{采用 (A15.2.1)}$$

$$= \left\{ \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t t_i q_i^0}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \right\} \left\{ \frac{\sum_{i=1}^n p_i^0 t_i q_i^0}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \right\}^{-1}$$

$$= \left\{ \frac{\sum_{i=1}^n \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right) t_i p_i^0 q_i^0}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \right\} / t^* \quad \text{采用 (A15.2.3)}$$

$$= \left\{ \frac{\sum_{i=1}^n r_i t_i p_i^0 q_i^0}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \right\} / t^* \quad \text{采用 (A15.2.1)}$$

$$\begin{aligned}
 &= \frac{\sum_{i=1}^n r_i t_i s_i^0}{t^*} = \frac{\sum_{i=1}^n (r_i - r^*) t_i s_i^0}{t^*} + \frac{\sum_{i=1}^n r^* t_i s_i^0}{t^*} \\
 &= \frac{\sum_{i=1}^n (r_i - r^*) t_i s_i^0}{t^*} + \frac{r^* \left[\sum_{i=1}^n t_i s_i^0 \right]}{t^*} \\
 &= \frac{\sum_{i=1}^n (r_i - r^*) t_i s_i^0}{t^*} + \frac{r^* [t^*]}{t^*} \quad \text{采用 (A15.2.3)} \\
 &= \frac{\sum_{i=1}^n (r_i - r^*) (t_i - t^*) s_i^0}{t^*} + \frac{\sum_{i=1}^n (r_i - r^*) t^* s_i^0}{t^*} + r^* \\
 &= \frac{\sum_{i=1}^n (r_i - r^*) (t_i - t^*) s_i^0}{t^*} + \frac{t^* \left[\sum_{i=1}^n r_i s_i^0 - r^* \right]}{t^*} + r^* \\
 &= \frac{\sum_{i=1}^n (r_i - r^*) (t_i - t^*) s_i^0}{t^*} + r^* \quad \text{因为 } \sum_{i=1}^n r_i s_i^0 = r^* \\
 &= P_L(p^0, p^t, q^0) + \frac{\sum_{i=1}^n (r_i - r^*) (t_i - t^*) s_i^0}{Q_L(q^0, q^b, p^0)} \quad \text{(A15.2.4)}
 \end{aligned}$$

由于在使用 (A15.2.2) 的情况下, r^* 等于 Laspeyres 价格指数 $P_L(p^0, p^t, q^0)$, 而在使用 (A15.2.3) 的情况下, t^* 等于 Laspeyres 物量指数 $Q_L(q^0, q^b, p^0)$ 。因此, 等式 (A15.2.4) 告诉我们, 使用年份 b 数量作为权数的 Lowe 价格指数 $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$ 等于使用月份 0 数量作为权数的普通 Laspeyres 指数 $P_L(p^0, p^t, q^0)$, $\sum_{i=1}^n (r_i - r^*) (t_i - t^*) s_i^0$ 加上价比 $r_i \equiv p_i^t/p_i^0$ 和数量比 $t_i \equiv q_i^b/q_i^0$ 之间的一个协方差项, 除以月份 0 和基期年份 b 间的 Laspeyres 物量指数 $Q_L(q^0, q^b, p^0)$ 。

附录 15.3 Young 指数与其时间对偶之间的关系

1. 回顾一下, 直接 Young 指数 $P_Y(p^0, p^t, s^b)$ 是由等式 (15.48) 定义的, 并且其时间对偶 $P_Y^*(p^0, p^t, s^b)$ 是由等式 (15.52) 定义的。把月份 0 和 t 间的第 i 个相对价格定义为:

$$r_i \equiv p_i^t / p_i^0; \quad i = 1, \dots, n \quad \text{(A15.3.1)}$$

同时, 将 r_i 的加权平均 (采用基期年份权数 s_i^b) 定义为:

$$r^* \equiv \sum_{i=1}^n s_i^b r_i \quad \text{(A15.3.2)}$$

这个式子的最后结果等于直接 Young 指数 $P_Y(p^0, p^t, s^b)$ 。用下述等式对 r_i 与其加权平均 r^* 之间的离差 e_i 加以定义:

$$r_i = r^* (1 + e_i); \quad i = 1, \dots, n \quad \text{(A15.3.3)}$$

如果等式 (A15.3.3) 被代入等式 (A15.3.2), 即可得到下面的等式:

$$r^* \equiv \sum_{i=1}^n s_i^b r^* (1 + e_i) \quad \text{(A15.3.4)}$$

$$= r^* + r^* \sum_{i=1}^n s_i^b e_i \quad \text{因为 } \sum_{i=1}^n s_i^b = 1$$

$$e^* \equiv \sum_{i=1}^n s_i^b e_i = 0 \quad \text{(A15.3.5)}$$

因此, 离差 e_i 的加权平均 e^* 等于 0。

2. 直接 Young 指数 $P_Y(p^0, p^t, s^b)$ 及其时间对偶 $P_Y^*(p^0, p^t, s^b)$ 可以写成 r^* 、权数 s_i^b 及价比 e_i 离差的函数, 如下式:

$$P_Y(p^0, p^t, s^b) = r^* \quad \text{(A15.3.6)}$$

$$\begin{aligned}
 P_Y^*(p^0, p^t, s^b) &= \left[\sum_{i=1}^n s_i^b \{r^* (1 + e_i)\}^{-1} \right]^{-1} \\
 &= r^* \left[\sum_{i=1}^n s_i^b (1 + e_i)^{-1} \right]^{-1} \quad \text{(A15.3.7)}
 \end{aligned}$$

3. 再将 $P_Y^*(p^0, p^t, s^b)$ 作为离差向量 $e \equiv [e_1, \dots, e_n]$ 的一个函数, 如 $P_Y^*(e)$ 。围绕着点 $e = 0_n$, $P_Y^*(e)$ 的二阶 Taylor 序列近似值由下式给出:⁸¹

⁸¹ 在 $r^*=1$ 这种情况下的二阶近似值由 Dalén (1992 年, 第 143 页) 提出, 而对一般 r^* 值情况下则是由 Diewert (1995 年 a, 第 29 页) 提出来的。

$$P_Y^*(e) \approx r^* + r^* \sum_{i=1}^n s_i^b e_i + r^* \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n s_i^b s_j^b e_i e_j - r^* \sum_{i=1}^n s_i^b [e_i]^2$$

$$= r^* + r^* 0 + r^* \sum_{i=1}^n s_i^b \left[\sum_{j=1}^n s_j^b e_j \right] e_i - r^* \sum_{i=1}^n s_i^b [e_i - e^*]^2$$

采用 (A15.3.5)

$$= r^* + r^* \sum_{i=1}^n s_i^b [0] e_i - r^* \sum_{i=1}^n s_i^b [e_i - e^*]^2$$

采用 (A15.3.5)

$$= P_Y(p^0, p^t, s^b) - P_Y(p^0, p^t, s^b) \sum_{i=1}^n s_i^b [e_i - e^*]^2$$

采用 (A15.3.6)

$$= P_Y(p^0, p^t, s^b) - P_Y(p^0, p^t, s^b) \text{Var } e \quad (\text{A15.3.8})$$

式中价格离差向量 e 的加权样本方差定义为:

$$\text{Var } e \equiv \sum_{i=1}^n s_i^b [e_i - e^*]^2 \quad (\text{A15.3.9})$$

4. 将等式 (A15.3.8) 重新安排可以得到直接 Young 指数 $P_Y(p^0, p^t, s^b)$ 和其时间对偶 $P_Y^*(p^0, p^t, s^b)$ 之间的以下关系, 对于月份 t 价格向量与月份 0 价格向量是成比例的某个价格点, 这种关系可以精确到 Taylor 序列的二阶近似:

$$P_Y(p^0, p^t, s^b) \approx P_Y^*(p^0, p^t, s^b) + P_Y(p^0, p^t, s^b) \text{Var } e \quad (\text{A15.3.10})$$

因此, 在可以精确到二阶近似的条件下, 直接 Young 指数会超过其时间对偶, 其超过部分等于直接 Young 指数乘上价比与其加权平均之间离差的加权方差。因此, 相对价格的离散度越大, 直接 Young 指数大于其时间对偶的幅度就越大。

附录 15.4 Divisia 法和经济分析法间的关系

1. Divisia 的指数理论方法依赖于微分理论。因此, 它似乎与经济理论没有任何关系。然而, 从 Ville (1946 年) 开始, 一些经济学家⁸² 就已证明, Divisia 价格和物量指数与指数理论经济方法间确实存在一种关系。这种关系在此附录中加以介绍。

2. 首先介绍确定价格水平和数量水平的经济分析法。这里采用的经济分析法是由 Shephard (1953 年; 1970 年)、Samuelson (1953 年) 及 Samuelson 和 Swamy (1974 年) 提出来的。

3. 假定, 某个特定的消费者对于不同组合的 n 个消费品或物品有着明确的偏好。每一个物品组合都可以用一个正向向量 $q \equiv [q_1, \dots, q_n]$ 代表。假定该消费者对其他可能的消费向量 q 的偏好可由一个连续的、非递减的凹效用函数 f 表示。进一步假定, 消费者将达到时期 t 效用水平 $u^t \equiv f(q^t)$ (时期 $t = 0, 1, \dots, T$) 的成本降低到最小程度。因此, 假定, 观察时期 t 的消费向量 q^t 是下面时期 t 成本最小化问题的解:

$$C(u^t, p^t) \equiv \min_q \left\{ \sum_{i=1}^n p_i^t q_i : f(q) = u^t = f(q^t) \right\} \quad (\text{A15.4.1})$$

$$= \sum_{i=1}^n p_i^t q_i^t; \quad t = 0, 1, \dots, T$$

消费者面对的 n 个商品在时期 t 的价格向量为 p^t 。注意, 时期 t 成本或支出最小化问题的答案定义了消费者成本函数 $C(u^t, p^t)$ 。

4. 对于消费者效用函数 f , 我们再增加一个条件。假定对于严格正向数量向量, f 为 (正向) 齐次线性函数。按此假定, 消费者的支出或成本函数 $C(u, p)$ 可以分解为 $uc(p)$, 式中的 $c(p)$ 为消费者单位成本函数。⁸³ 可以得到下列等式:

$$\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^t = c(p^t) f(q^t) \quad \text{其中 } t = 0, 1, \dots, T \quad (\text{A15.4.2})$$

因此, 时期 t 在 n 商品总量上的总支出 $\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^t$ 可分解为两项之积, 即 $c(p^t) f(q^t)$ 。时期 t 的单位成本 $c(p^t)$ 可作为时期 t 价格水平 P^t , 而且时期效用水平 $f(q^t)$ 可作为时期 t 的数量水平 Q^t 。

⁸² 例如, 可参看 Malmquist (1953 年, 第 227 页)、Wold (1953 年, 第 134-147 页)、Solow (1957 年)、Jorgenson 和 Griliches (1967 年) 及 Hulten (1973 年), 同时, 可参看 Balk (2000 年 a) 对 Divisia 价格和物量指数研究工作的最新调查。

⁸³ 参看 Diewert (1993 年 b, 第 120-121 页) 对单位成本函数材料的介绍。此方面的材料还将在第十七章介绍。

5. 上面一段定义的时期 t 经济价格水平 $P^t \equiv c(p^t)$ 现在与时间 t 的 Divisia 价格水平 $P(t)$ 发生了联系, 此价格水平是由微分方程(15.67)间接定义的。如同第15.65至15.71段中一样, 把价格看作是时间的连续可微函数, 如 $p_i(t)$, 其中 $i=1, \dots, n$ 。因此, 单位成本函数也可被看成是时间 t 的一个函数; 即将单位成本函数定义为 t 的一个函数, 如下:

$$c^*(t) \equiv c[p_1(t), p_2(t), \dots, p_n(t)] \quad (\text{A15.4.3})$$

6. 假定单位成本函数 $c(p)$ 的一阶偏导数存在, 那么, 可按下式计算出 $c^*(t)$ 的对数导数:

$$\begin{aligned} \frac{d \ln c^*(t)}{dt} &\equiv \frac{1}{c^*(t)} \frac{dc^*(t)}{dt} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^n c_i [p_1(t), p_2(t), \dots, p_n(t)] p_i'(t)}{c[p_1(t), p_2(t), \dots, p_n(t)]} \end{aligned} \quad (\text{A15.4.4})$$

式中的 $c_i [p_1(t), p_2(t), \dots, p_n(t)] \equiv \partial c [p_1(t), p_2(t), \dots, p_n(t)] / \partial p_i$ 为第 i 价格 p_i 单位成本函数的偏导数, $p_i'(t) \equiv dp_i(t) / dt$ 为第 i 价格函数 $p_i(t)$ 的时间导数。用 Shephard (1953年, 第11页) 引理, 可得出时间 t 时对商品 i 的消费者成本最小需求公式:

$$q_i(t) = u(t) c_i \{ p_1(t), p_2(t), \dots, p_n(t) \} \quad (\text{A15.4.5})$$

设 $i=1, \dots, n$

式中时间 t 的效用水平为 $u(t) = f[q_1(t), q_2(t), \dots, q_n(t)]$ 。上文等式 (A15.4.2) 的连续时间对应关系是, 时间 t 的总支出等于时间 t 的总成本, 而此总成本又等于效用水平 $u(t)$ 乘以时期 t 的单位成本, 即 $c^*(t)$:

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n p_i(t) q_i(t) &= u(t) c^*(t) \\ &= u(t) c [p_1(t), p_2(t), \dots, p_n(t)] \end{aligned} \quad (\text{A15.4.6})$$

7. Divisia 价格水平 $P(t)$ 对数导数可写成下式 (回顾上文的等式 15.67):

$$\frac{P'(t)}{P(t)} = \frac{\sum_{i=1}^n p_i'(t) q_i(t)}{\sum_{i=1}^n p_i(t) q_i(t)} = \frac{\sum_{i=1}^n p_i'(t) q_i(t)}{u(t) c^*(t)} \quad \text{采用} \quad (\text{A15.4.6})$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^n p_i'(t) \{ u(t) c [p_1(t), p_2(t), \dots, p_n(t)] \}}{u(t) c^*(t)}$$

采用 (A15.4.5)

$$= \frac{\sum_{i=1}^n c_i [p_1(t), p_2(t), \dots, p_n(t)] p_i'(t)}{c^*(t)}$$

$$= \frac{1}{c^*(t)} \frac{dc^*(t)}{dt}$$

采用 (A15.4.4)

$$\equiv \frac{c^*(t)'}{c^*(t)} \quad (\text{A15.4.7})$$

因此, 根据上文的连续时间成本最小化假设, Divisia 价格水平 $P(t)$ 实际上等于时间 t 价格的单位成本函数, 即 $c^*(t) \equiv c [p_1(t), p_2(t), \dots, p_n(t)]$ 。

8. 如果 Divisia 价格水平 $P(t)$ 被设定为等于单位成本函数 $c^*(t) \equiv c [p_1(t), p_2(t), \dots, p_n(t)]$, 那么, 从等式 (A15.4.2) 可以得出, 等式 (15.68) 定义的 Divisia 数量水平 $Q(t)$ 将等于被看作为一种时间函数的消费者效用函数, 即 $f^*(t) \equiv f [q_1(t), \dots, q_n(t)]$ 。因此, 如果假定消费者在不断地使实现给定的效用水平的成本最小化 (这里的效用或偏好函数是线性齐次的), 那么可以看出, 微分等式 (15.67) 和 (15.68) 间接定义的 Divisia 价格和数量水平 $P(t)$ 和 $Q(t)$ 其实就分别等于消费者单位成本函数 $c^*(t)$ 和效用函数 $f^*(t)$ 。⁸⁴ 这些都是显而易见的等式, 因为, 原则上看, 在特定的时间函数 $p_i(t)$ 和 $q_i(t)$ 条件下, 定义 Divisia 价格和物量指数的微分方程可用数字来解, 因此, 原则上看, $P(t)$ 和 $Q(t)$ 是可观察的 (但要受到一定正态化常数的约束)。

9. 有关指数理论的 Divisia 方法, 详情可参看 Vogt (1977年; 1978年) 和 Balk (2000年 a)。采用线积分的另外一种 Divisia 指数方法可在即将出版的《生产者价格指数手册》补充材料中找到 (基金组织等, 2004年)。

⁸⁴ 很明显, 效用规模和成本函数并非仅由微分方程 (15.62) 和 (15.63) 来决定的。

第十六章 指数理论的公理法和随机法

导言

16.1 从第十五章可以看出,能够对建议的各种指数公式特性进行评估,是有用的。如果结果表明,一公式的特性相当不可取,那么,作为一个指数,它是否适合被统计机构用作目标指数就存有疑问。对指数公式的数学特性进行考察,就产生了指数理论的检验或公理法。这一方法提出了指数公式的可取特性,并试图确定是否有公式符合这些特性或检验。理想的结果是这样一种情况,即所建议的检验既可取又可以完全确定一个公式的函数形式。

16.2 指数理论的公理法并不完全直接了当,因为必须在两个方面作出选择:

- 必须确定指数框架。
- 一旦确定了指数框架,必须决定对指数实施何种检验或施加何种特性。

第二点则比较直接了当:不同的价格统计人员可能对哪些检验是重要检验有不同看法,而不同组别的公理会得出不同组别的“最佳”指数函数形式。在阅读本章时必须记住这一点,因为在何为“最佳”的“合理”公理组合方面没有一致看法。因此,由公理法可以得出不止一个最佳指数公式。

16.3 关于以上所列选择的第一个看法需要进行进一步讨论。在前一章中,大部分重点放在双边指数理论上;即,假设对相同的 n 个商品采用两个时期的价格和数量,而且指数公式的目的是将一个时期的整体价格水平与另一个时期的整体价格水平进行比较。在这一框架中,两组价格和数量向量都被视作可以独立变化的变量,这样,一个时期的价格变化不会影响另一个时期的价格,也不会影响任何一个时期的数量。这里的重点是对两个时期固定数量篮子的总成本进行比较。这是一种指数框架的例子。

16.4 然而,可能还有其他的指数框架。例如,我们可以不将一个价值比率分解为两个项:一个代表两个时期之间的价格变动,另一个代表数量变动;而是尝试将一个时期的价值总量分解为一个数乘以另一个数:一个数代表该时期的价格水平,另一个数代表该时期的数量水平。在该方法的第一个变式中,假定价格指数是与考察时期总量相关的 n 个商品价格的函数,而物量指数是与考察时期总量相关的 n 个商品数量的函数。得出的价格指数函数被Frisch(1930年,第397页)称为绝对指数,被Eichhorn(1978年,第141页)称为价格水平,

被Anderson、Jones和Nesmith(1997年,第75页)称为单边价格指数。该方法的第二个变式中,允许价格和数量函数既取决于与考察时期相关的价格向量,也取决于数量向量。¹第16.11到16.29段将对单边指数理论的这两个变式进行讨论。²

16.5 本章中的其他方法大多是双边比较法;即,对一个总量中的价格和数量进行两个时期的比较。在第16.30到16.73段和第16.94到16.129段,采用了价值比率分解法。³在第16.30到16.73段,双边价格和物量指数 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 和 $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 被视为这两个时期价格向量(p^0 和 p^1)和数量向量(q^0 和 q^1)的函数。用于价格指数 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 的公理或检验不仅反映了“合理”价格指数特性,而且,有些检验本身就源于物量指数 $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 的“合理”检验。第16.30到16.73段的方法共同决定了“最佳”价格和物量指数。

16.6 在第16.74到16.93段,我们将注意力转移到 n 个商品在时期0和时期1之间的价格比率上, $r_i = p_i^1/p_i^0$,设 $i=1, \dots, n$ 。在指数理论的非加权随机法中,价格指数被视作 n 个价比或比率(r_i)的均匀加权平均值。Carli(1764年)和Jevons(1863年;1865年)是这一指数理论方法的先驱,其中,Carli使用价比的算术平均数,而Jevons采用几何平均数(但同时也考虑调和平均数)。第16.74到16.79段会讨论该指数理论方法。该方法与有些统计方法一致,即将每个价格比率 r_i 都看作一个其平均值与基本价格指数相等的随机变量。

16.7 指数理论的非加权平均价比法的一个主要问题在于,该方法没有考虑总量中单个商品的经济重要性。Young(1812年)不提倡根据考察时期的相对值对价比进行某种形式的粗略加权,但并未指出所需价值加权的确切形式是什么。⁴然而,是Walsh(1901年,第83-121页;1921年a,第81-90页)强调了对个体价格比率进行加权

¹ Eichhorn(1978年,第144页)和Diewert(1993年d,第9页)对该方法进行了讨论。

² 在这些单边指数法中,价格和数量向量允许独立变动。而在另一个指数框架中,允许价格自由变化,但数量被看作是价格的函数。这就得出了指数理论的经济学方法,在第十五章的附录15.4中进行了简要讨论,在第十七和十八章中会进行更深入的讨论。

³ 对该方法的解释可以回看第十五章的第15.7到15.17段。

⁴ Walsh(1901年,第84页)对Young的贡献做了如下评述:

实际上,尽管除均匀加权以外,很少有实际研究者使用其他方法,但是,但Arthur Young...在刚刚过去的那个世纪之初就第一次指出,从理论上来说,有必要考虑不同类别商品的重要性。自此以后,实际研究人员似乎一直意识到了这一问题……。Arthur Young只是简单地建议应该对不同类别根据其重要性进行加权。

的重要性，其中，权数为商品在每个时期相关价值的函数，并在由此得出的公式中对每个时期进行对称处理：

我们寻求的是针对几类商品求出一给定货币总量交换价值的平均变差，对这些商品必须根据类别的相对大小按比例对几个变差[价格比率]分配权数。因此，在这两个时期，这些类别的相对大小都必须考虑 (Walsh, 1901 年, 第 104 页)。

对商品要根据其重要性或其全部价值进行加权。但公理性问题总是涉及至少两个时期。有一个第一时期，还有一个与之进行比较的第二时期。在这两个时期之间就发生了价格变差，⁵ 而这些变差要进行平均以得出一个整体变差。但是，第二时期的商品权数往往与第一时期的权数不同。那么，究竟哪个权数是正确的呢-是第一时期的权数还是第二时期的权数？或者，是否应该有二者的结合呢？没有理由偏好第一个或第二个。那么，将二者结合起来似乎是一个正当的答案。而这种结合本身涉及对两个时期权数的平均 (Walsh, 1921 年 a, 第 90 页)。

16.8 至于如何对一总量的价比进行加权，并同时考虑相关两个时期内商品的经济重要性，Walsh 对此方面的复杂问题首次进行了详细的考察。⁶注意，Walsh 讨论的那类指数公式采用的是 $P(r, v^0, v^1)$ 形式，其中， r 是价比向量（第 i 个分量为 $r_i = p_i^1/p_i^0$ ），而 v^t 是时期 t 内的价值向量（第 i 个分量为 $v_i^t = p_i^t q_i^t$ ）（设 $t=0, 1$ ）。他为解决加权问题所提出的这一方法并非完全令人满意，但他至少是提出了一个很有用的价格指数框架，作为 n 个价比的价值加权平均值。Theil 首次为加权问题提出了令人满意的解决方法（1967 年, 第 136-137 页），第 16.79 到 16.93 段对其解决方法进行了解释。

16.9 可以看出，Walsh 的指数理论方法⁷ 之一就是试图确定价比的最佳加权平均值 (r_i)。这相当于使用公理法来尝试确定 $P(r, v^0, v^1)$ 形式的“最佳”指数。这一方法在第 16.94 到 16.129 段进行了讨论。⁸

⁵ 在 Walsh 的术语中，价格变差是价格比率或价比。

⁶ Walsh (1901 年, 第 104-105 页) 认识到，仅仅采用两个时期的算术平均值， $[v_i^0 + v_i^1]/2$ ，作为第 i 个价比 r_i 的“正确”权数是没有用的，因为在一个高通胀的时期，这样做会给价格最高的时期过高的重要性，而他希望对称地处理每个时期：

但是，这样一种作法很明显是错误的。首先，每个时期内各类别的大小是以其所在时期的货币来计算的，而如果货币的交换价值已经下跌，或价格在总体上已经上升，那么，在结果中，第二时期的权重将偏大；或者，如果价格总体下降，那么在结果中，第一个时期的权重将偏大。或者，在对两个国家进行比较时，价格水平较高的国家，其权数将偏大。但是，很明显，在进行比较时，一个时期，或一个国家，与另一个时期或另一国家同样重要，在对其权数进行加权平均时确实应该是平等的。

然而，Walsh 对加权问题未能提出 Theil (1967 年) 那样的解决方法，Theil 的解决方法是，在使用价比的加权几何平均值时，用平均支出比例 $[s_i^0 + s_i^1]/2$ 作为第 i 个价格的“正确”权数。

⁷ 正如在第十五章所见，Walsh 还考虑了指数理论的篮子型方法。

⁸ 第 16.94 到 16.129 段并没有从 $P(r, v^0, v^1)$ 形式的指数入手，而是讨论了 $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ 形式的指数。然而，如果对该指数度量单位的变动情况进行不变性检验，那就等同于研究形式 $P(r, v^0, v^1)$ 了。Vartia

16.10 在第十五章中讨论的 Young 和 Lowe 指数并非正好适用于双边框架，因为在这些指数中使用的价值或数量权数并不一定与价格向量 (p^0 和 p^1) 任何一个时期的价值或数量相对应。在第 16.130 到 16.134 段会对这两个指数的价格变量进行研究。

指数理论的水平法

单边价格指数的公理法

16.11 以 p_i^t 和 q_i^t 分别表示商品 n 在时期 t 的价格和数量，其中 $i = 1, 2, \dots, n$; $t = 0, 1, \dots, T$ 。变量 q_i^t 被看作是时期 t 内商品 i 的交易总量。为了保持交易的价值，有必要将 p_i^t 定义为单位价值；即， p_i^t 必须等于商品 i 在时期 t 内的交易价值除以总交易数量 q_i^t 。原则上，时间时期的选择应该使商品价格在同一时期内的变差相对于不同时期之间的变差而言非常小。⁹ 设 $t = 0, 1, \dots, T$ ，且 $i = 1, \dots, n$ ，商品 i 的交易价值被定义为 $v_i^t \equiv p_i^t q_i^t$ ，时期 t 内的总交易价值被定义为：

$$V^t \equiv \sum_{i=1}^n v_i^t = \sum_{i=1}^n p_i^t q_i^t \quad t = 0, 1, \dots, T \quad (16.1)$$

16.12 利用上述符号，指数问题水平法的形式可以定义如下：设 $t = 0, 1, \dots, T$ ，找出标量数字 P^t 和 Q^t ，以便：

$$V^t = P^t Q^t \quad t = 0, 1, \dots, T \quad (16.2)$$

数字 P^t 为时期 t 的总量价格水平，而数字 Q^t 为时期 t 的总量数量水平。总量价格水平， P^t ，可以作为时期 t 价格向量 p^t 的函数，而时期 t 的总量数量水平 Q^t 可以作为时期 t 数量向量 q^t 的函数；因此：

$$P^t = c(p^t) \text{ 且 } Q^t = f(q^t) \quad t = 0, 1, \dots, T \quad (16.3)$$

(1976 年) 也使用了该指数理论方法的一个变体。

⁹ 这种随着时间推移将价格视作单位价值的做法采用了 Walsh (1901 年, 第 96 页; 1921 年 a, 第 88 页) 和 Fisher (1922 年, 第 318 页) 的方法。Fisher 和 Hicks 都认为时期的长度应该足够短，以使时期内的价格变差可以被忽略不计，正如以下引文中所指出的：

在整个这本书中，都假设任何商品在任一年份的“价格”或“数量”是给定的。但这样的价格或数量到底是什么？有时它是 1 月 1 日或 7 月 1 日的一个单一报价，但通常它是散布在整个年度中的多个报价平均值。现在问题出现了：应该根据什么原则推导这一平均值呢？实用的回答是任何类型的平均值，因为至少到现在为止，对于价格而言，无论使用哪一种平均值，一年内的变化通常都小得不足以对结果造成任何可察觉的差异。若非如此，那么就有必要将一年细分为季度或月，直到我们找到足够小、可以在实际上被视作一个点的时期。当然，所销售的数量会大不相同。我们需要的是每年的总销售量（当然，对单个月份或其他细分单位来说，这相当于每年比率的简单算术平均值）。简而言之，价格和数量的简单算术平均值都可用。或者，如果值得将更细小的点上放，则我们可以使用价格的加权算术平均值，权数为所销售的数量 (Fisher, 1922 年, 第 318 页)。

我会将时间时期定义为一周，在此时期价格的变差可以被忽略。出于理论目的，这意味着假设价格将会时常发生变化，但不是连续变化。一周的日历长度当然是很任意的；通过取非常短的时段，我们的理论系统就可以如我们所愿紧密适合无休止的震荡，后者是某些市场上的价格特征 (Hicks, 1946 年, 第 122 页)。

16.13 要以某种方式确定函数 c 和 f 。注意，等式 (16.3) 要求价格聚合函数 c 和数量聚合函数 f 的函数形式独立于时间。这是一个合理要求，原因是没有理由因时间的改变而改变聚合方法。

16.14 将等式 (16.3) 和 (16.2) 代入等式 (16.1) 并去掉上标 t ，这意味着，对于所有严格正价格和数量向量， c 和 f 必须满足以下函数等式：

$$c(p)f(q) = \sum_{i=1}^n p_i q_i \quad \text{设所有 } p_i > 0 \text{ 和所有 } q_i > 0 \quad (16.4)$$

16.15 我们可以很自然地假设，如果所有价格和数量为正，则函数 $c(p)$ 和 $f(q)$ 也为正：

$$c(p_1, \dots, p_n) > 0; f(q_1, \dots, q_n) > 0 \quad (16.5)$$

如果所有 $p_i > 0$ 和所有 $q_i > 0$

16.16 用 1_n 来表示 1 的 n 维向量。那么 (16.5) 意味着在 $p = 1_n$ 时， $c(1_n)$ 为正数（例如 a ），并且在 $q = 1_n$ 时， $f(1_n)$ 也是一个正数（例如 b ）；也就是说，(16.5) 意味着 c 和 f 满足：

$$c(1_n) = a > 0; f(1_n) = b > 0 \quad (16.6)$$

16.17 设 $p = 1_n$ 并将 (16.6) 中的第一个等式代入等式 (16.4) 中，以得到以下等式：

$$f(q) = \sum_{i=1}^n \frac{q_i}{a} \quad \text{设所有 } q_i > 0 \quad (16.7)$$

16.18 现在设 $q = 1_n$ 并将等式 (16.6) 中的第二个等式代入等式 (16.4) 中，以得出以下等式：

$$c(p) = \sum_{i=1}^n \frac{p_i}{b} \quad \text{设所有 } p_i > 0 \quad (16.8)$$

16.19 最后将等式 (16.7) 和 (16.8) 代入等式 (16.4) 的左边，以得出以下等式：

$$\left(\sum_{i=1}^n \frac{p_i}{b} \right) \left(\sum_{i=1}^n \frac{q_i}{a} \right) = \sum_{i=1}^n p_i q_i \quad \text{设所有 } p_i > 0 \text{ 和所有 } q_i \quad (16.9)$$

如果 n 大于 1，则对于所有严格正 p 和 q 向量来说，显然不能满足等式 (16.9)。因此，如果商品 n 的个数超过 1，就不存在任何满足等式 (16.4) 和 (16.5) 的函数 c 和 f 。¹⁰

16.20 这样，指数理论的这一水平检验法嘎然而止了；寻找既满足等式 (16.2) 或 (16.4) 也满足 (16.5) 中合理正数要求的价格和数量水平函数 $P^t = c(p^t)$ 和 $Q^t = f(q^t)$ 将是徒劳无功的。

16.21 注意，水平价格指数函数 $c(p^t)$ 不取决于相应的数量向量 q^t ，并且水平物量指数函数 $f(q^t)$ 不取决于价格向量 p^t 。也许，以上相当负面的结果正是基于这一原因。因此，在下一节中，价格和数量函数被允许成为 p^t 和 q^t 二者的函数。

单边价格指数的第二种公理法

16.22 这一节的目的是找出 $2n$ 变量的函数， $c(p, q)$ 和 $f(p, q)$ ，以使与等式 (16.4) 对应的下述等式能够成立：

$$c(p, q)f(p, q) = \sum_{i=1}^n p_i q_i \quad (16.10)$$

设所有 $p_i > 0$ 和所有 $q_i > 0$

16.23 同样，在所有价格和数量都为正时，假设函数 $c(p, q)$ 和 $f(p, q)$ 都为正，这是很自然的：

$$c(p_1, \dots, p_n; q_1, \dots, q_n) > 0; f(p_1, \dots, p_n; q_1, \dots, q_n) > 0 \quad (16.11)$$

设所有 $p_i > 0$ 和所有 $q_i > 0$

16.24 当前的框架并没有在函数 c 和 f 之间进行区分，因此，有必要要求这些函数满足某些“合理的”特性。 c 要具备的第一个特性是：该函数为其价格分量的一次齐次函数：

$$c(\lambda p, q) = \lambda c(p, q) \quad \text{设所有 } \lambda > 0 \quad (16.12)$$

这样，如果所有价格都被乘以正数 λ ，那么，得出的价格指数就是 λ 乘以初始价格指数。物量指数 f 也被要求具备类似的线性齐次特性，即， f 为其数量分量的一次齐次函数：

$$f(p, \lambda q) = \lambda f(p, q) \quad \text{所有 } \lambda > 0 \quad (16.13)$$

16.25 注意，特性 (16.10)、(16.11) 和 (16.13) 意味着：价格指数 $c(p, q)$ 在 q 分量方面具有以下齐次特性：

$$\begin{aligned} c(p, \lambda q) &= \sum_{i=1}^n \frac{p_i \lambda q_i}{f(p, \lambda q)} \quad \text{其中 } \lambda > 0 \\ &= \sum_{i=1}^n \frac{p_i \lambda q_i}{\lambda f(p, q)} \quad \text{使用(16.13)} \\ &= \sum_{i=1}^n \frac{p_i q_i}{f(p, q)} \\ &= c(p, q) \quad \text{使用(16.10) 和(16.11)} \quad (16.14) \end{aligned}$$

这样， $c(p, q)$ 在其 q 分量上是 0 次齐次。

16.26 水平价格指数 $c(p, q)$ 要具备的最后一个特性是下述特性。假设已给出正数 d_i 。要求价格指数在 n 个商品的度量单位变化时保持不变，以使函数 $c(p, q)$ 具备以下特性：

$$\begin{aligned} c(d_1 p_1, \dots, d_n p_n; q_1/d_1, \dots, q_n/d_n) \\ = c(p_1, \dots, p_n; q_1, \dots, q_n) \quad (16.15) \end{aligned}$$

16.27 现在就可能看出价格水平函数 $c(p, q)$ 的特性 (16.10)、(16.11)、(16.12)、(16.14) 和 (16.15) 是不一致的；也就是说，不存在一个满足这些合理特性要求的 $2n$ 变量函数 $c(p, q)$ 。¹¹

¹⁰ Eichhorn (1978 年，第 144 页) 确立了这一结果。

¹¹ 这一假设是由 Diewert (1993 年 d, 第 9 页) 提出的，但他的证据是

16.28 为了搞清楚为什么会如此，设 $d_i = q_i$ （适用于每个 i ），应用等式（16.15）来得出以下等式：

$$c(p_1, \dots, p_n; q_1, \dots, q_n) = c(p_1 q_1, \dots, p_n q_n; 1, \dots, 1) \quad (16.16)$$

如果 $c(p, q)$ 满足线性齐次性质（16.12），从而使得 $c(\lambda p, q) = \lambda c(p, q)$ ，那么等式（16.16）意味着 $c(p, q)$ 也是 q 的线性齐次函数，以便 $c(p, \lambda q) = \lambda c(p, q)$ 。但是，这最后一个等式与等式（16.14）相矛盾，后者确定了不可能性结果。

16.29 第 16.13 到 16.21 段得出的相当负面的结果表明，要寻求公理法来确定价格和数量水平（价格和数量向量都被视作独立变量）是徒劳无功的。¹² 因此，在本章以下部分，我们要探寻确定形式 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 的双边价格指数时，所采用的公理法。

双边价格指数的第一公理法

双边指数和一些早期检验

16.30 在本节中，我们的策略是假设双边价格指数公式 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 满足足够数量的“合理”检验或特性，以使 P 的函数形式得以决定。¹³ “双边”¹⁴ 一词意指：假设函数 P 只取决于两个被比较情形或时期的数据；也就是说， P 被看作是两组价格和数量向量 (p^0, p^1, q^0, q^1) 的函数，这些向量将被聚合为一个单数来汇总 n 个价格比率 $(p_1^1/p_1^0, \dots, p_n^1/p_n^0)$ 的总体变化。

16.31 在本节中，将采用指数理论的价值比率分解法；即，与价格指数 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 一起的，还有一个伴随物量指数 $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$ ，这使这两个指数的乘积等于两个时期的价值比率。¹⁵ 这样，在整个这一节中，假设 P 和 Q 满足以下乘积检验：

$$V^1/V^0 = P(p^0, p^1, q^0, q^1)Q(p^0, p^1, q^0, q^1) \quad (16.17)$$

时期 t 的价值 V^t ($t = 0, 1$) 由等式（16.1）定义。一旦价格指数 P 的函数形式得以决定，等式（16.17）就可以被用来决定物量指数 Q 的函数形式。假定这一乘积检验成立的另一个好处是，如果对物量指数 Q 实施一个合理的检验，那么就可以采用等式（16.17）将物量指数检验转换成对相应价格指数 P 的检验。¹⁶

对另一个密切相关结果的改编，而该结果是由 Eichhorn 提出的（1978 年，第 144-145 页）。

¹² 回想一下，在经济方法中，价格向量 p 可以独立变动，但相应的数量向量 q 被看作是由 p 决定的。

¹³ 本节大部分材料取自 Diewert（1992 年 a）的第二节和第三节。有关公理法的最新研究见 Balk（1995 年）和 Auer（2001 年）。

¹⁴ 多边指数理论指这样一种情况：有两种以上价格和数量需要汇总的情形。

¹⁵ 有关该方法的更多讨论见第十五章的第 15.7 到 15.25 段，该方法最初源自 Fisher（1911 年，第 403 页；1922 年）。

¹⁶ 这一结论首先是由 Fisher（1911 年，第 400-406 页）得出的，这一

16.32 如果 $n = 1$ ，从而只有一个价格和数量被汇总，则 P 的价格比率自然为单一价格比率 p_1^1/p_1^0 ， Q 的数量比率自然为单一数量比率 q_1^1/q_1^0 。如果要汇总的商品或项目数大于 1，那么，指数理论家们在过去这些年中所做的就是需要提出价格指数 P 应该满足的特性或检验。这些特性通常就是一种商品价格指数公式 p_1^1/p_1^0 的多维类推。下面列出了大约 20 个检验，这些检验最终构成了 Fisher 理想价格指数的特征。

16.33 假定每个价格和数量向量的每个分量都为正；即，在 $t = 0, 1$ 时， $p^t \gg 0_n$ 且 $q^t \gg 0_n$ ¹⁷。如果可以设 $q^0 = q^1$ ，则共同数量向量由 q 来表示；如果可以设 $p^0 = p^1$ ，则共同价格向量由 p 来表示。

16.34 头两个检验（以 T1 和 T2 来表示）没有很大争议，因此我们不对之进行详细讨论。

T1: 正值性：¹⁸ $P(p^0, p^1, q^0, q^1) > 0$

T2: 连续性：¹⁹ $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 是其自变数的连续函数。

16.35 下面两个检验（T3 和 T4）的争议要大一些。

T3: 恒等或价格不变检验：²⁰ $P(p, p, q^0, q^1) = 1$ 也就是说，如果在两个时期内每个商品的价格都相同，则不管数量向量为多少，价格指数都应该等于一。该检验有争议的方面在于该检验允许这两个数量向量存在差异。²¹

T4: 固定篮子或不变数量检验：²²

$$P(p^0, p^1, q, q) = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i}$$

也就是说，如果两个时期内的数量不变，从而使得 $q^0 = q^1$

思想由 Vogt（1980 年）和 Diewert（1992 年 a）进行了进一步探索。

¹⁷ 符号 $q \geq 0_n$ 表示向量 q 的每个分量都为正； $q \geq 0_n$ 表示 q 的每个分量都为非负，而 $q > 0_n$ 表示 $q \geq 0_n$ 且 $q \neq 0_n$ 。

¹⁸ Eichhorn 和 Voeller（1976 年，第 23 页）提出了这一检验。

¹⁹ Fisher（1922 年，第 207-215 页）非正式地提出了这一检验的要素。

²⁰ Laspeyres（1871 年，第 308 页），Walsh（1901 年，第 308 页）以及 Eichhorn 和 Voeller（1976 年，第 24 页）都提出了这一检验。Laspeyres 对这一检验或特性作了补充，以质疑不能满足这一检验的 Drobisch（1871 年 a）单位价值指数比率。这一检验也是 Fisher（1911 年，第 409-410 页）价格比例检验的一个特例。

²¹ 通常，经济学家假定，在价格向量 p 已定的情况下，相应的数量向量 q 可以唯一决定。在此，使用了同样的价格向量，但允许相应的数量向量不同。

²² 该检验可追溯到至少 200 年前的马萨诸塞议会，该议会使用一个不变产品篮子来计算美国独立战争中马萨诸塞士兵的薪水指数；见 Willard Fisher（1913 年）。其他提议这一检验的研究者包括：Lowe（1823 年，附录第 95 页），Scrope（1833 年，第 406 页），Jevons（1865 年），Sidgwick（1883 年，第 67-68 页），最初出版于 1887 年的 Edgeworth（1925 年，第 215 页），Marshall（1887 年，第 363 页），Pierson（1895 年，第 332 页），Walsh（1901 年，第 540 页；1921 年 b，第 543-544 页），以及 Bowley（1901 年，第 227 页）。Vogt 和 Barta（1997 年，第 49 页）很正确地注意到该检验是 Fisher（1911 年，第 411 页）对物量指数进行比例性检验的一个特例，Fisher（1911 年，第 405 页）使用乘积检验（15.3）将其转换成价格指数检验。

$\equiv q$ ，则价格指数应该等于时期 1 不变篮子的支出 $\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i$ 除以时期 0 篮子的支出 $\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i$ 。

16.36 如果价格指数 P 满足 T4 检验，而 P 和 Q 都满足前面的乘积检验 (16.17)，则可以很容易地表明²³对于所有严格正向量 p^0, p^1, q 来说， Q 必须满足恒等检验 $Q(p^0, p^1, q, q) = 1$ ，对 Q 的这一不变数量检验也多少有些争议，因为它允许 p^0 和 p^1 不同。

齐次检验

16.37 对于以下四个检验 T5-T8，当四个向量 p^0, p^1, q^0, q^1 中任一向量的大小发生变化时，它们限制了价格指数 P 的表现。

T5: 当期价格的成比例性：²⁴

$$P(p^0, \lambda p^1, q^0, q^1) = \lambda P(p^0, p^1, q^0, q^1), \text{ 设 } \lambda > 0$$

即，如果所有的时期 1 价格都被乘以正数 λ ，那么新的价格指数就是 λ 乘以旧的价格指数。换言之，价格指数函数 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 是时期 1 价格向量 p^1 各分量的 (正) 一次齐次函数。绝大多数指数理论者认为这一特性是一个非常根本的特性，指数公式应该满足之。

16.38 Walsh (1901 年) 和 Fisher (1911 年, 第 418 页; 1922 年, 第 420 页) 提出了相关的比例性检验 $P(p, \lambda p, q^0, q^1) = \lambda$ 。这最后一个检验是 T3 和 T5 的结合; 事实上, Walsh (1901 年, 第 385 页) 注意到这最后一个检验就是恒等检验 T3。

16.39 在下一个检验中，没有用同一个数乘以时期 1 的所有价格，而是用数字 λ 乘以时期 0 的所有价格。

T6: 基期价格的反比性：²⁵

$$P(\lambda p^0, p^1, q^0, q^1) = \lambda^{-1} P(p^0, p^1, q^0, q^1) \text{ 设 } \lambda > 0$$

即，如果所有时期 0 价格都乘以正数 λ ，则新的价格指数是 $1/\lambda$ 乘以旧的价格指数。换言之，价格指数函数 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 是时期 0 价格向量 p^0 各分量的负一次 (正) 齐次函数。

16.40 下面两个齐次检验也可以被看作是不变性检验。

T7: 对当期数量比例变化的不变性:

$$P(p^0, p^1, q^0, \lambda q^1) = P(p^0, p^1, q^0, q^1) \text{ 设所有 } \lambda > 0$$

即，如果当期数量都乘以数字 λ ，则价格指数仍保持不变。换言之，价格指数 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 是时期 1 数量向量 q^1 各分量的 (正) 零次齐次函数。Vogt (1980 年, 第 70 页) 最先提出这一检验²⁶，并且他对检验的推导有些意思。

假定物量指数 Q 满足价格检验 T5 的数量模拟检验; 即, 假定 Q 满足 $Q(p^0, p^1, q^0, \lambda q^1) = \lambda Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$, 设 $\lambda > 0$ 。那么, 使用乘积检验 (16.17), 可以看出 P 必须满足 T7。

T8: 对基期数量比例变化的不变性:²⁷

$$P(p^0, p^1, \lambda q^0, q^1) = P(p^0, p^1, q^0, q^1) \text{ 设所有 } \lambda > 0$$

即，如果基期数量都乘以数字 λ ，则价格指数仍保持不变。换言之，价格指数函数 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 是时期 0 数量向量 q^0 各分量的 (正) 零次齐次函数。如果物量指数 Q 满足以下与 T8 相对应的检验: $Q(p^0, p^1, \lambda q^0, q^1) = \lambda^{-1} Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$, 设所有 $\lambda > 0$, 则在使用等式 (16.17) 时, 相应的价格指数 P 必须满足 T8。这一论据为 T8 对价格指数函数 P 有效这一假设提供了更多的正当理由。

16.41 T7 和 T8 一起要求这样的特性，即价格指数 P 不取决于数量向量 q^0 和 q^1 的绝对值。

不变性和对称性检验

16.42 以下 5 个检验 T9-T13 是不变性或对称性检验。Fisher (1922 年, 第 62-63 页, 第 458-460 页) 和 Walsh (1901 年, 第 105 页; 1921 年 b, 第 542 页) 似乎是第一个意识到这些检验重要性的研究者。Fisher (1922 年, 第 62-63 页) 谈到了公平性, 但很显然在他心目中是想着对称性特性的。他没有意识到还有比其提议更为对称和不变的特性, 这可能是不幸之处; 如果他意识到了, 他很可能就能为他的理想价格指数提供一个公理特性的描述, 就像在第 16.53 到 16.56 段里那样。第一个不变性检验是, 在商品顺序变化的情况下, 价格指数应保持不变:

T9: 商品逆检验 (或对商品顺序变化的不变性):

$$P(p^{0*}, p^{1*}, q^{0*}, q^{1*}) = P(p^0, p^1, q^0, q^1)$$

其中 p^{t*} 表示向量 p^t 各分量之间的排列, 而 q^{t*} 表示 q^t 各分量 (设 $t = 0, 1$) 之间的相同排列。该检验归功于 Fisher (1922 年, 第 63 页),²⁸ 这是他的三个著名逆检验之一。另两个检验是时间逆检验和因子逆检验, 后面会进行讨论。

16.43 下一个检验要求指数在度量单位变化时保持不变。

T10: 度量单位变化时的不变性 (同度量性检验):

$$P(\alpha_1 p_1^0, \dots, \alpha_n p_n^0; \alpha_1 p_1^1, \dots, \alpha_n p_n^1 \alpha_1^{-1} q_1^0, \dots, \alpha_n^{-1} q_n^0; \alpha_1^{-1} q_1^1, \dots, \alpha_n^{-1} q_n^1) = P(p_1^0, \dots, p_n^0; p_1^1, \dots, p_n^1; q_1^0, \dots, q_n^0; q_1^1, \dots, q_n^1) \text{ 所有 } \alpha_1 > 0, \dots, \alpha_n > 0$$

$$P(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^0}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0}$$

²⁷ 该检验由 Diewert (1992 年 a, 第 216 页) 提出。

²⁸ “该[检验]太简单了, 以致从未被正式化。人们只是视其为理所应当, 并本能地遵守它。任何对商品求取平均数的规则都必须具有以下通用特性: 能在所有被平均项之间互换适用”(Fisher, 1922 年, 第 63 页)。

²³ 见 Vogt (1980 年, 第 70 页)。

²⁴ 该检验是由 Walsh (1901 年, 第 385 页)、Eichhorn 和 Voeller (1976 年, 第 24 页) 以及 Vogt (1980 年, 第 68 页) 提出来的。

²⁵ Eichhorn 和 Voeller (1976 年, 第 28 页) 提出这一检验。

²⁶ Fisher (1911 年, 第 405 页) 提出了相关检验 $P(p^0, p^1, q^0, \lambda q^0) =$

即，价格指数在每个商品的度量单位变化时保持不变。该检验的概念是由 Jevons (1863 年，第 23 页) 和丹麦经济学家 Pierson (1896 年，第 131 页) 提出来的，他们对几个不能满足这一基本检验的指数公式提出了批评。Fisher (1911 年，第 411 页) 起先将该检验称为单位变化检验，后来，Fisher (1922 年，第 420 页) 称之为同度量性检验。

16.44 下一个检验要求公式对于选作基期的时期具有不变性。

T11: 时间逆检验:

$$P(p^0, p^1, q^0, q^1) = 1/P(p^1, p^0, q^1, q^0)$$

即，如果将时期 0 和时期 1 的数据互换，则得出的价格指数应该等于原始价格指数的倒数。很明显，在一种商品情况下，如果价格指数仅仅是单一价格比率，那么该检验会(像本节列出的其他所有检验一样)得到满足。当商品数目大于 1 时，许多常用的价格指数就不能满足该检验了；例如，由第十五章等式 (15.5) 定义的 Laspeyres (1871 年) 价格指数 P_L ，以及由第十五章等式 (15.6) 定义的 Paasche (1874 年) 价格指数 P_P ，都未能满足这一根本检验。该检验的概念是由 Pierson (1896 年，第 128 页) 提出的，他对许多常用的价格指数公式不能满足这一检验感到很难过，以至于提出整个指数概念都应该被摒弃。Walsh (1901 年，第 368 页；1921 年 b，第 541 页) 和 Fisher (1911 年，第 534 页；1922 年，第 64 页) 对该检验作了更为正式说明。

16.45 下面两个检验更有争议，因为它们不一定符合指数理论的经济学方法。然而，这些检验与本章稍后讨论的加权随机法是相当一致的。

T12: 数量逆检验 (数量权数对称性检验):

$$P(p^0, p^1, q^0, q^1) = P(p^0, p^1, q^1, q^0)$$

即，在两个时期的数量向量互换时，价格指数保持不变。这一特性意味着，如果数量被用来对指数公式中的价格加权，那么时期 0 的数量 q^0 和时期 1 的数量 q^1 必须对称地或平等地代入公式。Funke 和 Voeller (1978 年，第 3 页) 提出了这一检验；他们称之为权数特性。

16.46 下一个检验类似于应用于物量指数的 T12 检验:

T13: 价格逆检验 (价格权数对称性检验):²⁹

$$\frac{\left(\frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \right)}{P(p^0, p^1, q^0, q^1)} = \frac{\left(\frac{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^0} \right)}{P(p^1, p^0, q^0, q^1)} \quad (16.18)$$

²⁹ 该检验是由 Diewert (1992 年 a，第 218 页) 提出的。

这样，如果我们用等式 (16.17) 按照价格指数 P 的方式来定义物量指数 Q ，那么可以看出，T13 与相关物量指数 Q 的以下特性相当:

$$Q(p^0, p^1, q^0, q^1) = Q(p^1, p^0, q^0, q^1) \quad (16.19)$$

即，如果将两个时期的价格向量互换，那么，物量指数仍保持不变。这样，如果在物量指数的推导中，两个时期内同一商品的价格被用来对数量加权，特性 T13 意味着这些价格要以对称的方式代入物量指数。

平均值检验

16.47 以下三个检验 (T14–T16) 为平均值检验。

T14: 价格的平均值检验:³⁰

$$\min_i (p_i^1/p_i^0 : i = 1, \dots, n) \leq P(p^0, p^1, q^0, q^1) \leq \max_i (p_i^1/p_i^0 : i = 1, \dots, n) \quad (16.20)$$

即，价格指数位于最低价格比率和最高价格比率之间。由于价格指数应该被解释为 n 个价格比率 p_i^1/p_i^0 的某种平均值，价格指数 P 满足这一检验看起来就是必须的了。

16.48 下一个检验类似于 T14 检验，应用于物量指数:

T15: 数量的平均值检验:³¹

$$\min_i (q_i^1/q_i^0 : i = 1, \dots, n) \leq \frac{(V^1/V^0)}{P(p^0, p^1, q^0, q^1)} \leq \max_i (q_i^1/q_i^0 : i = 1, \dots, n) \quad (16.21)$$

其中 V^t 是由等式 (16.1) 所定义的总量在时期 t 的值。用乘积检验 (16.17) 比照价格指数 P 对物量指数 Q 进行定义，可以看出，T15 与相关物量指数 Q 的以下特性相当:

$$\min_i (q_i^1/q_i^0 : i = 1, \dots, n) \leq Q(p^0, p^1, q^0, q^1) \leq \max_i (q_i^1/q_i^0 : i = 1, \dots, n) \quad (16.22)$$

即，由 P 定义的隐含物量指数 Q 位于个体数量的最低和最高增长率 q_i^1/q_i^0 之间。

16.49 第十五章的第 15.18 到 15.32 段提出了这样一种观点，如果取 Laspeyres 和 Paasche 价格指数的平均数作为总体价格变动的单一“最佳”尺度，将是非常合理的。这一观点可以被转化为一个检验:

T16: Paasche 和 Laspeyres 有界检验:³²

价格指数 P 位于第十五章等式 (15.5) 和 (15.6) 定义的 Laspeyres 和 Paasche 指数， P_L 和 P_P 之间。

可以建议进行这样一个检验，即通过等式 (16.17) 与 P 相对应的隐含物量指数 Q 将处于第十五章等式 (15.10) 和 (15.11) 所定义的 Laspeyres 和 Paasche 物量

³⁰ 该检验似乎是由 Eichhorn 和 Voeller (1976 年，第 10 页) 最先提出的。

³¹ 该检验由 Diewert 提出 (1992 年 a，第 219 页)。

³² Bowley (1901 年，第 227 页) 和 Fisher (1922 年，第 403 页) 都赞成价格指数具有这一特性。

指数 Q_P 和 Q_L 之间。但是，由此得出的检验结果证明与 T16 检验相当。

单调性检验

16.50 最后四个检验 T17-T20 是单调性检验；即价格指数 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 应该如何随着两个价格向量 p^0 和 p^1 的任一分量上升而改变，或者如何随着两个数量向量 q^0 和 q^1 的任一分量上升而改变？

T17: 当期价格的单调性:

$$P(p^0, p^1, q^0, q^1) < P(p^0, p^2, q^0, q^1) \text{ 如果 } p^1 < p^2$$

就是说，如果时期 1 的某个价格上升，那么，价格指数必须上升，以便使 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 的上升表现为 p^1 分量的上升。这一特性是由 Eichhorn 和 Voeller (1976 年，第 23 页) 提出的，而且这是一个价格指数要满足的非常合理的特性。

T18: 基期价格的单调性:

$$P(p^0, p^1, q^0, q^1) > P(p^2, p^1, q^0, q^1), \text{ 设 } p^0 < p^2$$

就是说，如果时期 0 的任一价格上升，那么，价格指数必须上升，以便使 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 的下降表现为 p^0 分量的下降。这一非常合理的特性也是由 Eichhorn 和 Voeller (1976 年，第 23 页) 建议的。

T19: 当期数量的单调性: 如果 $q^1 < q^2$ ，那么

$$\left(\frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \right) / P(p^0, p^1, q^0, q^1) < \left(\frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^2}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \right) / P(p^0, p^1, q^0, q^2) \quad (16.23)$$

T20: 基期数量的单调性: 如果 $q^0 < q^2$ ，那么

$$\left(\frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \right) / P(p^0, p^1, q^0, q^1) > \left(\frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^2} \right) / P(p^0, p^1, q^2, q^1) \quad (16.24)$$

16.51 假设 Q 是隐含物量指数，对应于使用等式 (16.17) 的 P 。那么，我们发现，T19 变为含有 Q 的以下不等式:

$$Q(p^0, p^1, q^0, q^1) < Q(p^0, p^1, q^0, q^2), \text{ 如果 } q^1 < q^2 \quad (16.25)$$

就是说，如果任一时期 1 数量上升，那么，与价格指数 P 相对应的隐含物量指数 Q 也必须上升。同样，我

们发现，T20 变成了:

$$Q(p^0, p^1, q^0, q^1) > Q(p^0, p^1, q^2, q^1) \text{ 如果 } q^0 < q^2 \quad (16.26)$$

就是说，如果任一时期 0 数量下降，那么，隐含物量指数 Q 也必须下降。T19 和 T20 检验要归功于 Vogt (1980 年，第 70 页)。

16.52 以上列出了各种检验式。下一节将说明是否存在任何能够满足所有 20 个检验的指数公式

$$P(p^0, p^1, q^0, q^1).$$

Fisher 理想指数和检验法

16.53 可以看出，被定义为 Laspeyres 和 Passche 几何平均指数的 Fisher 理想价格指数 P_F 是满足检验 T1-T20 的唯一指数公式 $P_F(p^0, p^1, q^0, q^1)$:³³

$$P_F(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv \left\{ P_L(p^0, p^1, q^0, q^1) P_P(p^0, p^1, q^0, q^1) \right\}^{1/2} \quad (16.27)$$

16.54 要证明 Fisher 指数满足所有 20 个检验相对简单。证明中比较困难的部分是表明 Fisher 指数是满足这些检验的唯一指数公式。这一部分证明源于这一事实，即如果 P 满足 T1 的正值性检验和三个逆检验 T11-T13，那么 P 应当等于 P_F 。将 T13 中的各项重新带入下列等式就可以看到这一点:

$$\frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1 / \sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^1 / \sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^0} = \frac{P(p^0, p^1, q^0, q^1)}{P(p^1, p^0, q^0, q^1)} = \frac{P(p^0, p^1, q^0, q^1)}{P(p^1, p^0, q^1, q^0)}$$

使用 T12 数量逆检用

$$= P(p^0, p^1, q^0, q^1) P(p^0, p^1, q^0, q^1)$$

使用 T11 价格逆检验

$$(16.28)$$

现在取等式 (16.28) 两侧的正平方根。可以看出，等式左侧为等式 (16.27) 定义的 Fisher 指数 $P_F(p^0, p^1, q^0, q^1)$ ，等式右侧为 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 。这样，如果 P 满足 T1、T11、T12 和 T13，则它应当等于 Fisher 理想指数 P_F 。

16.55 与使用乘积检验 (16.17) 的 Fisher 价格指数相对应的物量指数是 Q_F ，由第十五章的等式 (15.14) 中定义。

16.56 结果表明， P_F 还满足另一个检验 T21，即 Fisher (1921 年，第 534 页；1922 年，第 72-81 页) 的第三逆检验 (其他两个为 T9 和 T11):

T21: 因子逆检验 (函数形式对称检验):

³³ 见 Diewert (1992 年 a, 第 221 页)。

$$P(p^0, p^1, q^0, q^1)P(q^0, q^1, p^0, p^1) = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \quad (16.29)$$

该检验的理由如下：如果 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 是价格指数的良好函数形式，那么，当价格和数量位置倒换时， $P(q^0, q^1, p^0, p^1)$ 应该是物量指数的良好函数形式（看起来是个正确的论据），因而价格指数 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 和物量指数 $Q(p^0, p^1, q^0, q^1) = P(q^0, q^1, p^0, p^1)$ 的乘积应该等于价值比率 V^1/V^0 。该论据的第二个部分似乎无效，因此，许多研究者多年来一直反对因子逆检验。尽管如此，如果 T21 被认可为一个基本检验，Funke 和 Voeller（1978 年，第 180 页）通过证明显示唯一一个满足 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ T1（正值性）、T11（时间逆检验）、T12（数量逆检验）和 T21（因子逆检验）的指数函数是等式（16.27）定义的 Fisher 理想指数 P_F 。³⁴ 这样，价格逆检验 T13 可以为因子逆检验所代替，以获得能够导致 Fisher 价格指数的一组最低限度的 4 项检验。

其他指数的检验表现

16.57 Fisher 价格指数 P_F 满足上面列出的所有 20 个检验 T1–T20。其他常用的价格指数满足哪些检验呢？回想一下第十五章中等式（15.5）定义的 Laspeyres 指数 P_L 、等式（15.6）定义的 Paasche 指数 P_P 、等式（15.19）定义的 Walsh 指数 P_W 以及等式（15.81）定义的 Törnqvist 指数 P_T 。

16.58 直接计算显示出，Paasche 和 Laspeyres 价格指数（ P_L 和 P_P ）仅仅未通过三个逆检验 T11、T12 和 T13。由于数量和价格逆检验 T12 和 T13 多少有些争议并因而会打些折扣， P_L 和 P_P 的检验性能乍看还是相当不错的。但时间逆检验 T11 的失败仍然是这些指数应用的一个严重局限。

16.59 Walsh 价格指数 P_W 未能通过 4 个检验：价格逆检验 T13；Paasche 和 Laspeyres 有界检验 T16；当期数量单调性检验 T19；以及基期数量单调性检验 T20。

16.60 最后，Törnqvist 价格指数 P_T 未能通过 9 个检验：T4（固定篮子检验）、数量和价格逆检验 T12 和 T13、T15（数量平均值检验）、T16（Paasche 和 Laspeyres 有界检验）以及 4 个单调性检验 T17 到 T20。这样，从指数理论的这一公理法的角度看，Törnqvist 指数的失败率是相当高的。³⁵

16.61 从以上结果可以得出的初步结论是，从这一特定指数双边检验法的角度看，Fisher 理想价格指数 P_F 看起来是“最佳的”，因为它满足所有 20 个检验。如果我们视

³⁴ Fisher 价格指数的其他特性可见 Funke 和 Voeller（1978 年）以及 Balk（1985 年；1995 年）。

³⁵ 然而，第十九章告诉我们，在使用具有相对平滑趋势的“正常”时间序列数据时，Törnqvist 指数与 Fisher 指数非常近似。这样，在这些情况下，可以认定 Törnqvist 指数大致通过了 20 个检验。

每个检验为同等重要，则 Paasche 和 Laspeyres 指数为次优。然而，这两个指数都未通过非常重要的时间逆检验。剩下的两个指数 Walsh 和 Törnqvist 价格指数，都满足时间逆检验，但 Walsh 指数显示出是“较好”的，因为它通过了 20 个检验中的 16 个，而 Törnqvist 只满足 11 个检验。³⁶

可加性检验

16.62 有一个被许多国民收入核算人员视为非常重要的可加性检验。这是应用乘积检验（16.17）时，对于与价格指数 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 相对应的隐含物量指数 $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 所施加的一种检验或特性。该检验告诉我们，隐含物量指数具有以下形式：

$$Q(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^* q_i^1}{\sum_{m=1}^n P_m^* q_m^0} \quad (16.30)$$

其中，商品 i 的共同跨时期价格 p_i^* （设 $i = 1, \dots, n$ ）可以是两个相关时期或情形中所有 $4n$ 价格和数量 p^0, p^1, q^0, q^1 的函数。在进行多边比较的文献中（即，对两个以上的情形进行比较），都很常见地假定：在任何两个地区之间进行数量比较时可以使用 q^0 和 q^1 这两个地区数量向量以及公共参考价格向量 $p^* \cdot p^* \equiv (p_1^*, \dots, p_n^*)$ 。³⁷

16.63 显然，如果对每个参考价格 p_i^* 具体取决于哪些变量进一步加以限制，就可以得到不同版本的可加性检验。这类限制的最简单形式是假定每个 p_i^* 都只取决于两个相关情形 p_i^0 和 p_i^1 中任意一个情形下商品 i 的价格。如果进一步假设每个商品加权函数的函数形式都相同，从而 $p_i^* = m(p_i^0, p_i^1)$ （设 $i = 1, \dots, n$ ），则我们就可以得到 Knibbs（1924 年，第 44 页）假设的明确物量指数。

16.64 明确物量指数（或纯物量指数）理论³⁸与第十五章第 15.24 段到 15.32 段中勾勒的纯价格指数理论是相当的。在这里我们简要描述一下这一理论。假设纯物量指数 Q_K 具有以下函数形式：

$$Q_K(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv \frac{\sum_{i=1}^n q_i^1 m(p_i^0, p_i^1)}{\sum_{k=1}^n q_k^0 m(p_k^0, p_k^1)} \quad (16.31)$$

³⁶ 这一断言需要得到证实：还有许多我们没讨论过的其他检验，价格统计人员对于满足不同组合检验的重要性可能持有不同的观点。Auer（2001 年；2002 年）、Eichhorn 和 Voeller（1976 年）、Balk（1995 年）以及 Vogt 和 Barta（1997 年）等对其他检验进行了讨论。第 16.101 到 16.135 段表明，在依据不同公理组合进行考虑时，Törnqvist 指数是理想的。

³⁷ Hill（1993 年，第 395-397 页）将这类多边方法称为分区法，而 Diewert（1996 年 a，第 250-251 页）使用了平均价格法这一措辞。Diewert（1999 年 b，第 19 页）使用了可加性多边体系这一措辞。有关多边指数理论的公理法，见 Balk（1996 年 a；2001 年）和 Diewert（1999 年 b）。

³⁸ Diewert（2001 年）使用了这一措辞。

假定价格向量 p^0 和 p^1 为严格正向量, 而数量向量 q^0 和 q^1 非负, 但至少有一个正分量。³⁹ 问题是需要在可能的情况下, 为平均函数 m 确定函数形式。为此, 有必要对纯物量指数 Q_K 施加某些检验或特性。与纯价格指数的情况一样, 要求物量指数满足时间逆检验是很合理的。

$$Q_K(p^1, p^0, q^1, q^0) = \frac{1}{Q_K(p^0, p^1, q^0, q^1)} \quad (16.32)$$

16.65 与明确价格指数理论的一样, 可以看出, 如果要使明确物量指数 Q_K 满足时间逆检验 (16.32), 等式 (16.31) 中的均值函数应当是对称的。还有一个要求是, Q_K 要满足以下当期价格成比例变动的不变性检验。

$$Q_K(p^0, \lambda p^1, q^0, q^1) = Q_K(p^0, p^1, q^0, q^1) \quad (16.33)$$

设所有 p^0, p^1, q^0, q^1 和所有 $\lambda > 0$

16.66 这一不变性检验后面的思想是: 物量指数 $Q_K(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 只应该取决于每个时期的相对价格, 不应该取决于两个时期的通胀大小。另一个阐释检验 (16.33) 的方法是看一下该检验对于对应的隐含价格指数 P_{IK} (使用乘积检验 (16.17) 来定义) 来说意味着什么。可以看出, 如果 Q_K 满足等式 (16.33), 则对应的隐含价格指数 P_{IK} 将满足上面的检验 T5 (当期价格的比例性检验)。(16.32) 和 (16.33) 这两个检验决定了等式 (16.31) 定义的纯物量指数 Q_K 的精确函数形式: 纯物量指数或 Knibbs 明确物量指数 Q_K 一定是由以下等式定义的 Walsh 物量指数 Q_W ⁴⁰ :

$$Q_W(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv \frac{\sum_{i=1}^n q_i^1 \sqrt{p_i^0 p_i^1}}{\sum_{k=1}^n q_k^0 \sqrt{p_k^0 p_k^1}} \quad (16.34)$$

16.67 这样, 在增加了这两个检验后, 纯价格指数 P_K 一定是第十五章中等式 (15.19) 定义的 Walsh 价格指数 P_W , 而在增加了同样两个检验 (应用于物量指数而不是价格指数) 的情况下, 纯物量指数 Q_K 一定是等式 (16.34) 定义的 Walsh 物量指数 Q_W 。然而, 注意, Walsh 价格和物量指数的乘积不等于支出比例 V^1/V^0 。因此纯 (或明确) 价格和物量指数概念的信奉者必须在两种概念中选择一个; 但二者不能都同时适用。⁴¹

16.68 如果物量指数 $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 满足针对某些价格权数 p_i^* 的可加性检验, (16.30), 数量总量 $Q(p^0, p^1, q^0, q^1) - 1$ 中的比例变化就可以被重写如下:

$$Q(p^0, p^1, q^0, q^1) - 1 = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^* q_i^1}{\sum_{m=1}^n p_m^* q_m^0} - 1 = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^* q_i^1 - \sum_{m=1}^n p_m^* q_m^0}{\sum_{m=1}^n p_m^* q_m^0} = \sum_{i=1}^n w_i (q_i^1 - q_i^0) \quad (16.35)$$

其中商品 i 的权数 w_i 被定义为

$$w_i \equiv \frac{p_i^*}{\sum_{m=1}^n p_m^* q_m^0}; i = 1, \dots, n \quad (16.36)$$

注意, 商品 i 从情形 0 到情形 1 的变化为 $q_i^1 - q_i^0$ 。这样, 等式 (16.35) 右边的第 i 项是商品 i 在时期 0 到时期 1 总量的总体变动中所占的比例。企业分析人员通常希望统计机构提供类似等式 (16.35) 这样的分解数字, 以使其可以将总量的总体变动分解为按具体部门划分的变动分量。⁴² 因此, 用户存在对加性物量指数的需求。

16.69 对等式 (16.34) 所定义的 Walsh 物量指数来说, 第 i 个权数为

$$w_i \equiv \frac{\sqrt{p_i^0 p_i^1}}{\sum_{m=1}^n q_m^0 \sqrt{p_m^0 p_m^1}}; i = 1, \dots, n \quad (16.37)$$

这样, Walsh 物量指数 Q_W 的百分比被分解成等式 (16.35) 这种形式的分量变动, 其中的权数是由等式 (16.37) 定义的。

16.70 结果显示, 第十五章中等式 (15.14) 定义的 Fisher 物量指数 Q_F 也具有等式 (16.35) 所给定形式的可加性百分比变动分解。⁴³ 这一 Fisher 分解的第 i 个权数 w_{Fi} 相当复杂, 并取决于以下 Fisher 物量指数 $Q_F(p^0, p^1, q^0, q^1)$:⁴⁴

$$w_{Fi} \equiv \frac{w_i^0 + (Q_F)^2 w_i^1}{1 + Q_F}; i = 1, \dots, n \quad (16.38)$$

其中 Q_F 是 Fisher 物量指数 $Q_F(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 的值, 而时期 t 内商品 i 的规范化价格 w_i^t 被定义为时期 i 价格 p_i^t 除以时期 t 内总量上的支出:

³⁹ 假定 $m(a, b)$ 具有以下两个性质: $m(a, b)$ 为正的连续函数, 适用于所有正数 a 和 b , 当所有 $a > 0$ 时, $m(a, a) = a$ 。

⁴⁰ 这是 Walsh (1921 年 a, 第 101 页) 定义的和价格指数 8 对应的物量指数。

⁴¹ Knibbs (1924 年) 没有注意到这一点。

⁴² 企业和政府分析人员通常还需要对价格总量变化进行类似的分解 (分解为可加总的具体部门分量)。

⁴³ Fisher 物量指数也具有等式 (16.30) 定义的、由 Van Ijzeren (1987 年, 第 6 页) 提出的那一类加性分解。第 i 个参考价格 p_i^* 被定义为 $p_i^* \equiv (1/2) P_i^0 + (1/2) P_i^1 / P_F(p^0, p^1, q^0, q^1)$, $i = 1, \dots, n$, 其中 P_F 是 Fisher 价格指数。这一分解也是由 Dikhanov (1997 年) 独立导出的。美国经济分析局目前使用 Fisher 物量指数的 Van Ijzeren 分解; 见 Moulton 和 Seskin (1999 年, 第 16 页) 以及 Ehemann、Katz 和 Moulton (2002 年)。

⁴⁴ 这一分解是由 Diewert (2002 年 a) 以及 Reinsdorf、Diewert 和 Ehemann (2002 年) 推导的。有关该分解的经济学解释, 见 Diewert (2002 年 a)。

$$w_i^t \equiv \frac{p_i^t}{\sum_{m=1}^n p_m^t q_m^t}; t = 0, 1; i = 1, \dots, n \quad (16.39)$$

16.71 应用等式(16.38)和(16.39)定义的权数 w_{F_i} ，可以得出 Fisher 理想物量指数的以下正合分解：

$$Q_F(p^0, p^1, q^0, q^1) - 1 = \sum_{i=1}^n w_{F_i} (q_i^1 - q_i^0) \quad (16.40)$$

这样 Fisher 物量指数有了一个可加性百分比变动分解。⁴⁵

16.72 由于 Fisher 价格和物量指数的对称性质，可以看出，等式(16.27)定义的 Fisher 价格指数 P_F 也有以下可加性百分比变动分解：

$$P_F(p^0, p^1, q^0, q^1) - 1 = \sum_{i=1}^n v_{F_i} (p_i^1 - p_i^0) \quad (16.41)$$

其中商品 i 的权数 v_{F_i} 被定义为

$$v_{F_i} \equiv \frac{v_i^0 + (P_F)^2 v_i^1}{1 + P_F}; i = 1, \dots, n \quad (16.42)$$

其中， P_F 是 Fisher 价格指数 $P_F(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 的值，商品 i 的时期 t 规范化数量 v_i^t 被定义为时期 i 数量 q_i^t 除以时期 t 总量上的支出：

$$v_i^t \equiv \frac{q_i^t}{\sum_{m=1}^n p_m^t q_m^t}; t = 0, 1; i = 1, \dots, n \quad (16.43)$$

16.73 以上结果表明，Fisher 价格和物量指数可以拥有正合加性分量分解，这些分量给出了每个价格(或数量)变动在价格(或数量)指数总体变动中的所占比例。

价格指数的随机法

早期未加权随机法

16.74 确定价格指数的随机法可追溯到 100 多年前以前 Jevons (1863 年; 1865 年) 和 Edgeworth (1888 年) 所做的工作。⁴⁶ (未加权) 随机法所基于的思想是：每个价比 p_i^1/p_i^0 (设 $i = 1, 2, \dots, n$) 都可以被看作时期 0 和时期 1 之间共同通胀率 α 的估计值。⁴⁷ 假定

$$\frac{p_i^1}{p_i^0} = \alpha + \varepsilon_i; i = 1, 2, \dots, n \quad (16.44)$$

⁴⁵ 为了验证该分解的正合性，将等式(16.38)代入等式(16.40)并解方程得出 Q_F 。我们发现，得出的解与第十五章的等式(15.14)定义的 Q_F 相等。

⁴⁶ 有关参阅文献见 Diewert (1993 年 a, 第 37-38 页; 1995 年 a; 1995 年 b)。

⁴⁷ “在取平均值时，独立波动或多或少地会相互抵消，需要求得的黄金(价值)的变动将保持不被缩减”(Jevons, 1863 年, 第 26 页)。

其中 α 为共同通胀率， ε_i 为有着平均值 0 和方差 σ^2 的随机变量。 α 的最小二乘或极大似然估计因子是以下等式所定义的 Carli (1764 年) 价格指数 P_C

$$P_C(p^0, p^1) \equiv \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} \frac{p_i^1}{p_i^0} \quad (16.45)$$

Carli 价格指数的一个缺陷是，它不满足时间逆检验，即 $P_C(p^1, p^0) \neq 1/P_C(p^0, p^1)$ 。⁴⁸

16.75 现在改变随机设定，并假定每个价比的对数 $\ln(p_i^1/p_i^0)$ 都是时期 0 和时期 1 之间通胀率对数的无偏估计，如 β 。等式(16.44)的对应等式为：

$$\ln\left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right) = \beta + \varepsilon_i; i = 1, 2, \dots, n \quad (16.46)$$

其中， $\beta \equiv \ln \alpha$ ，而 ε_i 为平均值为 0、方差为 σ^2 的独立分布随机变量。 β 的最小平方差或极大似然估计因子是价比几何平均值的对数。因此，共同通胀率 α 的相应估计值⁴⁹ 是下述等式所定义的 Jevons (1865 年) 的价格指数 P_J ：

$$P_J(p^0, p^1) \equiv \prod_{i=1}^n \sqrt[n]{\frac{p_i^1}{p_i^0}} \quad (16.47)$$

16.76 Jevons 价格指数 P_J 满足时间逆检验，因而与 Carli 指数 P_C 相比要令人满意得多。尽管如此，Jevons 和 Carli 价格指数都有着致命缺陷：每个价比 p_i^1/p_i^0 都被视为同等重要并在指数公式(16.45)和(16.47)中被给予相同的权重。John Maynard Keynes 特别对这一指数理论的未加权随机法提出批评。⁵⁰ 他对 Edgeworth (1923 年) 大力提倡的这一方法提出了以下批评：

尽管如此，我仍斗胆认为，这些观点是彻头彻尾错误的——对此，我在前面已尽可能公正合理地予以了证明。“观测误差”、对价格指数的理解是“对公牛

⁴⁸ 实际上，Fisher (1922 年, 第 66 页) 注意到， $P_C(p^0, p^1) P_C(p^1, p^0) \geq 1$ ，但时期 1 价格向量 p^1 与时期 0 价格向量 p^0 成比例时的情况除外；即，Fisher 通过证明显示，Carli 指数具有明确的上偏。他敦促统计机构不要使用这一公式。Walsh (1901 年, 第 331 页、530 页) 也发现，在 $n=2$ 的情形下会有同样的结果。

⁴⁹ Greenlees (1999 年) 指出，尽管 $(1/n) \sum_{i=1}^n \ln(p_i^1/p_i^0)$ 是 β 的无偏估计，等式(16.47)定义的该估计值的对应指数 P_J 在我们的随机假定中一般都不会是 α 的无偏估计因子。为看清这一点，设 $x_i = \ln(p_i^1/p_i^0)$ 。取期望值可以得到： $E x_i = \beta = \ln \alpha$ 。将变量 x 的正凸函数 f 定义为 $f(x) \equiv e^x$ 。Jensen (1906 年) 不等式为 $E f(x) \geq f(E x)$ 。设 x 等于随机变量 x_i ，则该不等式变为： $E(p_i^1/p_i^0) = E f(x_i) \geq f(E x_i) = f(\beta) = e^\beta = e^{\ln \alpha} = \alpha$ 。这样对于每个 n 来说， $E(p_i^1/p_i^0) \geq \alpha$ ，而且可以看出，Jevons 价格指数在通常的随机假定下一般都上偏。

⁵⁰ Walsh (1901 年, 第 83 页) 还强调了根据被比较时期内商品经济重要性进行适当加权的重要性：“但是，根据相对大小的近似值进行不均匀加权，不论是较长的年度序列，还是单独的一个时期，都不需要太费神；而且，即使是这样一种粗略的程序，其结果也比均匀加权的要好很多。那些以不准确为由，拒绝使用粗略计算的不均匀加权，而使用更为不准确的均匀加权法是尤为荒谬的。”

单眼的错误射击”、Edgeworth “一般价格的客观平均变差”等，都是思维混乱的结果。实际上，没有什么公牛的眼睛。也没有移动的中心，只有一个中心，可称之为一般价格水平或一般价格的客观平均变差，它的四周散布着个体物品的移动价格水平。复合商品的各种价格水平概念都是非常确定的，它们适合于前面列出的各种（以及许多其他）目的和要求。再没有什么别的东西了。Jevons 所探寻的是虚幻的海市蜃楼。

这一论据的瑕疵是什么呢？首先，它假定从独立观测组合的理论要求来看，单个价格围绕“均值”的波动是“随机”的。这一理论假定，一个“观测值”从真实位置向外分散的程度对其他“观测值”的向外分散程度没有影响。但是，对于价格来说，一个商品的价格变动必然影响其他商品的价格变动，而这些补偿性移动的大小，取决于与第二个受影响商品的开支重要性相比，第一个商品支出变化的大小。这样，在连续“观测值”的“误差”之间存在着某种东西，概率论作者称之为“连通性”，而不是“独立性”，或者，如 Lexis 所说，存在着“次正规离差”。

因此，如果我们不能阐明连通性的特定定律，我们就不能进一步走下去。但是，如果不提及受影响商品的相对重要性，就无法阐明连通性定律-这又把我们带回到我们一直试图回避的复合商品项目的加权问题（Keynes, 1930 年，第 76-77 页）。

看来，Keynes 在上述引文中的主要观点是：经济中的价格分布并不是彼此独立的，也不独立于数量。以当前的宏观经济术语来说，Keynes 的说法可以被解释为：宏观经济冲击会通过供需之间正常的相互作用（即通过一般均衡系统的作用）传至经济中的所有价格和数量。因此，Keynes（甚至在该方法取得任何较大程度发展之前）就似乎倾向于指数理论的经济学方法，根据该方法，数量变动与价格变动呈函数相关。Keynes 在上述引文中的第二个观点是：并不存在该通胀率；只存在与明确规定的商品或交易集合相关的价格变化；即，必须仔细设定价格指数的定义域。⁵¹ Keynes 指出的最后一点是：必须根据价格变动的经济重要性（即按照数量或支出）对其进行加权。

16.77 除了以上的理论批评外，Keynes 还对 Edgeworth 的未加权随机法进行了强烈的实证抨击，具体如下：

那些不如 Edgeworth 本人对该情况的细微之处那么敏感的人，通常会认为 Jevons-Edgeworth 的“一般价格的目标平均变差”，或“不确定”标准，与货币的购买力是一回事。当然，要有很好的理由表明很难将其看成任何其他东西。而且，按照这一说法，对于涵盖了众多商品的好指数来说，不论如何加权，都可被视作不确定标准的适当近似值，既然如此，那么，将任何这样的指数看作是货币购买力的适当近似值，似乎就是很自然的了。

最后，所有标准“最终都差不多是相同的”这一结论得到以下事实的“归纳性”强化，即：可以相匹

敌的各种指数（然而，所有这些指数都是批发型的），尽管组成各不相同，但其相互之间显示出相当程度的一致性，……相反，前述表格（第 53 页，第 55 页）给出了有力的假定证据，即无论时期长短，批发的变动和消费标准的变动都可以是广泛发散的（Keynes, 1930 年，第 80-81 页）。

在以上引文中，Keynes 指出，当时存在的所有（未加权）批发价格指数都表现出大体相同的变动，这一事实使得那些提倡以未加权随机法对价格变动进行衡量的人感到很欣慰。然而，Keynes 通过实证表明，其批发价格指数与其消费者价格指数的变动颇为不同。

16.78 要克服上述对指数非加权随机法的批评，有必要：

- 有一个明确的指数定义域；
- 以经济重要性来对价比进行加权。⁵²

在以下的各节中会对其他加权方法进行讨论。

加权随机法

16.79 Walsh（1901 年，第 88-89 页）看来是第一个提出以下观点的指数理论家：一个有意义的衡量价格变化的随机法意味着，对个体价比应该根据它们在两个考察时期内的经济重要性或交易价值来加权：

乍一看，每个报价似乎都是一个单项，而且，由于每个商品（任何类的商品）都只有一个报价，看起来似乎每类商品的价格变差都是一个相关单项。该问题就是这样促使最早进行研究的人研究价格变差的，之前，他们使用的是均匀加权的简单平均。但是，一个报价是对通用名称的报价，通用名称不仅涵盖许多物品；而且有可能一个通用名称涵盖几项物品，而另一个则涵盖许多物品...因此，单个报价，可以是价值一百、一千或一百万美元的那些物品的报价，这些物品组成了所述的商。因而，应该根据这些货币单位的价值来确定其在平均值中的权重（Walsh, 1921 年 a, 第 82-83 页）。

但是，Walsh 并没有就究竟应该怎样确定这些经济权重给出令人信服的论据。

16.80 Henri Theil（1967 年，第 136-137 页）对由等式（16.47）定义的 Jevons 指数 P_J 未加权的问题提出了一个解决方案。他提出如下主张。假定我们以这种方式随机选取价比：基期内每个美元的支出都有相同的被选中机会。那么，我们取到第 i 个价比的概率等于商品 i 在时期 0 的支出比例 $s_i^0 \equiv p_i^0 q_i^0 / \sum_{k=1}^n p_k^0 q_k^0$ 。然后，总体平均（按时期 0 权重加权）价格对数变化为 $\sum_{i=1}^n s_i^0 \ln(p_i^1 / p_i^0)$ 。⁵³ 现在重复上述智力测验，并按以

⁵² Walsh（1901 年，第 82-90 页；1921 年 a, 第 82-83 页）还对指数理论的非加权随机法中不进行加权的做法表示异议。

⁵³ 在第十九章中，该指数被称为几何 Laspeyres 指数（ P_{GL} ）。Vartia（1978 年，第 272 页）称该指数为对数 Laspeyres 指数。而该指数的

⁵¹ 有关此点的进一步讨论见第十五章第 15.7 到 15.17 段。

下方式随机选取一个价比：时期 1 内每个美元的支出都有相同的被选中机会。这样就得到总平均（时期 1 加权）价格对数变化 $\sum_{i=1}^n s_i^1 \ln(p_i^1/p_i^0)$ ⁵⁴。

16.81 这些总体对数价格变化的量度看来每一种都同样有效，因此我们可以取这两个量度的对称平均值，以得到总对数价格变化的最终单一量值。Theil⁵⁵ 认为，如果使第 n 个价比的选取概率与时期 0 和时期 1 商品 n 支出比例的算术平均值相等，就可以得到一个“很好的”对称指数公式。使用这些选取概率得到的 Theil 总对数价格变化最终量值为

$$\ln P_T(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv \sum_{i=1}^n \frac{1}{2}(s_i^0 + s_i^1) \ln \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right) \quad (16.48)$$

注意，等式 (16.48) 定义的指数 P_T 与第十五章中等式 (15.81) 定义的 Törnqvist 指数相等。

16.82 对等式 (16.48) 的右侧可以给出统计学解释。将第 i 个对数价格比率 r_i 定义为：

$$r_i \equiv \ln \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right) \quad \text{其中 } i=1, \dots, n \quad (16.49)$$

现在将离散随机变量 R 定义为可以取 r_i 值、概率 $\rho_i \equiv (1/2)[s_i^0 + s_i^1]$ ， $i=1, \dots, n$ 的一个随机变量。注意，由于对于商品 i 每组支出比例 s_i^0 和 s_i^1 之和为 1，概率 ρ_i 的和也将为 1。可以看出，离散随机变量 R 的期望值为

$$\begin{aligned} E[R] &\equiv \sum_{i=1}^n \rho_i r_i = \sum_{i=1}^n \frac{1}{2}(s_i^0 + s_i^1) \ln \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right) \quad (16.50) \\ &= \ln P_T(p^0, p^1, q^0, q^1) \end{aligned}$$

这样，指数 P_T 的对数就可以被解释为所考察定义域中对数价格比率分布的期望值，其中，该定义域中的 n 个离散价格比率根据 Theil 的概率权重 $\rho_i \equiv (1/2)[s_i^0 + s_i^1]$ ， $(i=1, \dots, n)$ 进行加权。

16.83 对等式 (16.48) 两侧都取反对数，可以得到 Törnqvist (1936 年；1937 年) 和 Theil 价格指数 P_T 。⁵⁶ 这一指数公式有几个好特性。特别是， P_T 满足前述当期价格的成比例性检验 T5 和时间逆检验 T11。这两个检验可

另一个名字是基础加权几何指数。

⁵⁴ 在第十九章中，该指数被称为几何 Paasche 指数 (P_{GP})。Vartia (1978 年，第 272 页) 将该指数称为对数 Paasche 指数。而该指数的另一个名称为当期加权几何指数。

⁵⁵ “(1.8) 和 (1.9) 定义的价格指数使用 n 个单独对数价差作为基本成份。通过一个两阶段随机选择程序将其线性组合：首先，我们给每个地区同样的 $1/2$ 的被选中机会，其次，我们给被选中地区所花费的每一个美元相同的选取机会 ($1/m_a$ 或 $1/m_b$)。” (Theil, 1967 年，第 138 页)。

⁵⁶ Greenlees (1999 年) 研究的抽样偏差问题在这一情况下不存在，因为定义 (16.50) 不涉及抽样问题：假定对于商品 i ，每一时期 t p_i^t/q_i^t 的和与时期 t 的价值总量 V^t 相等。

以被用来证明 Theil (算术) 方法的正确性，Theil 用该方法形成两组支出比例的平均值，以得到他的概率权重 $\rho_i \equiv (1/2)[s_i^0 + s_i^1]$ ， $(i=1, \dots, n)$ 。考察下面的对数指数公式的对称均值组：

$$\ln P_S(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv \sum_{i=1}^n m(s_i^0, s_i^1) \ln \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right) \quad (16.51)$$

其中， $m(s_i^0, s_i^1)$ 为商品 i 在时期 0 和时期 1 支出比例 (分别为 s_i^0 和 s_i^1) 的正函数。为了使 P_S 满足时间逆检验，函数 m 必须是对称的。继而可以证明，⁵⁷ 要使 P_S 满足检验 T5， m 必须为算术平均值。这就为 Theil 选择均值函数提供了一个合理的强有力理由。

16.84 Theil 的随机法还有另外一个“很好的”对称特性。我们可以不考虑价格比率对数 $r_i = \ln p_i^1/p_i^0$ 的分布，而考虑这些价格比率倒数对数的分布，比如：

$$t_i \equiv \ln \frac{p_i^0}{p_i^1} = \ln \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right)^{-1} = -\ln \frac{p_i^1}{p_i^0} = -r_i, \quad \text{其中 } i=1, \dots, n \quad (16.52)$$

对称概率 $\rho_i \equiv (1/2)[s_i^0 + s_i^1]$ 仍可与第 i 个互为倒数的对数价格比率 t_i ($i=1, \dots, n$) 相关。现在将离散随机变量 T 定义为可以取 t_i 值、概率为 $\rho_i \equiv (1/2)[s_i^0 + s_i^1]$ ， $i=1, \dots, n$ 的随机变量。可以看出，离散随机变量 T 的期望值为

$$\begin{aligned} E[T] &\equiv \sum_{i=1}^n \rho_i t_i \\ &= -\sum_{i=1}^n \rho_i r_i \quad \text{使用 (16.52)} \\ &= -E[R] \quad \text{使用 (16.50)} \\ &= -\ln P_T(p^0, p^1, q^0, q^1) \end{aligned} \quad (16.53)$$

这样，我们可以看出，随机变量 T 的分布等于随机变量的分布减 R 。因此，是考虑初始对数价格比率 $r_i \equiv \ln p_i^1/p_i^0$ 的分布还是考虑其倒数 $t_i \equiv \ln p_i^0/p_i^1$ 的分布没有什么不同：最终，得到的是同样的随机理论。

16.85 对指数理论的加权随机法进行考察是可能的，这种方法考察的是价格比率 p_i^1/p_i^0 的分布而不是对数价格比率 $\ln p_i^1/p_i^0$ 的分布。因此，重循 Theil 的足迹，假定价比是随机选取的，抽取方式是使基期内每一美元支出都有相同的选中机会。继而第 i 个价比被抽取的概率与时期 0 的商品 i 支出比例 s_i^0 相等。这样，总体平均 (按时期 0 权重加权) 价格变化为：

$$P_L(p^0, p^1, q^0, q^1) = \sum_{i=1}^n s_i^0 \frac{p_i^1}{p_i^0}, \quad (16.54)$$

这就成了 Laspeyres 价格指数 P_L 。在对 Laspeyres 价格指数相关的抽样问题进行研究时，自然会选择这一随机法。

16.86 现在，重复上述智力试验并随机抽取价比，

⁵⁷ 见 Diewert (2000 年) 以及 Balk 和 Diewert (2001 年)。

方式是使时期 1 每一美元的支出都有相同的被选中概率。这样就得到了总体平均（经过时期 1 加权）价格变化，它等于：

$$P_{PAL}(p^0, p^1, q^0, q^1) = \sum_{i=1}^n s_i^1 \frac{p_i^1}{p_i^0} \quad (16.55)$$

这就是 Palgrave (1886 年) 指数公式。⁵⁸

16.87 可以验证的是, Laspeyres 和 Palgrave 价格指数都不满足时间逆检验 T11。因此, 重循 Theil 的足迹, 可以尝试通过取两组份额的对称平均值来得到一个满足时间逆检验的公式。因而考虑以下一组对称平均指数公式:

$$P_m(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv \sum_{i=1}^n m(s_i^0, s_i^1) \frac{p_i^1}{p_i^0} \quad (16.56)$$

其中 $m(s_i^0, s_i^1)$ 是商品 i 在时期 0 和时期 1 支出比例 (分别为 s_i^0 和 s_i^1) 的对称函数。为将等式 (16.56) 右侧解释为价格比率 p_i^1/p_i^0 的期望值, 有必要使

$$\sum_{i=1}^n m(s_i^0, s_i^1) = 1 \quad (16.57)$$

然而, 为了满足等式 (16.57), m 必须为算术平均值。⁵⁹ 在选定这样一个 m 后, 等式 (16.56) 就变成了以下 (未命名) 指数公式 P_u :

$$P_u(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv \sum_{i=1}^n \frac{1}{2}(s_i^0 + s_i^1) \frac{p_i^1}{p_i^0} \quad (16.58)$$

不幸的是, 未命名指数 P_u 也不满足时间逆检验。⁶⁰

16.88 我们可以不考虑价格比率 p_i^0/p_i^1 的分布而考虑这些价格比率倒数的分布。早先由等式 (16.54) 和 (16.55) 定义的非对称指数的对应指数现在分别为 $\sum_{i=1}^n s_i^0 (p_i^0/p_i^1)$ 和 $\sum_{i=1}^n s_i^1 (p_i^0/p_i^1)$ 。它们是从时期 1 到时期 0 的反向 (随机) 价格指数。为了使这些指数与其他早先的正向 (即: 从时期 0 到时期 1) 指数可比, 取这些指数的倒数 (得出调和平均数) 可以得到以下两个指数:

$$P_{HL}(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv \frac{1}{\sum_{i=1}^n s_i^0 \frac{p_i^0}{p_i^1}} \quad (16.59)$$

$$P_{HP}(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv \frac{1}{\sum_{i=1}^n s_i^1 \frac{p_i^0}{p_i^1}} = \frac{1}{\sum_{i=1}^n s_i^1 \left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right)^{-1}} \quad (16.60)$$

$$= P_p(p^0, p^1, q^0, q^1)$$

⁵⁸ 在 Fisher (1922 年, 第 466 页) 所列的指数公式中为第 9 号公式。

⁵⁹ 有关该论断的证明, 见 Balk 和 Diewert (2001 年)。

⁶⁰ 实际上, 由于 $P_u(p^0, p^1, q^0, q^1) P_u(p^1, p^0, q^1, q^0) \geq 1$, 该指数与 Carli 指数一样有着同样的上偏。为了证明这一点, 注意先前的不等式相当于 $[P_u(p^1, p^0, q^1, q^0)]^{-1} \leq P_u(p^0, p^1, q^0, q^1)$, 并且这一不等式从以下事实而来: n 个正数的加权调和平均值等于或小于对应的加权算术平均; 见 Hardy、Littlewood 和 Pólya (1934 年, 第 26 页)。

这里使用的是第十五章的等式 (15.9)。这样等式 (16.60) 定义的倒数随机价格指数最终与固定篮子 Paasche 价格指数 P_p 相等。在研究 Paasche 价格指数相关的抽样问题时, 该随机法是理所当然的选择。另一个指数以公式 (16.59) 定义, 该指数为非对称加权互为倒数的随机价格指数, 尽管没有作者的名字, 但 Fisher (1992 年, 第 467 页) 在其指数公式 13 中提到过它。Vartia (1978 年, 第 272 页) 称该指数为调和 Laspeyres 指数, 我们将使用该名称。

16.89 现在来考虑由以下等式定义的一组对称加权互为倒数的价格指数:

$$P_{mv}(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv \frac{1}{\sum_{i=1}^n m(s_i^0, s_i^1) \left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right)^{-1}} \quad (16.61)$$

其中, $m(s_i^0, s_i^1)$ 照例为时期 0 和时期 1 商品 i 支出比例的齐次对称平均值。然而, 由等式 (16.59) 到 (16.61) 定义的这些指数都不满足时间逆检验。

16.90 Theil 的指数公式 P_T 满足时间逆检验这一事实使得 Theil 指数受到偏爱, 它被认为是“最佳”加权随机法。

16.91 对于指数理论的加权随机法, 其主要特征可以概述如下。首先有必要选取两个时期和一个交易定义域。照例, 定义域中 n 个商品中每一个商品的每一值交易都被分割为价格分量和数量分量。然后, 假定没有新的商品出现, 也没有商品消失, 有与所考察两种情形相关的 n 个价比 p_i^1/p_i^0 以及相对应的 $2n$ 支出比例。加权随机法只是假定: 这 n 个价比或这些价比 $f(p_i^1/p_i^0)$ 的某种变形具有离散统计分布, 其中第 i 个概率 $\rho_i = m(s_i^0, s_i^1)$ 是所考察的两种情况下商品 i 支出比例 s_i^0 和 s_i^1 的函数。如何选择函数 f 和 m 决定着不同的价格指数。根据 Theil 的方法, 变换函数 f 为自然对数, 均值函数 m 为简单未加权算术平均值。

16.92 指数理论的加权随机法还有第三个方面: 必须决定哪一个单数可以最好地概括这 n 个 (可能已变换形式) 价比的分布。在以上分析中, 离散分布的平均值被选作 (可能已变换形式) 价比分布的“最佳”概括尺度; 但是也可能还有其他尺度。特别是, 经过加权的 n 个中数或各种截尾平均值经常被建议为中心趋势的“最佳”尺度, 因为这些尺度使离群值的影响最小化。然而, 有关这些中心趋势其他尺度的详细讨论不在本章范围之内。有关指数理论随机法的其他资料以及参考文献, 可见 Clements 和 Izan (1981 年; 1987 年)、Selvanathan 和 Rao (1994 年)、Diewert (1995 年 b)、Cecchetti (1997 年) 和 Wynne (1997 年; 1999 年)。

16.93 除了采用上述指数理论的随机法外, 还可以将该方法中使用的原始数据同样用于公理法中。因此, 在下一节中, 价格指数被视为 n 个价比的值加权函数, 而且, 使用了指数理论的检验法以确定价格指数的函数

形式。换言之，在下一节中，公理法所考察的是另一种描述性统计学的特性，即：将个体价比（根据其经济重要性加权）聚合为概括价格变化的尺度，以试图找到概括价格变化的“最佳”尺度。因此，下面探讨的公理法可以被看作描述统计学的一个分支。

双边价格指数的第二随机法

基本框架和一些初步检验

16.94 正如第 16.1 到 16.10 段提到的，Walsh 的指数理论方法中有一个方法是试图确定价比 r_i 的“最佳”加权平均值。⁶¹ 这就等同于用公理法来尝试确定形式 $P(r, v^0, v^1)$ 的“最佳”指数，其中 v^0 和 v^1 是时期 0 和时期 1 n 个商品支出的向量。⁶² 起初，要考察的是 $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ 形式的指数，而不是从 $P(r, v^0, v^1)$ 形式的指数入手，因为这样一种框架与第 16.30 到 16.73 段采用的第一个双边公理框架更具可比性。正如以下可以看出的，如果将度量单位变化的不变性检验适用于 $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ 形式的指数，则 $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ 可以被写为形式 $P(r, v^0, v^1)$ 。

16.95 回忆一下，乘积检验 (16.17) 曾被用来定义与双边价格指数 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 相对应的物量指数 $Q(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv V^1/V^0 P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 。在现在的框架中，同样的乘积检验也成立；即，在价格指数 $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ 的函数形式已经确定的情况下，对应的隐含物量指数按照 P 的定义方法定义如下：

$$Q(p^0, p^1, v^0, v^1) \equiv \frac{\sum_{i=1}^n v_i^1}{\left(\sum_{i=1}^n v_i^0 \right) P(p^0, p^1, v^0, v^1)} \quad (16.62)$$

16.96 在第 16.30 到 16.73 段，价格和物量指数 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 和 $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 是联合确定的；也就是说，公理不仅适用于 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ ，而且还适用于 $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$ ，而且乘积检验 (16.17) 被用来将这些对 Q

⁶¹ Fisher 在描述其指数理论方法时还持有以下观点：

若干商品价格的指数是其价比的平均值。具体而言，这一定义是根据价格来表述的。但是，以类似的方式，还可以对薪金、进出口商品数量以及许多涉及一组量发散变化的任何标的计算出指数。同样，该定义一直是根据时间来表述的。但是，指数可以同样适用于两个地点的比较，或者适用于一组元素在一组情况下的量与其在另一组情况下的量进行比较。（Fisher，1922 年，第 3 页）。

为了创立其公理法，Fisher 对价格和物量指数（被表示为两个价格向量 p^0 和 p^1 ，以及两个数量向量 q^0 和 q^1 的函数）施用公理；即，他并没有将他的价格指数写为形式 $P(r, v^0, v^1)$ 并将公理适用于这类指数。当然，最后，Laspeyres 和 Paasche 价格指数的几何平均值成了他的理想价格指数，并且如在第十五章中所见，这些指数中的每一个都可以被写为 n 个价比的支出比例加权平均值， $r_i \equiv p_i^1 / p_i^0$ 。

⁶² Vartia（1976 年）的第三章讨论了该公理法的变体。

的检验转换成对 P 的检验。本节中，不再遵循该方法：只使用对 $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ 的检验以确定该形式的“最佳”价格指数。这样就有了一个形式 $Q(q^0, q^1, v^0, v^1)$ 物量指数的平行理论，其目的是找到量比 q_i^1/q_i^0 的“最佳”价值加权平均。⁶³

16.97 就大部分来说，将在本节对价格指数 $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ 实施的检验是在第 16.30 段到 16.73 段对价格指数 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 所实施检验的对等检验。我们将假定每个价格和价值向量的每个分量都为正；即， $p^t \gg 0_n$ 和 $v^t \gg 0_n$ ， $t = 0, 1$ 。如果想设定 $v^0 = v^1$ ，则共同支出向量以 v 表示；如果想设定 $p^0 = p^1$ ，则共同价格向量以 p 表示。

16.98 头两个检验是第 16.34 段相应检验的直接对等检验。

T1: 正值性: $P(p^0, p^1, v^0, v^1) > 0$

T2: 连续性: $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ 是其自变量的连续函数

T3: 恒等或不变价格检验: $P(p, p, v^0, v^1) = 1$

即，如果每个商品的价格在两个时期内都完全相同，则无论价值向量为何，价格指数都应该等于一。注意，在上述检验中两个价值向量可以不同。

齐次检验

16.99 以下四个检验限制了在四个向量 p^0, p^1, v^0, v^1 之中任何一个向量发生变化时价格指数 P 的表现：

T4: 当期价格的比例性：

$$P(p^0, \lambda p^1, v^0, v^1) = \lambda P(p^0, p^1, v^0, v^1), \text{ 设 } \lambda > 0$$

即，如果所有时期 1 价格都乘以正数 λ ，则新的价格指数为 λ 乘以旧的价格指数。换言之，价格指数函数 $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ 是时期 1 价格向量 p^1 各分量的（正）一次齐次函数。该检验是第 16.37 段中检验 T5 的对等检验。

16.100 在下一个检验中，没有以同一数字乘以所有时期 1 价格，而是以数字 λ 乘以所有时期 0 价格。

T5: 基期价格的反比性：

$$P(\lambda p^0, p^1, v^0, v^1) = \lambda^{-1} P(p^0, p^1, v^0, v^1), \text{ 设 } \lambda > 0$$

即，如果所有时期 0 价格都乘以正数 λ ，则新的价格指数为 $1/\lambda$ 乘以旧的价格指数。换言之，价格指数函数 $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ 是时期 0 价格向量 p^0 各分量的负一次（正）齐次函数。该检验是第 16.39 段中检验 T6 的对等检验。

16.101 以下两个齐次检验也可以被看作是不变性检验。

T6: 对当期价值比例变化的不变性：

⁶³ 结果是，与这一“最佳”物量指数相对应、被定义为 $P^*(q^0, q^1, v^0, v^1) \equiv \sum_{i=1}^n v_i^1 / \left[\sum_{i=1}^n v_i^0 Q(q^0, q^1, v^0, v^1) \right]$ 的价格指数不会等于“最佳”价格指数 $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ 。因此这里使用的公理法产生出单独的“最佳”价格和物量指数，二者的乘积一般地并不等于价值比率。与前面研究的第一个方法相比，这是双边指数第二公理法的一个不利之处。

$$P(p^0, p^1, v^0, \lambda v^1) = P(p^0, p^1, v^0, v^1), \text{ 设所有 } \lambda > 0$$

即, 如果所有当期价值都乘以数字 λ , 则价格指数保持不变。换言之, 价格指数等式 $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ 是时期 1 价值向量 v^1 各分量的 (正) 零次齐次函数。

T7: 对基期价值比例变化的不变性:

$$P(p^0, p^1, \lambda v^0, v^1) = P(p^0, p^1, v^0, v^1), \text{ 设所有 } \lambda > 0$$

即, 如果基期价值都乘以数字 λ , 则价格指数保持不变。换言之, 价格指数函数 $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ 是时期 0 价值向量 v^0 各分量的 (正) 零次齐次函数。

16.102 T6 和 T7 一起要求价格指数 P 具备的特性是, 它不取决于价值向量 v^0 和 v^1 的绝对量。对 $\lambda = 1/\sum_{i=1}^n v_i^1$ 应用检验 T6, 对 $\lambda = 1/\sum_{i=1}^n v_i^0$ 应用检验 T7, 可以看出 P 具有以下特性:

$$P(p^0, p^1, v^0, v^1) = P(p^0, p^1, s^0, s^1) \quad (16.63)$$

其中 s^0 和 s^1 是时期 0 和时期 1 支出比例向量; 即, s^t 的第 i 个分量为 $s_i^t \equiv v_i^t / \sum_{k=1}^n v_k^t, t=0, 1$ 。这样检验 T6 和 T7 意味着价格指数函数 P 是两个价格向量 p^0 和 p^1 以及两个支出比例向量 s^0 和 s^1 的函数。

16.103 Walsh (1901 年, 第 104 页) 在以下引文中指出了检验 T6 和 T7 的精髓所在: “我们所要做的是将与几组商品有关的一给定货币总量的交换价值变差进行平均, 其中必须对几个变差 [即, 价比] 根据各商品组的相对大小按比例分配权重。因此, 两个时期各商品组的相对大小都必须加以考虑。”

16.104 Walsh 还意识到, 如果按照所考察两个时期价值权数的算术平均值 $(1/2)[v_i^0 + v_i^1]$ 来对第 i 个价比 r_i 进行加权, 会使价格水平最高的那个时期支出的权重偏大:

乍看之下, 可能会认为把两个时期内各组的权重相加再被 2 除就足够了。这样会得到各组在两个时期内大小的 (算术) 平均值。但是这样做明显错误。首先, 每个时期内各组的大小是以该期的货币来计算的, 如果货币的交换价值已经下跌了, 或价格在总体已经上升, 第二个时期的权重将偏大; 或者, 如果价格总体下跌, 第一个时期的权重将偏大。或者, 在对两个国家进行比较时, 价格水平较高的国家, 其权重将偏大。但是很明显, 在我们进行比较时, 一个时期或一个国家与另一个时期或另一个国家同等重要, 在对其权重进行加权平均时确实应该是均匀的。(Walsh, 1901 年, 第 104-105 页)

16.105 Walsh (1901 年, 第 202 页; 1921 年 a, 第 97 页) 提出以下几何价格指数以解决上述加权问题:

$$P_{GW}(p^0, p^1, v^0, v^1) \equiv \prod_{i=1}^n \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right)^{w(i)} \quad (16.64)$$

其中, 上述公式中的第 i 个权数被定义为:

$$w(i) \equiv \frac{(v_i^0 v_i^1)^{1/2}}{\sum_{k=1}^n (v_k^0 v_k^1)^{1/2}} = \frac{(s_i^0 s_i^1)^{1/2}}{\sum_{k=1}^n (s_k^0 s_k^1)^{1/2}} \quad i = 1, \dots, n \quad (16.65)$$

(16.65) 中第二个等式表明, Walsh 的几何价格指数 $P_{GW}(p^0, p^1, v^0, v^1)$ 也可以被写为支出比例向量 s^0 和 s^1 的函数; 即, $P_{GW}(p^0, p^1, v^0, v^1)$ 是价值向量 v^0 和 v^1 各分量的零次齐次函数, 因而 $P_{GW}(p^0, p^1, v^0, v^1) = P_{GW}(p^0, p^1, s^0, s^1)$ 。因此, Walsh 距离推导出前面等式 (16.48) 定义的 Törnqvist-Theil 指数已经相当接近了。⁶⁴

不变性和对称性检验

16.106 以下 5 个检验是不变性或对称性检验, 其中 4 个是前面第 16.42 到 16.46 段类似检验的直接对等检验。第一个不变性检验的内容是, 在商品次序发生变化时, 价格指数应该保持不变。

T8: 商品逆检验 (或对商品次序变化的不变性):

$$P(p^{0*}, p^{1*}, v^{0*}, v^{1*}) = P(p^0, p^1, v^0, v^1)$$

其中 p^{t*} 表示向量 p^t 各分量的排列, 而 v^{t*} 表示向量 v^t 各分量的同样排列 ($t=0, 1$)。

16.107 下一个检验要求指数对度量单位的变化保持不变。

T9: 对度量单位变化的不变性 (同度量性检验):

$$P(\alpha_1 p_1^0, \dots, \alpha_n p_n^0; \alpha_1 p_1^1, \dots, \alpha_n p_n^1; v_1^0, \dots, v_n^0; v_1^1, \dots, v_n^1) = P(p_1^0, \dots, p_n^0; p_1^1, \dots, p_n^1; v_1^0, \dots, v_n^0; v_1^1, \dots, v_n^1)$$

所有 $\alpha_1 > 0, \dots, \alpha_n > 0$

即, 如果每个商品的度量单位发生变化时, 价格指数保持不变。注意, 如果商品 i 的度量单位变化, 商品 i 在时期 t 的支出 v_i^t 保持不变。

16.108 最后一个检验具有非常重要的意义。设 $\alpha_i = 1/p_i^0, \dots, \alpha_n = 1/p_n^0$ 并将 α_i 的这些值代入该检验的定义中。可以得到以下等式:

$$P(p^0, p^1, v^0, v^1) = P(1_n, r, v^0, v^1) \equiv P^*(r, v^0, v^1) \quad (16.66)$$

其中 1_n 是 1 的 n 维向量, 而 r 是价比的向量; 即, r 的第 i 个分量为 $r_i \equiv p_i^1/p_i^0$ 。这样, 如果同度量性检验 T9 得到满足, 价格指数 $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ (为 $4n$ 变量的函数)

⁶⁴ 使用与 Theil 一样的自变数可以推导出 Walsh 指数, 但支出比例的几何平均值 $(s_i^0 s_i^1)^{1/2}$ 可以被用作第 i 个对数价比 $\ln r_i$ 的初步概率加权。然后, 将这些初步权数标准化, 通过被它们的和所除使它们的值加总后等于一。很明显, Walsh 的几何价格指数将非常近似于使用正常时间序列数据的 Theil 指数。用更正式的语言来说, 如果将两个指数都看作 p^0, p^1, v^0, v^1 的函数, 可以看出 $P_w(p^0, p^1, v^0, v^1)$ 在价格 (即, $p^0 = p^1$) 和数量 (即, $q^0 = q^1$) 的交叉点附近与 $P_r(p^0, p^1, v^0, v^1)$ 二阶近似。

就可以被写为 $3n$ 变量的函数 $P^*(r, v^0, v^1)$ ，其中 r 为价比向量， $P^*(r, v^0, v^1)$ 被定义为 $P(1_n, r, v^0, v^1)$ 。

16.109 下一个检验要求公式不因基期的时期不同而不同。

T10: 时间逆检验: $P(p^0, p^1, v^0, v^1) = 1/P(p^1, p^0, v^1, v^0)$

即，如果将时期 0 和时期 1 的数据互换，所得的价格指数应该等于原价格指数的倒数。很明显，在单一商品的情况下（即价格指数只是一个单一的价格比率时），该检验会（像本节所列其他所有检验一样）得到满足。

16.110 以下检验是第十五章第 16.76 到 15.97 段中循环性检验的变体。⁶⁵

T11: 固定值权重下价格的传递性:

$$P(p^0, p^1, v^r, v^s)P(p^1, p^2, v^r, v^s) = P(p^0, p^2, v^r, v^s)$$

在这一检验中，在对所有价格进行比较时，将支出加权向量 v^r 和 v^s 保持不变。然而，鉴于这些权重保持不变，该检验要求，从时期 0 到时期 1 的指数 $P(p^0, p^1, v^r, v^s)$ 与从时期 1 到时期 2 的指数 $P(p^1, p^2, v^r, v^s)$ 的乘积应该等于对时期 2 价格和时期 0 价格进行比较的直接指数 $P(p^0, p^2, v^r, v^s)$ 。很明显，该检验是与单个价比特性相对应的多商品检验。

16.111 本节最后一个检验体现的是这样的观点，即，应该将价值权重对称地编入指数公式中。

T12: 数量权重对称检验:

$$P(p^0, p^1, v^0, v^1) = P(p^0, p^1, v^1, v^0)$$

即，如果两个时期的支出向量被互换，价格指数仍保持不变。这一特性意味着，如果使用价值来对指数公式中的价格进行加权，必须对称地或公平地将时期 0 价值 v^0 和时期 1 价值 v^1 编入公式中。

平均值检验

16.112 下一个检验是平均值检验。

T13: 价格的平均值检验:

$$\min_i (p_i^1/p_i^0 : i = 1, \dots, n) \leq P(p^0, p^1, v^0, v^1) \leq \max_i (p_i^1/p_i^0 : i = 1, \dots, n) \quad (16.67)$$

即，价格指数位于最低价格比率和最高价格比率之间。由于价格指数要被解释为 n 个价格比率 p_i^1/p_i^0 的平均值，价格指数 P 满足该检验似乎是必不可少的。

单调性检验

16.113 本节的下两个检验是单调性检验；即，两个价格向量 p^0 和 p^1 的任一向量上升时价格指数

$P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ 将如何变化。

T14: 当期价格的单调性:

$$p^1 < p^2 \text{ 时, } P(p^0, p^1, v^0, v^1) < P(p^0, p^2, v^0, v^1)$$

即，如果某个时期 1 价格上升，价格指数必定上升（价值向量保持不变），这样在 p^0, v^0 和 v^1 固定不变时， $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ 的上升表现为 p^1 分量的上升。

T15: 基期价格的单调性:

$$p^0 < p^2 \text{ 时, } P(p^0, p^1, v^0, v^1) > P(p^2, p^1, v^0, v^1)$$

即，如果任何时期 0 价格上升，价格指数必定下降，这样在 p^1, v^0 和 v^1 固定不变时， $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ 的下降表现为 p^0 分量的下降。

加权检验

16.114 上述检验不足以确定价格指数的函数形式；例如，可以证明，由等式 (16.65) 定义的 Walsh 几何价格指数 $P_{GW}(p^0, p^1, v^0, v^1)$ 和等式 (16.48) 定义的 Törnqvist–Theil 指数 $P_T(p^0, p^1, v^0, v^1)$ 都满足以上所有公理。因此，为了确定价格指数 $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ 的函数形式，至少再需要进行一个检验。

16.115 到目前为止提出的这些检验都没有明确指出如何用支出比例向量 s^0 和 s^1 来对第一个价比 p_1^1/p_1^0 进行加权。下一个检验表明，只采用与第一个商品有关的支出比例 s_1^0 和 s_1^1 对与商品 1 相对应的价格 p_1^1 和 p_1^0 进行加权。

T16. 自身比例价格加权:

$$P(p_1^0, 1, \dots, 1; p_1^1, 1, \dots, 1; v^0, v^1) = f \left(p_1^0, p_1^1, \left[v_1^0 / \sum_{k=1}^n v_k^0 \right], \left[v_1^1 / \sum_{k=1}^n v_k^1 \right] \right) \quad (16.68)$$

注意， $v_1^t / \sum_{k=1}^n v_k^t$ 与时期 t 的商品 1 的支出比例 s_1^t 相等。上述检验表明，如果除商品 1 在两个时期内的价格外，所有商品的价格都设为 1，但同时任意给定两个时期的支出，则指数只取决于商品 1 的两个价格和商品 1 的两个支出比例。该公理表明， $2 + 2n$ 变量的函数实际上只是四个变量的函数。⁶⁶

16.116 当然，如果检验 T16 与检验 T8（商品逆检验）相结合，就可以看出 P 具有以下特性:

$$P(1, \dots, 1, p_i^0, 1, \dots, 1; 1, \dots, 1, p_i^1, 1, \dots, 1; v^0; v^1) = f \left(p_i^0, p_i^1, \left[v_i^0 / \sum_{k=1}^n v_k^0 \right], \left[v_i^1 / \sum_{k=1}^n v_k^1 \right] \right) \quad i = 1, \dots, n \quad (16.69)$$

等式 (16.69) 表明，如果除了商品 i 在两个时期内的价格外，所有的价格都被设为 1，但同时任意给定两

⁶⁵ 见第十五章等式 (15.77)。

⁶⁶ 在经济学文献中，这类公理被称为可分性公理。

个时期的支出，则指数只取决于商品 i 的两个价格和商品 i 的两个支出比例。

16.117 最后一个同样与价格加权有关的检验如下：

T17：价格变动与微小价值权重的无关性：

$$P(p_1^0, 1, \dots, 1; p_1^1, 1, \dots, 1; 0, v_2^0, \dots, v_n^0; 0, v_2^1, \dots, v_n^1) = 1 \quad (16.70)$$

检验 T17 表明，如果除商品 1 在两个时期内的价格外，所有的价格都被设为 1，且商品 1 在两个时期的支出为 0，而任意给定其他商品的支出，则指数等于 1。⁶⁷ 因此，概要地说，如果商品 1 的价值权数很微小，则商品 1 在两个时期的价格是多少都不重要。

16.118 当然，如果检验 T17 与商品逆检验 T8 相结合，则可以看出 P 具有以下特性：对于 $i = 1, \dots, n$ ：

$$P(1, \dots, 1, p_i^0, 1, \dots, 1; 1, \dots, 1, p_i^1, 1, \dots, 1; v_1^0, \dots, 0, \dots, v_n^0; v_1^1, \dots, 0, \dots, v_n^1) = 1 \quad (16.71)$$

等式 (16.71) 表明，如果除商品 i 在两个时期内的价格外，所有的价格都被设为 1，且商品 i 在两个时期的支出为 0，而任意给定两个时期内的其他支出，则指数等于 1。

16.119 以上为建立在加权平均价基础上的双边指数理论方法列出了各种检验式。如下节所述，最后的结果表明，上述检验足以确定价格指数的特定函数形式。

Törnqvist–Theil 价格指数和双边指数的第二检验法

16.120 在本章附录 16.1 中可以看出，如果商品 n 的数目超过 2，且双边价格指数函数 $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ 满足上面列出的 17 个公理，则 P 必定为等式 (16.48) 定义的 Törnqvist–Theil 价格指数 $P_T(p^0, p^1, v^0, v^1)$ 。⁶⁸ 因此，第 16.94 到 16.129 段列出的 17 个特性或检验提供了 Törnqvist–Theil 价格指数的公理特征，就如第 16.30 到 16.73 段列出的 20 个检验提供了 Fisher 理想价格指数的公理特征一样。

16.121 很明显，形式 $Q(q^0, q^1, v^0, v^1)$ 的物量指数有一个并行的公理理论，该指数取决于时期 0 和时期 1 的两个数量向量 q^0 和 q^1 以及对应的两个支出向量 v^0 和 v^1 。这样，如果 $Q(q^0, q^1, v^0, v^1)$ 满足检验 T1 到 T17 的数量检验， Q 必定与下面定义的 Törnqvist–Theil 物量指数 $Q_T(q^0, q^1, v^0, v^1)$ 相等：

$$\ln Q_T(q^0, q^1, v^0, v^1) \equiv \sum_{i=1}^n \frac{1}{2} (s_i^0 + s_i^1) \ln \left(\frac{q_i^1}{q_i^0} \right) \quad (16.72)$$

其中，时期 t 内商品 i 的支出比例 s_i^t 照常被定义为

$$v_i^t / \sum_{k=1}^n v_k^t, \quad \text{设 } i = 1, \dots, n \text{ 且 } t = 0, 1.$$

16.122 遗憾的是，与等式 (16.72) 中通过乘积检验定义的 Törnqvist–Theil 物量指数 Q_T 相对应的隐含 Törnqvist–Theil 价格指数 $P_{TT}(q^0, q^1, v^0, v^1)$ ，与等式 (16.48) 定义的直接 Törnqvist–Theil 价格指数 $P_T(p^0, p^1, v^0, v^1)$ 并不相等。在此情况下对 P_{TT} 进行定义的乘积检验等式由以下等式给出：

$$P_{TT}(q^0, q^1, v^0, v^1) \equiv \frac{\sum_{i=1}^n v_i^1}{\left(\sum_{i=1}^n v_i^0 \right)} Q_T(q^0, q^1, v^0, v^1) \quad (16.73)$$

Törnqvist–Theil 直接价格指数 P_T 总体来说并不等于等式 (16.73) 定义的隐含 Törnqvist–Theil 价格指数 P_{TT} ，这一事实使得它与第 16.30 到 16.73 段描述的公理法（从中得出被视为“最佳”的 Fisher 理想价格和物量指数）相比存在某种劣势。使用 Fisher 方法意味着，没有必要决定目标是找到“最佳”价格指数还是“最佳”物量指数：第 16.30 到 16.73 段所勾勒的理论是同时确定这两个指数的。然而，在本节所述的 Törnqvist–Theil 方法中，有必要在“最佳”价格指数或“最佳”物量指数之间作出选择。⁶⁹

16.123 当然还可能还有其他检验。第 16.49 段中检验 T16 (Paasche 和 Laspeyres 有界检验) 的对等检验就是下述几何 Paasche 和 Laspeyres 有界检验：

$$P_{GL}(p^0, p^1, v^0, v^1) \leq P(p^0, p^1, v^0, v^1) \leq P_{GP}(p^0, p^1, v^0, v^1) \text{ 或} \quad (16.74)$$

$$P_{GP}(p^0, p^1, v^0, v^1) \leq P(p^0, p^1, v^0, v^1) \leq P_{GL}(p^0, p^1, v^0, v^1)$$

其中几何 Laspeyres 和几何 Paasche 价格指数 (P_{GL} 和 P_{GP}) 的对数定义如下：

$$\ln P_{GL}(p^0, p^1, v^0, v^1) \equiv \sum_{i=1}^n s_i^0 \ln \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right) \quad (16.75)$$

$$\ln P_{GP}(p^0, p^1, v^0, v^1) \equiv \sum_{i=1}^n s_i^1 \ln \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right) \quad (16.76)$$

照例，商品 i 的时期 t 支出比例 s_i^t 被定义为

$$v_i^t / \sum_{k=1}^n v_k^t, \quad i = 1, \dots, n \text{ 且 } t = 0, 1.$$

可以看出，等式 (16.48) 定义的 Törnqvist–Theil 价

⁶⁷ 严格地讲，由于所有价格和价值都必须为正，在商品 1 价值 v_1^0 和 v_1^1 趋近 0 时，等式 (16.70) 的左侧应该以极值代之。

⁶⁸ Törnqvist–Theil 价格指数满足所有 17 个检验，但附录 16.1 中的证明并没有使用所有这些检验来确立相反结果：检验 5、13、15 以及检验 10 或 12 中的任何一个并没有被用来表明一个满足其他检验的指数必定为 Törnqvist–Theil 价格指数。有关 Törnqvist–Theil 价格指数的其他特征，见 Balk 和 Diewert (2001 年) 以及 Hillinger (2002 年)。

⁶⁹ Hillinger (2002 年) 建议取 Törnqvist–Theil 直接和间接价格指数的几何平均值来解决这一冲突。但遗憾的是，得出的指数对本节所建议的两组公理来说都不是“最佳”的。

格指数 $P_T(p^0, p^1, v^0, v^1)$ 满足这一检验，但等式 (16.65) 定义的几何 Walsh 价格指数 $P_{GW}(p^0, p^1, v^0, v^1)$ 并不满足之。几何 Paasche 和 Laspeyres 有界检验在本节中并未归入主要检验之列，因为事先并不知道在该检验框架中哪种形式的价比平均方法（如几何、算术或调和）最终会是合适的方法。如果价比的几何平均被认为是合适的，检验 (16.74) 就是适合的选择，因为在进行几何平均时，几何 Paasche 和 Laspeyres 指数与价值加权的“极端”形式相对应，要求“最佳”价格指数位于这些极端指数之间是很自然的。

16.124 Walsh (1901 年，第 408 页) 对于他提出的由等式 (16.65) 定义的几何价格指数，指出了一个问題，该问題同样适用于等式 (16.48) 定义的 Törnqvist–Theil 价格指数 $P_T(p^0, p^1, v^0, v^1)$ ，这个问題是：当数量向量在两个时期是不变的（或成比例的）情况下，这些几何类指数并没有给出正确答案。在这种情况下，Walsh 认为“正确的”答案必定是 Lowe 指数，该指数是两个时期中不变篮子购买费用之比。换言之，几何指数 P_{GW} 和 P_T 不满足第 16.35 段的固定篮子检验。那么是什么论据使得 Walsh 定义了几何平均类的指数 P_{GW} 呢？看来，他是通过考察另一种检验得出这类指数的，现在就将对这种检验做出说明。

16.125 Walsh (1901 年，第 228-231 页) 通过考察以下非常简单的框架得出了他的检验。假设指数中只包含两个商品，并假定所涉两个时期内每个商品的支出比例都相等。在这些条件下，该价格指数等于 $P(p_1^0, p_2^0; p_1^1, p_2^1; v_1^0, v_2^0; v_1^1, v_2^1) = P^*(r_1, r_2; 1/2, 1/2; 1/2, 1/2) = m(r_1, r_2)$ ，其中 $m(r_1, r_2)$ 是两个价比的对称平均值， $r_1 \equiv p_1^1/p_1^0$ 且 $r_2 \equiv p_2^1/p_2^0$ 。⁷⁰ 通过此框架，Walsh 随后提出了以下价比倒数检验：

$$m(r_1, r_1^{-1}) = 1 \quad (16.77)$$

这样，如果两个时期两个商品的价值权数相等，且第二个价比是第一个价比 r_1 的倒数，则 Walsh (1901 年，第 230 页) 就认为，这些情况下的总体价格指数应该等于 1，因为一个价格的相对下跌会被另一个价格的上升所抵消，且两个商品在每个时期的支出都是相同的。他发现，几何平均完全满足这一检验，而算术平均使指数值大于 1（只要 r_1 不等于 1），调和平均使指数值小于 1（这种情况一点也不令人满意）。⁷¹ 因此，在他的一个指数理论方法中，他得出了某种形式的几何价比平均。

16.126 对 Walsh 结果可以很容易得出一般性结论。假定均值函数 $m(r_1, r_2)$ 满足 Walsh 的倒数检验 (16.77)，并且， m 是调和平均值，因而满足以下特性（所有 $r_1 > 0$ ， $r_2 > 0$ 且 $\lambda > 0$ ）：

$$m(\lambda r_1, \lambda r_2) = \lambda m(r_1, r_2) \quad (16.78)$$

设 $r_1 > 0, r_2 > 0$ 。则

$$\begin{aligned} m(r_1, r_2) &= \left(\frac{r_1}{r_1}\right) m(r_1, r_2) \\ &= r_1 m\left(\frac{r_1}{r_1}, \frac{r_2}{r_1}\right) \quad \text{使用(16.78) 其中 } \lambda = \frac{1}{r_1} \\ &= r_1 m\left(1, \frac{r_2}{r_1}\right) = r_1 f\left(\frac{r_2}{r_1}\right) \end{aligned} \quad (16.79)$$

其中，（正）变量 $f(z)$ 的函数被定义为

$$f(z) \equiv m(1, z) \quad (16.80)$$

使用等式 (16.77)：

$$\begin{aligned} 1 &= m(r_1, r_1^{-1}) \\ &= \left(\frac{r_1}{r_1}\right) m(r_1, r_1^{-1}) \\ &= r_1 m(1, r_1^{-2}) \quad \text{使用 (16.78) 其中 } \lambda = \frac{1}{r_1} \end{aligned} \quad (16.81)$$

使用等式 (16.80)，可以将等式 (16.81) 重写为以下形式：

$$f(r_1^{-2}) = r_1^{-1} \quad (16.82)$$

设 $z \equiv r_1^{-2}$ ，使得 $z^{1/2} = r_1^{-1}$ ，等式 (16.82) 变为：

$$f(z) = z^{1/2} \quad (16.83)$$

现在将等式 (16.83) 代入等式 (16.79)，均值函数 $m(r_1, r_2)$ 的函数形式可确定为：

$$m(r_1, r_2) = r_1 f\left(\frac{r_2}{r_1}\right) = r_1 \left(\frac{r_2}{r_1}\right)^{1/2} = r_1^{1/2} r_2^{1/2} \quad (16.84)$$

这样，两个价比的几何平均是满足 Walsh 价比倒数检验的唯一齐次平均。

16.127 还有一个检验应该被提到。Fisher (1911 年；第 401 页) 在他第一本讨论指数理论检验法的书中介绍了这一方法。他称之为价格确定性检验并对之作了如下描述：“不应因某一单个价格变为 0 而使价格指数为 0、无穷大或不确定。因此，如果任一商品在 1910 年因大量充斥于市场而变成“免费产品”，这一事实并不能使 1910 年价格指数为 0。在当前情况下，该检验应该被解释如下：如果任何单一价格 p_i^0 或 p_i^1 趋于 0，价格指数 $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ 不应趋于 0 或正无穷大。然而，根据该检验的这一解释（即，在 p_i^0 或 p_i^1 趋于 0 时仍认为值 v_i' 保持不变），没有一个普遍使用的指数公式满足这一检验。因此这一检验应该被解释为这样一种检验：它适用于第 16.30 到 16.73 段所研究的那类价格指数 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ ，

⁷⁰ Walsh 只考虑了 m 为 r_1 和 r_2 的算数、几何和调和平均值的情况。
⁷¹ “算术和调和解决方法由于要求过高，往往会出要么入地、要么上天的极端问题，这是其错误的明显标志” (Walsh, 1901 年，第 231 页)。

这正是 Fisher 想使该检验适用的方式。这样，Fisher 的价格确定性检验应该解释如下：如果任何单一价格 p_i^0 或 p_i^1 趋于 0，价格指数 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 不应趋于 0 或正无穷大。用该检验的这一解释，可以确认，Laspeyres, Paasche 和 Fisher 指数满足该检验，但 Törnqvist–Theil 价格指数不满足之。因而，在使用 Törnqvist–Theil 价格指数时，必须小心地使价格不为 0，以避免指数值无效。

16.128 Walsh 意识到几何平均类指数（如 Törnqvist–Theil 价格指数 P_T 或由等式 (16.64) 定义的 Walsh 几何价格指数 P_{GW} ）在单个价比变得很大或很小的时候会有些不稳定⁷²：

因此，在实践中，几何平均值不大可能与真值相差太远。尽管如此，我们仍会看到，当各类别[即，支出]非常不等且价格变差很大时，这一平均值可能会有很大偏离（Walsh, 1901 年，第 373 页）。

当各类别的大小略有不等和其中一个价格的变差过大时，几何方法似乎有自我偏离的倾向，变得不可信，而其他两种方法却相当接近（Walsh, 1901 年，第 404 页）。

16.129 权衡上述所有论点和检验之后，看起来对一个统计机构来说，可能会略微偏向于将 Fisher 理想价格指数作为合适的目标指数，当然，在实践中，对使用哪一组公理最为合适可能会有不同的观点。

Lowe 和 Young 指数的检验特性

16.130 第十五章对 Young 和 Lowe 指数进行了定义。本节进一步阐述了关于这些指数价格自变量的公理特性。⁷³

16.131 设 $q^b \equiv [q_1^b, \dots, q_n^b]$ ，且 $p^b \equiv [p_1^b, \dots, p_n^b]$ 表示与某些基期年份有关的数量和价格向量。对应的基期年份支出比例可以按通常方式定义为：

$$s_i^b \equiv \frac{p_i^b q_i^b}{\sum_{k=1}^n p_k^b q_k^b} \quad i=1, \dots, n \quad (16.85)$$

我们以 $s^b \equiv [s_1^b, \dots, s_n^b]$ 表示基期年份支出比例向量。时期 0 和时期 t 之间的 Young (1812 年) 价格指数被定义如下：

$$P_Y(p^0, p^t, s^b) \equiv \sum_{i=1}^n s_i^b \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right) \quad (16.86)$$

时期 0 和时期 t 之间的 Lowe (1823 年，第 316 页) 价格指数⁷⁴ 定义如下：

⁷² 即，该指数可能趋近 0 或正无穷大。

⁷³ Baldwin (1990 年，第 255 页) 得出了 Lowe 指数的几个公理特性。

⁷⁴ 该指数公式正好也是 Bean 和 Stine (1924 年，第 31 页) 的 A 类指数公式。Walsh (1901 年，第 539 页) 一开始错误地将 Lowe 的公式归功于 G. Poulett Scrope (1833 年)，后者在 1833 年写出了《政治经济原

$$P_{Lo}(p^0, p^t, q^b) \equiv \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b}{\sum_{k=1}^n p_k^0 q_k^b} = \frac{\sum_{i=1}^n s_i^b \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right)}{\sum_{k=1}^n s_k^b \left(\frac{p_k^0}{p_k^0} \right)} \quad (16.87)$$

16.132 从本章前面列出的公理中，可以为 $P(p^0, p^1)$ 形式的价格指数找出下列比较合适的 12 个公理式。假定时期 0 和 t 的价格向量 p^0 和 p^t 有严格正分量。

T1: 正值性：如果所有价格为正， $P(p^0, p^t) > 0$

T2: 连续性： $P(p^0, p^t)$ 为价格的连续函数

T3: 恒等检验： $P(p^0, p^0) = 1$

T4: 时期 t 价格的齐次检验：

$$P(p^0, \lambda p^t) = \lambda P(p^0, p^t), \quad \text{所有 } \lambda > 0$$

T5: 时期 0 价格的齐次检验：

$$P(\lambda p^0, p^t) = \lambda^{-1} P(p^0, p^t), \quad \text{所有 } \lambda > 0$$

T6: 商品逆检验： $P(p^t, p^0) = P(p^{0*}, p^{t*})$ ，其中 p^{0*} 和 p^{t*} 表示价格向量 p^0 和 p^t 各分量的排列相同⁷⁵

T7: 对度量单位变化的不变性检验（同度量性检验）：

T8: 时间逆检验： $P(p^t, p^0) = 1/P(p^0, p^t)$

T9: 循环性或传递性检验：

$$P(p^0, p^2) = P(p^0, p^1)P(p^1, p^2)$$

T10: 平均值检验：

$$\min\{p_i^t/p_i^0 : i=1, \dots, n\} \leq P(p^0, p^t) \leq \max\{p_i^t/p_i^0 : i=1, \dots, n\}$$

T11: 时期 t 价格单调性检验：

$$p^t < p^{t*} \# f, \quad P(p^0, p^t) < P(p^0, p^{t*})$$

T12: 时期 0 价格单调性检验：

$$p^0 < p^{0*} \# f, \quad P(p^0, p^t) > P(p^{0*}, p^t)$$

16.133 可以很直观地看出，等式 (16.87) 定义的 Lowe 指数满足上述所有 12 个公理或检验。因此 Lowe 指数在价格变量方面具有非常好的公理特性。⁷⁶

16.134 可以很直观地看出，等式 (16.86) 定义的 Young 指数满足 12 个公理中的 10 个，未能满足的是时间逆检验 T8 和循环性检验 T9。因此 Young 指数的公理特性肯定不如 Lowe 指数。

理》并提出了 Lowe 的公式，但他没有声明 Lowe 在先。但是，Walsh (1921 年 d, 第 543-544 页) 在讨论 Fisher (1921 年) 论文时更正了他对 Lowe 公式张冠李戴的错误：

那么你应该使用什么样的价格指数呢？应该是这个： $\sum q p^1 / \sum q p^0$ 。这是 Lowe 在 100 年前的一两年之内使用的方法。在我 [1901 年] 的书中，我称之为 Scrope 指数；但它应该被称为 Lowe 指数。注意，他使用的既不是基期年份的数量，也不是随后一年的数量。所用数量应该是整个时期或时期数量的大体估计值。

⁷⁵ 在将该检验实施于 Lowe 和 Young 指数时，假定基期年份数量向量 q^b 和基期年份比例向量 s^b 有相同的排列。

⁷⁶ 第十五章的讨论曾提到过，当数量加权向量 q^b 不代表时期 0 和时期 1 两个时段间的购买数量时，Lowe 指数的主要问题就出现了。

附录 16.1 Törnqvist - Theil 价格指数在第二个双边检验法中的最优性证明

本附录提到的检验 (T1、T2 等) 是第 16.98 段到第 16.119 段中描述的检验。

1. 定义 $r_i \equiv p_i^1/p_i^0$, 设 $i = 1, \dots, n$ 。使用 T1、T9 和等式 (16.66) 时, $P(p^0, p^1, v^0, v^1) = P^*(r, v^0, v^1)$ 。使用 T6、T7 和等式 (16.63) 时:

$$P(p^0, p^1, v^0, v^1) = P^*(r, s^0, s^1) \quad (\text{A16.1.1})$$

其中 s^t 为时期 t 支出比例向量 ($t = 0, 1$)。

2. 设 $x = (x_1, \dots, x_n)$ 和 $y = (y_1, \dots, y_n)$ 为严格正向量。传递性检验 T11 和等式 (A16.1.1) 意味着函数 P^* 有以下性质:

$$P^*(x, s^0, s^1) P^*(y, s^0, s^1) = P^*(x_i y_i, \dots, x_n y_n; s^0, s^1) \quad (\text{A16.1.2})$$

3. 使用检验 T1, $P^*(r, s^0, s^1) > 0$, 同时使用检验 T14 时, $P^*(r, s^0, s^1)$ 因分量 r 的上升而严格上升。恒等检验 T3 意味着

$$P^*(1_n, s^0, s^1) = 1 \quad (\text{A16.1.3})$$

其中 1_n 是 1 的 n 维向量。应用 Eichhorn (1978 年, 第 66 页) 得出的结果, 可以看出, 这些 P^* 的特性足以意味着存在正函数 $\alpha_i(s^0, s^1)$, ($i = 1, \dots, n$), 这样 P^* 就有以下表达式:

$$\ln P^*(r, s^0, s^1) = \sum_{i=1}^n \alpha_i(s^0, s^1) \ln r_i \quad (\text{A16.1.4})$$

4. 连续性检验 T2 意味着正函数 $\alpha_i(s^0, s^1)$ 是连续的。对于 $\lambda > 0$, 线性齐次检验 T4 意味着

$$\begin{aligned} \ln P^*(\lambda r, s^0, s^1) &= \ln \lambda + \ln P^*(r, s^0, s^1) \\ &= \sum_{i=1}^n \alpha_i(s^0, s^1) \ln \lambda r_i \quad \text{采用 (A16.1.4)} \\ &= \sum_{i=1}^n \alpha_i(s^0, s^1) \ln \lambda + \sum_{i=1}^n \alpha_i(s^0, s^1) \ln r_i \\ &= \sum_{i=1}^n \alpha_i(s^0, s^1) \ln \lambda + \ln P^*(r, s^0, s^1) \end{aligned}$$

$$\text{采用 (A16.1.4)} \quad (\text{A16.1.5})$$

使等式 (A16.1.5) 右侧第一行和最后一行相等可以看出, 函数 $\alpha_i(s^0, s^1)$ 必须满足以下限制:

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i(s^0, s^1) = 1 \quad (\text{A16.1.6})$$

适用于所有严格正向量 s^0 和 s^1 。

5. 使用加权检验 T16 和商品逆检验 T8, 等式 (16.69) 成立。等式 (16.69) 与同度量性检验 T9 相结合意味着 P^* 满足以下等式:

$$\begin{aligned} P^*(1, \dots, 1, r_i, 1, \dots, 1; s^0, s^1) &= \\ f(1, r_i, s_i^0, s_i^1); \quad i = 1, \dots, n \end{aligned} \quad (\text{A16.1.7})$$

所有 $r_i > 0$, 其中 f 是检验 T16 中定义的函数。

6. 将等式 (A16.1.7) 代入等式 (A16.1.4) 以得到以下等式组:

$$\begin{aligned} \ln P^*(1, \dots, 1, r_i, 1, \dots, 1; s^0, s^1) &= \ln f(1, r_i, s_i^0, s_i^1) \\ &= \alpha_i(s^0, s^1) \ln r_i; \quad i = 1, \dots, n \end{aligned} \quad (\text{A16.1.8})$$

但是等式 (A16.1.8) 意味着: $2n$ 变量 $\alpha_i(s^0, s^1)$ 的正连续函数对所有自变数来说都是不变的, 但 s_i^0 和 s_i^1 除外, 并且这一特性对每个 i 都成立。这样每个 $\alpha_i(s^0, s^1)$ 都可以被两个变量的正连续函数 $\beta_i(s_i^0, s_i^1)$, ($i = 1, \dots, n$)⁷⁷ 所替代。现在将等式 (A16.1.4) 中的 $\alpha_i(s^0, s^1)$ 替代为 $\beta_i(s_i^0, s_i^1)$, $i = 1, \dots, n$ 并得到以下 P^* 的表达式:

$$\ln P^*(r, s^0, s^1) = \sum_{i=1}^n \beta_i(s_i^0, s_i^1) \ln r_i \quad (\text{A16.1.9})$$

7. 等式 (A16.1.6) 意味着函数 $\beta_i(s_i^0, s_i^1)$ 也满足以下限制:

$$\sum_{i=1}^n s_i^0 = 1; \text{ 和 } \sum_{i=1}^n s_i^1 = 1 \text{ 意味着 } \sum_{i=1}^n \beta_i(s_i^0, s_i^1) = 1 \quad (\text{A16.1.10})$$

8. 假定加权检验 T17 成立并将等式 (16.71) 代入等式 (A16.1.9) 以得到以下等式:

$$\beta_i(0, 0) \ln \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right) = 0; \quad i = 1, \dots, n \quad (\text{A16.1.11})$$

由于 p_i^1 和 p_i^0 可以为任意正数, 可以看出等式 (A16.1.11) 意味着

$$\beta_i(0, 0) = 0; \quad i = 1, \dots, n \quad (\text{A16.1.12})$$

9. 假定商品 n 的数目等于或大于 3。通过应用等式 (A16.1.10) 和 (A16.1.12), 就可适用 Aczél (1987 年, 第 8 页) 的定理 2 并得到每个 $\beta_i(s_i^0, s_i^1)$ 的以下函数形式:

$$\beta_i(s_i^0, s_i^1) = \gamma s_i^0 + (1 - \gamma) s_i^1; \quad i = 1, \dots, n \quad (\text{A16.1.13})$$

其中 γ 为满足 $0 < \gamma < 1$ 的正数。

10. 最后, 时间逆检验 T10 或数量权数对称检验 T12 可以被用来表明 γ 必须等于 $1/2$ 。将这一 γ 值代回到等式 (A16.1.13), 然后再将该等式代回到等式 (A16.1.9) (P^* 的函数形式), P 被确定为

$$\begin{aligned} \ln P(p^0, p^1, v^0, v^1) &= \ln P^*(r, s^0, s^1) \\ &= \sum_{i=1}^n \frac{1}{2} (s_i^0 + s_i^1) \ln \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right) \end{aligned} \quad (\text{A16.1.14})$$

⁷⁷ 更明确地说, $\beta_i(s_i^0, s_i^1) \equiv \alpha_i(s_i^0, 1, \dots, 1; s_i^1, 1, \dots, 1)$, 以此类推。即, 在定义 $\beta_i(s_i^0, s_i^1)$ 时, 使用了函数 $\alpha_i(s_i^0, 1, \dots, 1; s_i^1, 1, \dots, 1)$, 其中向量 s^0 和 s^1 的所有分量 (除第一个分量以外) 都被设为一个任意正数, 比如 1。

第十七章 指数理论的经济分析法：单一住户情况

导言

17.1 本章和第十八章讨论指数理论的经济分析法。本章讨论单一住户情况，第十八章讨论许多住户情况。以下为本章主要内容概述。

17.2 第 17.9 至 17.17 段介绍单一消费者或单一住户的生活费用指数理论。该理论最早由俄罗斯经济学家 A.A. Konüs 提出（1924 年）。本章将解释（不可观测的）真实生活费用指数与可观测的 Laspeyres 和 Paasche 指数之间的关系。应该指出，指数理论的经济分析法假设住户将观测的价格数据作为给定的，而将数量数据作为经济最优化问题的解决方案。许多价格统计人员认为，经济分析法中的假设不尽合理。也许最好将经济分析法中的相关假理解释为：这些假设只是正式承认消费者更倾向于购买相对于其他产品价格下降的产品。

17.3 第 17.9 段至 17.17 段处理的是极其一般的情况，而第 17.18 段至 17.26 段则对消费者偏好进行了限制。在第 17.18 段至 17.26 段中，假设表述消费者对不同产品组合偏好的函数是一次齐次函数。此假设的含义是，每个无差异曲面（让消费者获得相同满意度或效用的一组产品）都是单一无差异曲面的辐射状放大。下文将可以看出，做出这种额外假设可以简化真实生活费用理论。

17.4 从第 17.27 段、17.33 段和 17.44 段开始的部分中，可以看出，Fisher、Walsh 和 Törnqvist 指数（在各种非经济分析法中，这些指数被认为是“最好的”）在指数理论的经济分析法中也是“最好的”。与前两部分有关偏好的假设相比，在这些部分中，单一住户偏好函数受到进一步的限制。对消费者效用函数假设了特殊的函数形式，这样，根据每种具体假设，可以使用可观测价格和数量数据精确地计算消费者的真实生活费用指数。消费者效用的三种函数形式都可二阶近似于任意线性齐次函数；用经济学术语表述，即这三种函数形式中的每一种都是灵活的。因此，用 Diewert（1976 年）首创的术语表述，Fisher、Walsh 和 Törnqvist 价格指数是最优指数公式的范例。

17.5 从第 17.50 段至 17.54 段可以看出，如果使用“正态”时间序列数据，Fisher、Walsh 和 Törnqvist 价格指数彼此非常近似。这个结果很实用，因为在指数理论的所有方法中，这三个指数公式总是被证明是“最好的”。此近似结果表明，在一般情况下，在为消费价格指数确定首选目标指数时，可以任选其中的一个。

17.6 Paasche 和 Laspeyres 指数有着非常适用的数学属性：它们在汇总时是一致的。例如，如果用 Laspeyres 公式来构建商品（如，食品或服装）的分类指数，那么，这些分类指数的值可以处理为分类总量价格比率；对这些分类总量采用支出份额，可以再次利用 Laspeyres 公式，形成一个两阶段的 Laspeyres 价格指数。总量一致性意味着，该两阶段指数等于对应的单一阶段指数。从第 17.55 段至 17.60 段可以看出，前面部分推导出的最优指数在总量上不完全一致，但接近一致。

17.7 第 17.61 段至 17.64 段得出了一个非常有意义的指数公式：Lloyd（1975 年）和 Moulton（1996 年 a）价格指数。该指数公式采用的信息与计算 Laspeyres 指数时所需的信息相同（即基期支出份额、基期价格和当期价格），再加另外一个参数（即产品间的替代弹性）。如果能获得有关此参数的信息，那么，得出的指数就能大大消除替代偏差，而且基本上可以采用计算 Laspeyres 指数时所需的信息。

17.8 从第 17.65 段开始的部分将讨论在消费者对产品有年度偏好，但却面对月度（季度）价格情况下，界定真实生活费用指数所遇到的问题。此部分试图为第十五章探讨的 Lowe 指数提供经济依据。该部分还介绍了与季节性产品有关的一些问题，第二十二章就这些问题作了更为详细的介绍。最后一部分介绍了某产品的价格在一个时期为零，而在另一个时期不为零的情形。

Konüs 生活费用指数和可观测的界线

17.9 本部分介绍最先由俄罗斯经济学家 Konüs（1924 年）提出的单一消费者（或住户）生活费用指数理论。该理论假设经济主体（消费者或生产商）的行为是最优化的。因此，如果假定在给定时期 t 内住户面临的产品价格向量为 p^t ，那么将可以假设对应的可观测数量向量 q^t 是成本最小化问题的解（此处的成本最小化问题涉及消费者偏好或效用函数 f ）。¹ 因此，与指数理论的公理法相反，经济分析法不假设两个数量向量 q^0 和 q^1 独立于两个价格向量 p^0 和 p^1 。在经济分析法中，时期 0 的数量向量 q^0 由消费者偏好函数 f 和消费者在时期 0 面临的价格向量 p^0 决定；时期 1 的数量向量 q^1 由消费

¹ 关于投入和产出价格指数经济理论的描述，参见 Balk（1998 年 a）。在产出价格指数的经济理论中，假设 q^t 是产出价格向量为 p^t 时收入最大化问题的解。

者的偏好函数 f 和时期 1 的价格向量 p^1 决定。

17.10 指数理论的经济分析法假设，某消费者对 n 种消费品或项目的不同组合具有明显的偏好。² 这些产品的每种组合可以用正的数量向量 $q \equiv [q_1, \dots, q_n]$ 表示。假设消费者对各种可能的消费向量 (q) 的偏好可由非减的凹的连续³ 效用函数 f 表示。因此，如果 $f(q^1) > f(q^0)$ ，那么消费者将偏向消费向量 q^1 ，而非 q^0 。进一步假定，消费者将实施时期 t 效用水平 $u^t \equiv f(q^t)$ (时期 $t = 0, 1$) 的成本降低到最低程度。因此，我们可以假设观测到的时期 t 的消费向量 q^t 是时期 t 成本最小化问题的解：

$$C(u^t, p^t) \equiv \min_q \left\{ \sum_{i=1}^n p_i^t q_i^t : f(q) = u^t \equiv f(q^t) \right\} \quad (17.1)$$

$$= \sum_{i=1}^n p_i^t q_i^t \text{ 其中 } t = 0, 1$$

消费者面对的 n 项产品在时期 t 的价格向量是 p^t 。注意，对一般效用水平 u 和一般产品价格向量 p ，成本或支出最小化问题的解 (17.1) 界定了消费者的成本函数， $C(u, p)$ 。下面将使用成本函数界定消费者的生活费用价格指数。

17.11 与两个时期 (即消费者在时期 0 和时期 1 分别面对绝对正值的价格向量 $p^0 \equiv (p_1^0, \dots, p_n^0)$ 和 $p^1 \equiv (p_1^1, \dots, p_n^1)$) 有关的 Konüs (1924 年) 真实生活费用指数族界定为，取得同一效用水平 $u \equiv f(q)$ 所需的最低成本比率，其中 $q \equiv (q_1, \dots, q_n)$ 是正的参考数量向量：

$$P_K(p^0, p^1, q) \equiv \frac{C(f(q), p^1)}{C(f(q), p^0)} \quad (17.2)$$

注意，定义 (17.2) 界定的是一个价格指数族，因为选定的每个参考数量向量 q 都有一个这样的指数。

17.12 在定义 (17.2) 中，选择两个具体的参考数量向量 q 是很自然的：一个是观测到的基期数量向量 q^0 ，一个是当期数量向量 q^1 。第一个选择产生以下 Laspeyres-Konüs 真实生活费用指数：

$$P_K(p^0, p^1, q^0) \equiv \frac{C(f(q^0), p^1)}{C(f(q^0), p^0)}$$

$$= \frac{C(f(q^0), p^1)}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \text{ 采用 (17.1) 其中 } t = 0$$

² 本章中，假设这些偏好将不随时间变化，而在下一章中，本假设条件放宽 (其中的一个环境变量可以是一个改变品味的的时间变量)。

³ 注意，当 (而且只有当) 对所有 $0 \leq \lambda \leq 1$ 和所有 $q^1 \gg 0_n$ 和 $q^2 \gg 0_n$ 来说， $f(\lambda q^1 + (1-\lambda)q^2) \geq \lambda f(q^1) + (1-\lambda)f(q^2)$ 时， f 才是凹函数。还要注意， $q \geq 0_n$ 意味着 N 维向量 q 的每个分量都是非负值， $q \gg 0_n$ 意味着 q 的每个分量均为正值， $q > 0_n$ 意味着 $q \geq 0_n$ ，但 $q \neq 0_n$ ；即 q 为非负值，但至少有一个分量为正值。

$$= \frac{\min_q \left\{ \sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1 : f(q) = f(q^0) \right\}}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \quad (17.3)$$

采用成本最小化问题的定义，根据该定义，

$$C(f(q^0), p^1) \leq \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^0}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0}$$

因为 $q^0 \equiv (q_1^0, \dots, q_n^0)$ 适于最小化问题，所以

$$= P_L(p^0, p^1, q^0, q^1)$$

其中， P_L 是 Laspeyres 价格指数。因此，(不可观测的) Laspeyres-Konüs 真实成本指数的上界是可观测的 Laspeyres 价格指数。⁴

17.13 定义 (17.2) 中参考数量向量 q 的第二自然选择产生以下 Paasche-Konüs 真实生活费用指数：

$$P_K(p^0, p^1, q^1) \equiv \frac{C(f(q^1), p^1)}{C(f(q^1), p^0)}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{C(f(q^1), p^0)}$$

采用 (17.1) 其中 $t = 1$

$$= \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\min_q \left\{ \sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^1 : f(q) = f(q^1) \right\}} \quad (17.4)$$

采用成本最小化问题的定义，根据该定义， $C(f(q^0), p^0)$

$$\geq \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^1}$$

因为 $q^1 \equiv (q_1^1, \dots, q_n^1)$ 适于最小化问题，因此

$$C(f(q^1), p^0) \leq \sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^1, \text{ 这样 } \frac{1}{C(f(q^1), p^0)} \geq \frac{1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^1}$$

$$= P_P(p^0, p^1, q^0, q^1)$$

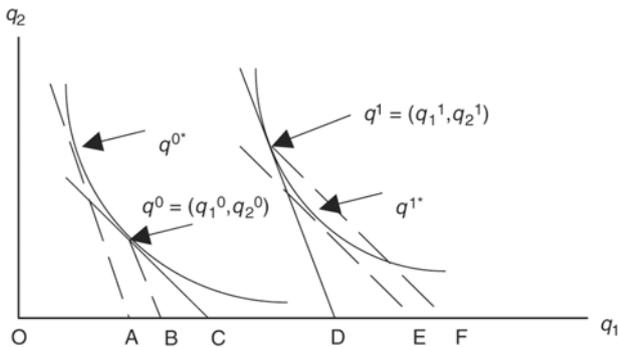
其中的 P_P 是 Paasche 价格指数。因此，(不可观测的) Paasche-Konüs 真实生活费用指数的下界是可观测的 Paasche 价格指数。⁵

⁴ 该不等式最早由 Konüs (1924 年；1939 年，第 17 页) 提出。另见 Pollak (1983 年)。

⁵ 此不等式由 Konüs (1924 年；1939 年，第 19 页) 提出；另见 Pollak (1983 年)。

17.14 只有两种产品时，可以用图示说明这两个不等式 (17.3) 和 (17.4)；参见图 17.1。向量 q^0 是时期 0 成本最小化问题的解。直线 C 代表消费者在时期 0 的预算约束，即一组使 $p_1^0 q_1 + p_2^0 q_2 = p_1^0 q_1^0 + p_2^0 q_2^0$ 的数量点 q_1, q_2 。经过 q^0 的曲线是消费者在时期 0 的无差异曲线，即一组使 $f(q_1, q_2) = f(q_1^0, q_2^0)$ 的数量点 q_1, q_2 ；这样一组消费向量得出的效用与被观测时期 0 内消费向量 q^0 的效用相同。向量 q^1 是时期 1 成本最小化问题的解。直线 D 代表消费者在时期 1 的预算约束，即一组使 $p_1^1 q_1 + p_2^1 q_2 = p_1^1 q_1^1 + p_2^1 q_2^1$ 的数量点 q_1, q_2 。经过 q^1 的曲线代表消费者在时期 1 的无差异曲线，即一组使 $f(q_1, q_2) = f(q_1^1, q_2^1)$ 的数量点 q_1, q_2 ；换言之，这样一组消费向量得出的效用与时期 1 内被观测消费向量 q^1 的效用相同。在面临时期 1 价格向量 $p^1 = (p_1^1, p_2^1)$ 的情况下，点 q^{0*} 可以最大程度地降低实现基期效用水平 $u^0 \equiv f(q^0)$ 所需的成本。这样，我们获得 $C[u^0, p^1] = p_1^1 q_1^{0*} + p_2^1 q_2^{0*}$ ，虚线 A 是对应的等成本线， $p_1^1 q_1 + p_2^1 q_2 = C[u^0, p^1]$ 。注意，假设的 A 成本线与时期 1 的实际成本线 D 是平行的。根据等式 (17.3)，Laspeyres-Konüs 真实指数是 $C[u^0, p^1] / [p_1^0 q_1^0 + p_2^0 q_2^0]$ ，而普通的 Laspeyres 指数是 $[p_1^1 q_1^0 + p_2^1 q_2^0] / [p_1^0 q_1^0 + p_2^0 q_2^0]$ 。由于这两个指数的分母相同，所以两个指数的区别是由于分子不同所致。在图 17.1 中，分子间的这一差异表现为经过 A 的成本线位于与其平行的经过 B 的成本线之下。如果经过时期 0 内被观测消费向量 q^0 的消费者无差异曲线是 L 形的，而且在 q^0 处达到最高点，那么，消费者就不会因两种产品价格的变化而改变其消费模式，同时保持固定的生活标准。在此情形中，假设的向量 q^{0*} 将与 q^0 一致，经过 A 的虚线将与经过 B 的虚线一致，真实的 Laspeyres-Konüs 指数将与普通的 Laspeyres 指数一致。然而，一般情况下，L 形的无差异曲线与消费者行为是不一致的；换言之，如果一种产品的价格下降，消费者对其的需求通常会增加。因此，一般情况下，A 点与 B 点之间会有差距。差距的大小代表真实指数与对应的 Laspeyres 指数之间的替代偏差；换言之，Laspeyres 指数一般大于对应的真实生活费用指数， $P_K(p^0, p^1, q^0)$ 。

图 17.1 真实生活费用指数的 Laspeyres 和 Paasche 边界



17.15 图 17.1 还可以用来说明不等式 (17.4)。首先要注意的是，虚线 E 和 F 与时期 0 经过 C 的等成本线是平行的。面临时期 0 向量 $p^0 = (p_1^0, p_2^0)$ 时，点 q^{1*} 可以最大程度地降低实现基期效用水平 $u^1 \equiv f(q^1)$ 所需的成本。这样，我们获得 $C[u^1, p^0] = p_1^0 q_1^{1*} + p_2^0 q_2^{1*}$ 。根据等式 (17.4)，Paasche-Konüs 真实指数是 $[p_1^1 q_1^1 + p_2^1 q_2^1] / C[u^1, p^0]$ ，而普通的 Paasche 指数是 $[p_1^1 q_1^1 + p_2^1 q_2^1] / [p_1^0 q_1^1 + p_2^0 q_2^1]$ 。由于这两个指数的分子相同，所以两个指数间的区别是由于分母不同所致。在图 17.1 中，分母间的这一差异表现为经过 E 的成本线位于与之平行的经过 F 的成本线之下。差距的大小代表真实指数与对应的 Paasche 指数之间的替代偏差；换言之，Paasche 指数一般小于对应的真实生活费用指数， $P_K(p^0, p^1, q^1)$ 。注意，该不等式的方向与前面两个 Laspeyres 指数之间的不等式相反。方向变化的原因是两个指数间的一组差异发生在指数 (Laspeyres 不等式) 的分子中，而另一组差异则发生在指数 (Paasche 不等式) 的分母中。

17.16 Laspeyres-Konüs 真实生活费用指数 $P_K(p^0, p^1, q^0)$ 将基期效用水平作为生活标准，它只有一个边界 (即上界) (17.3)，使用当期效用水平作为生活标准的 Paasche-Konüs 真实生活费用指数 $P_K(p^0, p^1, q^1)$ 也只有一个边界 (即下界) (17.4)。Konüs (1924 年；1939 年，第 20 页) 指出，在一条将基期消费向量 q^0 和当期消费向量 q^1 连接起来的直线上，存在一个中间消费向量 q^* ，该向量使 (不可观测的) 相应真实生活费用指数 $P_K(p^0, p^1, q^*)$ 介于可观测的 Laspeyres 和 Paasche 指数 (P_L 和 P_P) 之间。⁶ 因此，在 0 和 1 之间有一个数值 λ^* 可以使，

$$P_L \leq P_K(p^0, p^1, \lambda^* q^0 + (1 - \lambda^*) q^1) \leq P_P \text{ 或} \\ P_P \leq P_K(p^0, p^1, \lambda^* q^0 + (1 - \lambda^*) q^1) \leq P_L \quad (17.5)$$

不等式 (17.5) 有一些实际价值。如果从原则上讲可观测的 Paasche 和 Laspeyres 指数的差距不是很大，就可以取这两个指数的对称平均数，该平均数可以较好地估计真实的生活指数——该指数中的参考生活标准介于基期和当期生活标准之间。准确确定 Paasche 和 Laspeyres 指数的对称平均值，可以借助第十五章第 15.18 段至 15.32 段的结果，可以证明 Paasche 和 Laspeyres 的几何平均数是“最好的”平均数，即 Fisher 价格指数。因此，有充分理由认为 Fisher 理想价格指数可以很好地逼近不可观测的理论生活费用指数。

17.17 界限 (17.3) - (17.5) 是在不做进一步假设

⁶ 有关应用 Konüs 证明方法的近期情况，见 Diewert (1983 年 a，第 191 页) 在消费者情形中的应用，以及 Diewert (1983 年 b，第 1059-1061 页) 在生产者情形中的应用。

的情况下可获得的最佳真实生活费用指数。下面对效用函数的等级做出进一步的假设，这些函数描述消费者对 n 项被考察产品的偏好。有了这些额外假设后，就可以准确确定消费者的真实生活费用。

同位偏好时的真实生活费用指数

17.18 迄今为止，消费者偏好函数 f 不需要满足任何特定的同质性假设。在本节余下部分，假设 f 是（正的）线性齐次函数。⁷ 在经济学文献中，这被称为同位偏好假设。⁸ 从实际的经济行为角度来说，这种假设不完全合理，但它却可产生独立于消费者生活水平的经济价格指数。⁹ 根据这种假设，等式（17.1）界定的消费者支出或成本函数， $C(u, p)$ 可分解如下。对于正的产品价格， $p \gg 0_N$ ，且正的效用水平， u ，采用 C 的定义作为实现假定效用水平 u 的最低成本，可以得出以下等式：

$$\begin{aligned} C(u, p) &\equiv \min_q \left\{ \sum_{i=1}^n p_i q_i : f(q_1, \dots, q_n) \geq u \right\} \\ &= \min_q \left\{ \sum_{i=1}^n p_i q_i : \frac{1}{u} f(q_1, \dots, q_n) \geq 1 \right\} \\ &\quad \text{除以 } u > 0 \\ &= \min_q \left\{ \sum_{i=1}^n p_i q_i : f\left(\frac{q_1}{u}, \dots, \frac{q_n}{u}\right) \geq 1 \right\} \\ &\quad \text{采用线性齐次函数 } f \\ &= u \min_q \left\{ \sum_{i=1}^n \frac{p_i q_i}{u} : f\left(\frac{q_1}{u}, \dots, \frac{q_n}{u}\right) \geq 1 \right\} \\ &= u \min_z \left\{ \sum_{i=1}^n p_i z_i : f(z_1, \dots, z_n) \geq 1 \right\} \quad \text{假设} \end{aligned}$$

⁷ 线性齐次属性意味着， f 满足以下属性：在所有 $\lambda > 0$ 和 $q \gg 0_n$ 的情况下， $f(\lambda q) = \lambda f(q)$ 。在消费者情形下，该假设的局限性很大。它不仅意味着每个无差异曲线都是单位效用无差异曲线的辐射状投影，而且还意味着所有需求的收入弹性都为“1”，这与实证证据不符。

⁸ 更准确地说，Shephard（1953年）将同位函数定义为线性齐次函数的单调转换。然而，如果消费者的效用函数是同位的，那么，总是可以在不改变消费者行为的情况下将其重新调整为线性齐次函数。因此，同位偏好假设可以简单地通过线性齐次假设确定。

⁹ 指数理论的这一特别经济分析法分别由 Shephard（1953年；1970年）及 Samuelson 和 Swamy（1974年）提出。尤其是，Shephard 意识到，为证明总体生活费用指数分类指数的有效性，同位性假设与可分离性假设结合至关重要。应指出的是，如果在所讨论的两个时期里，消费者的实际收入或效用变化幅度不大，并且假设消费者具有同位偏好将产生真实生活费用指数，那么该指数将与等式（17.3）和（17.4）界定的 Laspeyres-Konüs 和 Paasche-Konüs 的真实生活费用指数非常接近。证明同位偏好假设合理性的另一种方法是使用等式（17.49），即在同位偏好的情形下使用 Törnqvist-Theil 最优指数 P_T 。鉴于 P_T 通常在数字上接近使用同位偏好假设得出的其他最优指数，可以看出，从实证的角度来说，在指数情形下，同位假设通常不会产生误导。

$$z_i = \frac{q_i}{u} = uC(1, p) \text{ 采用定义 (17.1)}$$

$$= uc(p) \tag{17.6}$$

其中 $c(p) \equiv C(1, p)$ 是与 f 对应的单位成本函数。¹⁰ 可以证明单位成本函数 $c(p)$ 满足与 f 同样的正则条件，即对正的价格向量而言， $c(p)$ 是正的、凹的和（正的）线性齐次函数。¹¹ 将等式（17.6）代入等式（17.1），并使用 $u' = f(q')$ ，得出以下等式：

$$\sum_{i=1}^n p'_i q'_i = c(p') f(q') \text{ 其中 } t = 0, 1 \tag{17.7}$$

因此，根据有关效用函数 f 的线性齐次假设，时期 t 内被观察的 n 项产品支出等于时期 t 实现一个单位效用的单位成本 $c(p^t)$ 乘以时期 t 的效用水平 $f(q^t)$ 。很显然，时期 t 的单位成本 $c(p^t)$ 可以通过时期 t 的价格水平 P^t 和时期 t 的效用水平确定，而 $f(q^t)$ 可以通过时期 t 的数量水平 Q^t 确定。¹²

17.19 对消费者偏好函数 f 的线性齐次假设可简化等式（17.2）界定的 Konüs 真实生活费用指数系列 $P_K(p^0, p^1, q)$ 。对任意参考数量向量 q 采用此定义：

$$\begin{aligned} P_K(p^0, p^1, q) &\equiv \frac{C(f(q), p^1)}{C(f(q), p^0)} \\ &= \frac{c(p^1) f(q)}{c(p^0) f(q)} \text{ 两次使用 (17.6)} \\ &= \frac{c(p^1)}{c(p^0)} \tag{17.8} \end{aligned}$$

因此，根据同位偏好假设，Konüs 真实生活费用指数的整个系列简化为一个单一指数， $c(p^1)/c(p^0)$ ，即在消费者分别面临时期 1 和时期 0 价格时，实现单位效用水平最低成本的比率。换言之，在同位偏好假设下， $P_K(p^0, p^1, q)$ 独立于参考数量向量 q 。

17.20 如果将等式（17.8）右边界定的 Konüs 真实

¹⁰ 经济学家在以下情况下承认与此结果对应的生产者理论 $C(u, p) = uc(p)$ ：如果生产者的生产函数 f 面临不变的规模收益，那么，对应的总成本函数 $C(u, p)$ 等于产出水平 u 与单位成本 $c(p)$ 的乘积。

¹¹ 很显然，效用函数 f 将消费者的成本函数 $C(u, p)$ 确定为等式（17.6）第一行中成本最小化的解。然后，单位成本函数 $c(p)$ 被界定为 $C(1, p)$ 。因此， f 决定 c 。但是，在适当的正则条件下，我们还可以使用 c 来确定 f 。在经济学文献中，这被称为对偶理论。有关对偶理论以及 f 和 c 属性的其他阐述，参见 Samuelson（1953年）、Shephard（1953年）和 Diewert（1974年 a；1993年 b，第 107-123 页）。

¹² 对以上理论还可从生产者理论角度来解释；即假设 f 为生产者（规模收益不变）的生产函数， p 为生产者面临的投入品价格向量， q 为投入品向量， $u = f(q)$ 为使用投入品向量 q 生产的最大产出。 $C(u, p) \equiv \min_q \{ \sum_{i=1}^n p_i q_i : f(q) \geq u \}$ 是生产者在此情况下的成本函数， $c(p^t)$ 可以作为时期 t 的投入价格水平，而 $f(q^t)$ 是时期 t 的总投入水平。

生活费用指数作为价格指数概念，那么使用乘积检验（即价格指数与数量指数的乘积等于价值比率）时的对应隐性数量指数具有以下形式：

$$\begin{aligned}
 Q(p^0, p^1, q^0, q^1) &= \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0 P_k(p^0, p^1, q)} \\
 &= \frac{c(p^1) f(q^1)}{c(p^0) f(q^0) P_k(p^0, p^1, q)} \\
 &\quad \text{两次使用 (17.7)} \\
 &= \frac{c(p^1) f(q^1)}{c(p^0) f(q^0) \{c(p^1)/c(p^0)\}} \\
 &\quad \text{使用 (17.8)} \\
 &= \frac{f(q^1)}{f(q^0)} \quad (17.9)
 \end{aligned}$$

因此，在同位偏好假设下，与真实生活费用指数对应的隐性数量指数， $c(p^1)/c(p^0)$ 是效用比率 $f(q^1)/f(q^0)$ 。鉴于假设效用函数为一次齐次函数，这自然是数量指数的定义。

17.21 在下文中，需要经济理论方面的其他两个结果：Wold 恒等式和 Shephard 引理。Wold (1944 年，第 69-71 页；1953 年，第 145 页) 恒等式是以下结果。假设消费者满足了时期 0 和时期 1 的成本最小化假设 (17.1)，而且效用函数 f 在被观测向量 q^0 和 q^1 是可微的，可以证明¹³ 以下等式成立：

$$\frac{p_i^t}{\sum_{k=1}^n p_k^t q_k^t} = \frac{\frac{\partial f(q^t)}{\partial q_i}}{\sum_{k=1}^n q_k^t \frac{\partial f(q^t)}{\partial q_k}} \quad (17.10)$$

其中， $t = 0, 1$ 和 $k = 1, \dots, n$

其中的 $\partial f(q^t)/\partial q_i$ 代表效用函数 f 在第 i 个数量 q_i 处的偏导数（按照时期 t 数量向量 q^t 求值）。

17.22 如果做出同位偏好的假设，并假设效用函数为线性齐次，那么，Wold 恒等式可以简化为一个非常有用的等式：¹⁴

¹³ 为证明这一点，假设使用严格正向量 q^t 作为一阶必要条件，解决时期 t 的成本最小化问题。Lagrange 关于 q 变量的向量条件是： $p^t = \lambda^t \nabla f(q^t)$ ，其中 λ^t 是最佳 Lagrange 乘数， $\nabla f(q^t)$ 是 f （按 q^t 求值）一阶偏导数的向量。注意，该等式体系是指，价格等于一个常量乘以经济学家所熟悉的边际效用等式。现在就时期 t 数量向量 q^t 取等式两边的内积，并求所得的 λ^t 等式的解。将此解代入向量等式 $p^t = \lambda^t \nabla f(q^t)$ ，获得等式 (17.10)。

¹⁴ 对等式两边 $f(\lambda q) = \lambda f(q)$ 的 λ 进行微分，然后在 $\lambda = 1$ 处估计所获得的等式。获得等式 $\sum_{i=1}^n f_i(q) q_i = f(q)$ ，其中， $f_i(q) \equiv \partial f(q)/\partial q_i$ 。

$$\frac{p_i^t}{\sum_{k=1}^n p_k^t q_k^t} = \frac{\partial f(q^t)/\partial q_i}{f(q^t)} \quad (17.11)$$

其中 $t = 0, 1$ 和 $k = 1, \dots, n$

17.23 Shephard (1953 年，第 11 页) 引理的结果如下。试分析时期 t 内等式 (17.1) 界定的成本最小化问题。如果成本函数 $C(u, p)$ 对于价格向量 p 的分量是可微的，那么时期 t 的数量向量 q^t 等于成本函数对于 p 分量的一阶偏导数向量：

$$q_i^t = \frac{\partial C(u^t, p^t)}{\partial p_i} \quad \text{其中 } i = 1, \dots, n \text{ 和 } t = 0, 1 \quad (17.12)$$

17.24 为了解释等式 (17.12) 为何成立，可考虑以下论点。由于假设时期 t 内被观察数量向量 q^t 是 $C(u^t, p^t)$ 下成本最小化问题的解，那么， q^t 对于这个问题必须是可行的，因此 $f(q^t) = u^t$ 必须是成立的。这样， q^t 是以下成本最小化问题的可行答案，其中，一般价格向量 p 取代了特定时期 t 的价格向量 p^t ：

$$\begin{aligned}
 C(u^t, p) &\equiv \min_q \left\{ \sum_{i=1}^n p_i q_i : f(q_1, \dots, q_n) \geq u^t \right\} \\
 &\leq \sum_{i=1}^n p_i q_i^t \quad (17.13)
 \end{aligned}$$

其中不等式的条件是： $q^t \equiv (q_1^t, \dots, q_n^t)$ 是等式 (17.13) 中成本最小化问题的一个可行的（但通常并不是最佳的）解。对每个严格正价格向量 p ，函数 $g(p)$ 可定义如下：

$$g(p) \equiv \sum_{i=1}^n p_i q_i^t - C(u^t, p) \quad (17.14)$$

按惯例，其中 $p \equiv (p_1, \dots, p_n)$ 。根据等式 (17.13) 和 (17.1)，可以看出， $p = p^t$ 时，对于所有正价格向量 p ， $g(p)$ 都是最小的。因此，在让 n 个变量的可微函数最小化时，其一阶必要条件是成立的，该函数简化为等式 (17.12)。

17.25 如果做出同位偏好假设，并假设效用函数为线性齐次，然后，使用等式 (17.6)，Shephard 引理 (17.12) 变为：

$$q_i^t = u^t \frac{\partial c(p^t)}{\partial p_i} \quad \text{其中 } i = 1, \dots, n \text{ 和 } t = 0, 1 \quad (17.15)$$

合并等式 (17.15) 和 (17.7)，获得以下等式：

$$\frac{q_i^t}{\sum_{k=1}^n p_k^t q_k^t} = \frac{\partial c(p^t)}{\partial p_i} / c(p^t) \quad \text{其中 } i = 1, \dots, n \text{ 和 } t = 0, 1 \quad (17.16)$$

17.26 请注意等式 (17.16) 与等式 (17.11) 之间的对称性。本章后面部分将使用这两个等式。

最优指数：Fisher 理想指数

17.27 假设消费者的效用函数如下：

$$f(q_1, \dots, q_n) \equiv \sqrt{\sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n a_{ik} q_i q_k}, \quad (17.17)$$

其中对于所有*i*和*k*, $a_{ik} = a_{ki}$

在等式 (17.17) 界定的 $f(q)$ 中对 q_i 进行微分, 得出以下等式:

$$f_i(q) = \frac{1}{2} \frac{2 \sum_{k=1}^n a_{ik} q_k}{\sqrt{\sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n a_{jk} q_j q_k}} \quad \text{其中 } i=1, \dots, n \quad (17.18)$$

$$= \frac{\sum_{k=1}^n a_{ik} q_k}{f(q)}$$

其中, $f_i(q) \equiv \partial f(q) / \partial q_i$ 。为了取得 (17.18) 的第一个等式, 有必要使用对称条件 $a_{ik} = a_{ki}$ 。现在, 根据时期 t 内被观察数量向量 $q^t \equiv (q_1^t, \dots, q_n^t)$, 计算 (17.18) 的第二个等式, 并在所得等式的两边除以 $f(q^t)$ 。获得以下等式:

$$\frac{f_i(q^t)}{f(q^t)} = \frac{\sum_{k=1}^n a_{ik} q_k^t}{\{f(q^t)\}^2} \quad \text{其中 } t=0,1 \text{ 和 } i=1, \dots, n \quad (17.19)$$

假设消费者在时期 0 和时期 1 有成本最小化行为。鉴于等式 (17.17) 界定的效用函数 f 为线性齐次函数, 而且是可微的, 因此等式 (17.11) 将成立。现回顾一下前面第十五章界定的 Fisher 理想数量指数 Q_F :

$$Q_F(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^1} \sqrt{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^0}}{\sqrt{\sum_{k=1}^n p_k^0 q_k^0} \sqrt{\sum_{k=1}^n p_k^1 q_k^1}}$$

$$= \sqrt{\sum_{i=1}^n f_i(q^0) \frac{q_i^1}{f(q^0)}} \sqrt{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^0} / \sqrt{\sum_{k=1}^n p_k^1 q_k^0}$$

采用等式 (17.11), 其中 $t=0$

$$= \sqrt{\sum_{i=1}^n f_i(q^0) \frac{q_i^1}{f(q^0)}} / \sqrt{\sum_{k=1}^n p_k^1 q_k^0}$$

$$= \sqrt{\sum_{i=1}^n f_i(q^0) \frac{q_i^1}{f(q^0)}} / \sqrt{\sum_{i=1}^n f_i(q^1) \frac{q_i^0}{f(q^1)}}$$

采用等式 (17.11), 其中 $t=0$

$$= \sqrt{\sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n a_{ik} q_k^0 \frac{q_i^1}{\{f(q^0)\}^2}} / \sqrt{\sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n a_{ik} q_k^1 \frac{q_i^0}{\{f(q^1)\}^2}}$$

采用等式 (17.19)

$$= \sqrt{\frac{1}{\{f(q^0)\}^2}} / \sqrt{\frac{1}{\{f(q^1)\}^2}}$$

采用等式 (17.17) 和相消项

$$= \frac{f(q^1)}{f(q^0)} \quad (17.20)$$

如果假设消费者在时期 0 和时期 1 的行为是成本最小化, 并且其偏好的 n 项商品与等式 (17.17) 中效用函数的商品对应, 那么 Fisher 理想数量指数 Q_F 与真实的数量指数 $f(q^1)/f(q^0)$ 完全相同。¹⁵

17.28 如第十五章第 15.18 段至 15.23 段所述, 与使用乘积检验 (15.3) 的 Fisher 数量指数 Q_F 所对应的价格指数是等式 (15.12) 界定的 Fisher 价格指数 P_F 。假设 $c(p)$ 是与等式 (17.17) 界定的齐次二次效用函数 f 相对应的单位成本函数。然后, 使用等式 (17.16) 和 (17.20), 可以看出,

$$P_F(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{c(p^1)}{c(p^0)} \quad (17.21)$$

因此, 如果假设消费者在时期 0 和时期 1 的行为是成本最小化, 并且其偏好的 n 项商品与等式 (17.17) 中效用函数的商品对应, 那么 Fisher 理想价格指数 P_F 与真实的价格指数 $c(p^1)/c(p^0)$ 完全相同。

17.29 n 个变量 $q \equiv (q_1, \dots, q_n)$ 的两次连续可微函数 $f(q)$ 可以在点 q^* 处为另外一个这样的函数 $f^*(q)$ 提供一个二阶近似值, 条件是两个函数的水平和所有一阶和二阶偏导数在 q^* 处是适合的。可以看出,¹⁶ 在线性齐次函数中, 等式 (17.17) 界定的齐次二次函数 f 可以在任何一个 (严格正值的) 点 q^* 处提供任意 f^* 的二阶近似值。因此, 等式 (17.17) 界定的齐次二次函数形式是一种灵活的函数形式。¹⁷ Diewert (1976 年, 第 117 页) 采用了一种指数公式术语, $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$, 它与真实数量指数, $f(q^1)/f(q^0)$, 即最优指数公式完全相等 (其中, f 是一种灵活的函数形式)。¹⁸ 由于等式 (17.17) 界定的齐次二次函

¹⁵ 关于此结果的早期历史, 参见 Diewert (1976 年, 第 184 页)。

¹⁶ 参见 Diewert (1976 年, 第 130 页), 并令参数 r 等于 2。

¹⁷ Diewert (1974 年 a, 第 133 页) 将此术语引入经济学文献。

¹⁸ Fisher (1922 年, 第 247 页) 使用“优”一词来描述 Fisher 理想价格指数。Diewert 采用了 Fisher 的术语, 但试图提高 Fisher 关于“优”定义

数 f 是一种灵活的函数形式，所以根据这一事实以及等式 (17.20) 可以证明，等式 (15.14) 界定的 Fisher 理想数量指数 Q_F 是一个最优指数公式。由于 Fisher 理想价格指数 P_F 满足等式 (17.21) 的要求——其中 $c(p)$ 是通过齐次二次效用函数求出的单位成本函数，所以 P_F 也被称为最优指数公式。

17.30 可以证明，Fisher 理想价格指数是通过另一种途径获得的最优指数公式。首先假设消费者的单位成本函数是齐次二次的，而不假设消费者效用函数是等式 (17.17) 界定的齐次二次函数。¹⁹ 在这种情况下，假设消费者具有以下单位成本函数：

$$c(p_1, \dots, p_n) \equiv \sqrt{\sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n b_{ik} p_i p_k} \quad (17.22)$$

其中对于所有 i 与 k ， $b_{ik} = b_{ki}$

将等式 (17.22) 界定的 $c(p)$ 对 p_i 进行微分，得出以下等式：

$$c_i(p) = \frac{1}{2} \frac{2 \sum_{k=1}^n b_{ik} p_k}{\sqrt{\sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n b_{jk} p_j p_k}} \quad \text{其中 } i = 1, \dots, n$$

$$= \frac{\sum_{k=1}^n b_{ik} p_k}{c(p)} \quad (17.23)$$

其中， $c_i(p) \equiv \partial c(p) / \partial p_i$ 。为获得 (17.23) 中的第一个等式，有必要使用对称条件。现在，按观测时期 t 的价格向量 $p^t \equiv (p_1^t, \dots, p_n^t)$ 计算 (17.23) 中的第二个等式，并用 $c(p^t)$ 除所得等式的两边。获得以下等式：

$$\frac{c_i(p^t)}{c(p^t)} = \frac{\sum_{k=1}^n b_{ik} p_k^t}{\{c(p^t)\}^2} \quad \text{其中 } t = 0, 1 \text{ 和 } i = 1, \dots, n \quad (17.24)$$

由于已假设消费者在时期 0 和时期 1 存在成本最小化行为，这样，由于等式 (17.22) 界定的单位成本函数 c 是可微的，等式 (17.16) 将成立。现在回顾一下第十五章等式 (15.12) 中 Fisher 理想价格指数 P_F 的定义：

$$P_F(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^0} \sqrt{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^1}}{\sqrt{\sum_{k=1}^n p_k^0 q_k^0} \sqrt{\sum_{k=1}^n p_k^1 q_k^1}}$$

的精确性。根据 Fisher 的定义，在使用同一数据集的情况下，如果指数公式逼近其对应的 Fisher 理想结果，那么就认为该指数公式是最优的。

¹⁹ 假定消费者的单位成本函数为 $c(p)$ ，Diewert (1974 年 a，第 112 页) 指出，对应的效用函数 $f(q)$ 可以界定如下：对于严格的正数量向量 q ， $f(q) \equiv 1 / \max_p \left\{ \sum_{i=1}^n p_i q_i : c(p) = 1 \right\}$ 。

$$= \sqrt{\sum_{i=1}^n p_i^1 \frac{c_i(p^0)}{c(p^0)}} \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{k=1}^n p_k^0 q_k^1}}$$

采用等式 (17.16)，其中 $t=0$

$$= \sqrt{\sum_{i=1}^n p_i^1 \frac{c_i(p^0)}{c(p^0)}} / \sqrt{\frac{\sum_{k=1}^n p_k^0 q_k^1}{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}}$$

$$= \sqrt{\sum_{i=1}^n p_i^1 \frac{c_i(p^0)}{c(p^0)}} / \sqrt{\sum_{i=1}^n p_i^0 \frac{c_i(p^1)}{c(p^1)}}$$

采用等式 (17.16)，其中 $t=1$

$$= \sqrt{\frac{1}{\{c(p^0)\}^2}} / \sqrt{\frac{1}{\{c(p^1)\}^2}}$$

采用等式 (17.22) 和相消项

$$= \frac{c(p^1)}{c(p^0)} \quad (17.25)$$

这样，如果假设消费者在时期 0 和时期 1 的行为是成本最小化，并且其偏好的 n 项商品与等式 (17.22) 中单位成本函数的商品对应，那么 Fisher 理想价格指数 P_F 与真实的价格指数 $c(p^1)/c(p^0)$ 完全相同。²⁰

17.31 鉴于等式 (17.22) 界定的齐次二次单位成本函数 $c(p)$ 也是一种灵活的函数形式，这样，如果 Fisher 理想价格指数 P_F 完全等于真实的价格指数 $c(p^1)/c(p^0)$ ，那么将意味着 P_F 是一个最优指数公式。²¹

17.32 假设等式 (17.22) 中的系数 b_{ik} 满足以下限制条件：

$$b_{ik} = b_i b_k \quad \text{其中 } i, k = 1, \dots, n \quad (17.26)$$

其中， n 个 b_i 为非负数。在等式 (17.22) 这一特殊情况中，可以看出，单位成本函数可以简化为：

$$c(p_1, \dots, p_n) \equiv \sqrt{\sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n b_i b_k p_i p_k}$$

$$= \sqrt{\sum_{i=1}^n b_i p_i} \sqrt{\sum_{k=1}^n b_k p_k} = \sum_{i=1}^n b_i p_i \quad (17.27)$$

将等式 (17.27) 代入 Shephard 引理 (17.15) 得出时期 t 数量向量 q^t 的以下公式：

$$q_i^t = u^t \frac{\partial c(p^t)}{\partial p_i} = b_i u^t \quad i = 1, \dots, n; t = 0, 1 \quad (17.28)$$

²⁰ 此结果由 Diewert (1976 年，第 133-134 页) 得出。

²¹ 注意，已通过证明显示，Fisher 指数 P_F 对于等式 (17.17) 界定的偏好是精确的，对于作为等式 (17.22) 中单位成本函数对偶的偏好，也是精确的。这两类偏好总体上是不适合的。然而，如果 a_{ik} 的 n 阶正方阵 A 是可逆的，那么，则可证明， b_{ik} 的 n 阶正方阵 B 将等于 A^{-1} 。

因此，如果消费者具有与等式 (17.22) 界定的单位成本函数相对应的偏好——等式 (17.22) 中的 b_{ik} 满足 (17.26) 的限制条件，那么，时期 0 和时期 1 的数量向量等于向量 $b \equiv (b_1, \dots, b_n)$ 的乘数；即 $q^0 = b u^0$ 和 $q^1 = b u^1$ 。根据这些假设，Fisher、Paasche 和 Laspeyres 指数 P_F 、 P_P 和 P_L 均一致。然而，与等式 (17.27) 中单位成本函数对应的偏好不符合正常的消费行为，因为它们意味着，如果从时期 0 到时期 1 的相对价格发生变化，消费者不会放弃更昂贵的产品，转而购买较廉价的产品。

r 阶二次平均最优指数

17.33 有许多其他最优指数公式；即有许多完全等于 $f(q^1)/f(q^0)$ 的数量指数 $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$ ，以及完全等于 $c(p^1)/c(p^0)$ 的价格指数 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ ，其中，聚合函数 f 或单位成本函数 c 是一种灵活的函数形式。两类最优指数定义如下。

17.34 假设消费者具有以下的 r 阶二次平均效用函数。²²

$$f^r(q_1, \dots, q_n) \equiv \sqrt[r]{\sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n a_{ik} q_i^{r/2} q_k^{r/2}} \quad (17.29)$$

其中，对所有 i 和 k 而言，参数 a_{ik} 满足对称条件， $a_{ik} = a_{ki}$ ，而且参数 r 满足限制条件， $r \neq 0$ 。Diewert (1976 年，第 130 页) 指出，等式 (17.29) 界定的效用函数 f^r 是一种灵活的函数形式；即，它可以二阶近似任意的两次连续可微线性齐次函数形式。注意，当 $r = 2$ 时， f^r 等于等式 (17.17) 界定的齐次二次函数。

17.35 对 r 阶二次平均数量指数 Q^r 的界定如下：

$$Q^r(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv \frac{\sqrt[r]{\sum_{i=1}^n s_i^0 (q_i^1 / q_i^0)^{r/2}}}{\sqrt[r]{\sum_{i=1}^n s_i^1 (q_i^1 / q_i^0)^{r/2}}} \quad (17.30)$$

其中，按惯例， $s_i^t \equiv p_i^t q_i^t / \sum_{k=1}^n p_k^t q_k^t$ 是时期 t 产品 i 的支出份额。

17.36 使用与第 17.27 段至 17.32 段完全相同的技术，可以看出，对等式 (17.29) 定义的聚合函数 f^r 来说， Q^r 是精确的；即数量指数 Q^r 与效用函数 f^r 之间的以下精确关系成立：

$$Q^r(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{f^r(q^1)}{f^r(q^0)} \quad (17.31)$$

因此，如果假设消费者在时期 0 和时期 1 的行为是成本最小化，并且其偏好的 n 项商品与等式 (17.29) 中效用函数的商品对应， r 阶二次平均数量指数 Q_F^r 完全等于真实的

数量指数， $f^r(q^1)/f^r(q^0)$ 。²³ 鉴于 Q^r 对于 f^r 是精确的，而且 f^r 是一种弹性函数形式，可以看出， r 阶二次平均数量指数 Q^r 对每个 $r \neq 0$ 都是最优指数。因此，有无限个优数量指数。

17.37 针对每个数量指数 Q^r ，第十五章的乘积检验 (15.3) 可以用来界定相应的隐性 r 阶二次平均价格指数， P^{r*} ：

$$P^{r*}(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0 Q^r(p^0, p^1, q^0, q^1)} = \frac{c^{r*}(p^1)}{c^{r*}(p^0)} \quad (17.32)$$

其中， c^{r*} 是与等式 (17.29) 中聚合函数 f^r 对应的单位成本函数。对每个 $r \neq 0$ 而言，隐性 r 阶二次平均价格指数， P^{r*} ，也是一个最优指数。

17.38 当 $r = 2$ 时，等式 (17.30) 界定的 Q^r 简化为 Q_F ，即 Fisher 理想数量指数，等式 (17.32) 界定的 P^{r*} 简化为 P_F ，Fisher 理想价格指数。当 $r = 1$ 时，等式 (17.30) 界定的 Q^r 简化为：

$$\begin{aligned} Q^1(p^0, p^1, q^0, q^1) &\equiv \frac{\sum_{i=1}^n s_i^0 \sqrt{\frac{q_i^1}{q_i^0}}}{\sum_{i=1}^n s_i^1 \sqrt{\frac{q_i^1}{q_i^0}}} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1 \sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0 \sqrt{\frac{q_i^1}{q_i^0}}}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0 \sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1 \sqrt{\frac{q_i^1}{q_i^0}}} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1 \sum_{i=1}^n p_i^0 \sqrt{q_i^0 q_i^1}}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0 \sum_{i=1}^n p_i^1 \sqrt{q_i^0 q_i^1}} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \bigg/ \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 \sqrt{q_i^0 q_i^1}}{\sum_{i=1}^n p_i^0 \sqrt{q_i^0 q_i^1}} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} / P_W(p^0, p^1, q^0, q^1) \end{aligned} \quad (17.33)$$

其中 P_W 是第十五章中等式 (15.19) 界定的 Walsh 价格指数。因此， P^{1*} 等于 P_W ，Walsh 价格指数，因此，它也是一个优价格指数。

²² 该术语由 Diewert 提出 (1976 年，第 129 页)。

²³ 见 Diewert (1976 年，第 130 页)。

17.39 假设消费者有以下 r 阶二次平均单位成本函数：²⁴

$$c^r(p_1, \dots, p_n) \equiv \sqrt[r]{\sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n b_{ik} p_i^{r/2} p_k^{r/2}} \quad (17.34)$$

其中，对所有 i 和 k 而言，系数 b_{ik} 满足对称条件 $b_{ik} = b_{ki}$ ，系数 r 满足限制条件 $r \neq 0$ 。Diewert (1976 年，第 130 页) 指出，等式 (17.34) 界定的单位成本函数 c^r 是一种灵活的函数形式；即它可以二阶近似任意的两次连续可微线性齐次函数形式。注意，当 $r = 2$ 时， c^r 等于等式 (17.22) 界定的齐次二次函数。

17.40 界定 r 阶二次平均价格指数 P^r ：

$$P^r(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv \frac{\sqrt[r]{\sum_{i=1}^n s_i^0 \left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right)^{r/2}}}{\sum_{i=1}^n s_i^1 \left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right)^{-r/2}} \quad (17.35)$$

其中，按惯例， $s_i^t \equiv p_i^t q_i^t / \sum_{k=1}^n p_k^t q_k^t$ 是时期 t 产品 i 的支出份额。

17.41 使用与第 17.27 段至 17.32 段完全相同的技术，可以看出，对等式 (17.34) 定义的聚合函数来说， P^r 是精确的；即指数公式 P^r 与单位成本函数 c^r 之间的以下精确关系成立：

$$P^r(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{c^r(p^1)}{c^r(p^0)} \quad (17.36)$$

因此，如果假设消费者在时期 0 和时期 1 的行为是成本最小化，并且其偏好的 n 项商品与等式 (17.34) 中单位成本函数的商品对应， r 阶二次平均价格指数 P^r 完全等于真实的数量指数 $c^r(p^1)/c^r(p^0)$ 。²⁵ 鉴于 P^r 对于 c^r 是精确的，而且 c^r 是一种灵活的函数形式，可以看出， r 阶二次平均价格指数 P 对每个 $r \neq 0$ 都是最优指数。因此，有无限个优价格指数。

17.42 针对每个价格指数 P^r ，第十五章中的乘积检验 (15.3) 可以用来界定对应的隐性 r 阶二次平均数量指数 Q^{r*} ：

$$\begin{aligned} Q^{r*}(p^0, p^1, q^0, q^1) &\equiv \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0 P^r(p^0, p^1, q^0, q^1)} \\ &= \frac{f^{r*}(p^1)}{f^{r*}(p^0)} \end{aligned} \quad (17.37)$$

其中， f^{r*} 是与等式 (17.34) 中单位成本函数 c^r 对应的聚合函数。²⁶ 对每个 $r \neq 0$ 而言，隐性 r 阶二次平均数量指数 Q^{r*} 也是一个最优指数。

17.43 当 $r = 2$ 时，等式 (17.35) 界定的 P^r 简化为 P_F ，即 Fisher 理想价格指数，等式 (17.37) 界定的 Q^{r*} 简化为 Q_F ，即 Fisher 理想数量指数。当 $r = 1$ 时，等式 (17.35) 界定的 P^r 简化为：

$$\begin{aligned} P^1(p^0, p^1, q^0, q^1) &\equiv \frac{\sum_{i=1}^n s_i^0 \sqrt{\frac{p_i^1}{p_i^0}}}{\sum_{i=1}^n s_i^1 \sqrt{\frac{p_i^0}{p_i^1}}} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1 \sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0 \sqrt{\frac{p_i^1}{p_i^0}}}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0 \sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1 \sqrt{\frac{p_i^0}{p_i^1}}} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1 \sum_{i=1}^n q_i^0 \sqrt{p_i^0 p_i^1}}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0 \sum_{i=1}^n q_i^1 \sqrt{p_i^0 p_i^1}} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \bigg/ \frac{\sum_{i=1}^n q_i^1 \sqrt{p_i^0 p_i^1}}{\sum_{i=1}^n q_i^0 \sqrt{p_i^0 p_i^1}} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} / Q_W(p^0, p^1, q^0, q^1) \end{aligned} \quad (17.38)$$

其中， Q_W 是第十五章脚注 30 界定的 Walsh 数量指数。因此， Q^{1*} 等于 Q_W ，即 Walsh 数量指数，因此，它也是一个优数量指数。

最优指数：Törnqvist 指数

17.44 在本节中，所作的假设与第 17.9 段至 17.17 段对消费者做出的假设相同。尤其是，假设消费者的效用函数 f 不一定是第 17.18 段至 17.43 段所述的线性齐次函数。

17.45 得出主要结果之前，需得出初步结果。假设 n 个变量的函数 $f(z_1, \dots, z_n) \equiv f(z)$ ，是二次的，即，

²⁴ 此术语由 Diewert 提出 (1976 年，第 130 页)，单位成本函数最先由 Denny 定义 (1974 年)。

²⁵ 参见 Diewert (1976 年，第 133-134 页)。

²⁶ 使用 c^r ，可以把函数 f^{r*} 界定为： $f^{r*}(q) \equiv 1 / \max_p \{ \sum_{i=1}^n p_i q_i : c^r(p) = 1 \}$ 。

$$f(z_1, \dots, z_n) \equiv a_0 + \sum_{i=1}^n a_i z_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n a_{ik} z_i z_k \quad \text{对所有}$$

$$\text{的 } i \text{ 和 } k, a_{ik} = a_{ki} \quad (17.39)$$

其中, a_i 和 a_{ik} 为常量。设 $f_i(z)$ 代表函数 f 在 z 处第 i 个分项的一阶偏导数。同时假设 $f_{ik}(z)$ 代表 f 在 z_i 和 z_k 处的二阶偏导数。大家都知道二次函数的二阶 Taylor 级数近似值是精确的; 即如果 f 由等式 (17.39) 界定, 那么, 对于任何二点, z^0 和 z^1 , 以下等式都成立:

$$f(z^1) - f(z^0) = \sum_{i=1}^n f_i(z^0) \{z_i^1 - z_i^0\} + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n f_{ik}(z^0) \{z_i^1 - z_i^0\} \{z_k^1 - z_k^0\} \quad (17.40)$$

不太为人所知的是, 二次函数的二个一阶 Taylor 级数近似平均值也是精确的, 即如果 f 由以上等式 (17.39) 界定, 那么, 对于任何二点 z^0 和 z^1 , 以下等式都成立:²⁷

$$f(z^1) - f(z^0) = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \{f_i(z^0) + f_i(z^1)\} \{z_i^1 - z_i^0\} \quad (17.41)$$

Diewert (1976 年, 第 118 页) 和 Lau (1979 年) 指出, 等式 (17.41) 提供了一个二次函数, 并称该等式为二次近似引理。在本章中, 等式 (17.41) 被称为二次恒等式。

17.46 假设消费者的成本函数²⁸ $C(u, p)$ 具备以下超对数函数形式:²⁹

$$\ln C(u, p) \equiv a_0 + \sum_{i=1}^n a_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n a_{ik} \ln p_i \ln p_k + b_0 \ln u + \sum_{i=1}^n b_i \ln p_i \ln u + \frac{1}{2} b_{00} (\ln u)^2 \quad (17.42)$$

其中, \ln 是自然对数函数, 参数 a_i 、 a_{ik} 和 b_i 满足以下限制条件:

$$a_{ik} = a_{ki}, \sum_{i=1}^n a_i = 1, \sum_{i=1}^n b_i = 0$$

$$\text{和 } \sum_{k=1}^n a_{ik} = 0 \text{ 其中 } i, k = 1, \dots, n \quad (17.43)$$

这些参数限制条件可以确保, 等式 (17.42) 界定的 $C(u, p)$ 在 p 处是线性齐次的, 这是成本函数必须具备的属性。可以证明, 等式 (17.42) 界定的超对数成本函数

可以为任意成本函数提供一个二阶 Taylor 级数近似值。³⁰

17.47 假设消费者具有的偏好与超对数成本函数的偏好对应, 而且消费者在时期 0 和时期 1 的行为是成本最小化。设 p^0 和 p^1 为时期 0 和时期 1 的被观测价格向量, q^0 和 q^1 为时期 0 和时期 1 的被观测数量向量: 这些假设意味着:

$$C(u^0, p^0) = \sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0 \text{ 和 } C(u^1, p^1) = \sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1 \quad (17.44)$$

其中 C 是以上定义的超对数成本函数。现在将 Shephard 引理用于等式 (17.12), 得出以下等式:

$$q_i^t = \frac{\partial C(u^t, p^t)}{\partial p_i}, \text{ 其中 } i=1, \dots, n \text{ 和 } t=0, 1$$

$$= \frac{C(u^t, p^t)}{p_i^t} \frac{\partial \ln C(u^t, p^t)}{\partial \ln p_i} \quad (17.45)$$

现在使用等式 (17.44) 来代替等式 (17.45) 中的 $C(u^t, p^t)$ 。通过交叉相乘后, 变为以下:

$$\frac{p_i^t q_i^t}{\sum_{k=1}^n p_k^t q_k^t} \equiv s_i^t = \frac{\partial \ln C(u^t, p^t)}{\partial \ln p_i},$$

$$\text{其中 } i=1, \dots, n \text{ 和 } t=0, 1 \quad (17.46)$$

或者

$$s_i^t = a_i + \sum_{k=1}^n a_{ik} \ln p_k^t + b_i \ln u^t,$$

$$\text{其中 } i=1, \dots, n \text{ 和 } t=0, 1 \quad (17.47)$$

其中, s_i^t 是时期 t 在产品 i 上的支出份额。

17.48 将时期 0 和时期 1 效用水平的几何平均界定为 u^* ; 即定义

$$u^* \equiv \sqrt{u^0 u^1} \quad (17.48)$$

在等式 (17.42) 中, 等式右边对超对数成本函数的自然对数做出了定义, 如果效用在 u^* 水平上保持不变, 那么它就是变量 $z_i \equiv \ln p_i$ 的二次函数。因此, 可以应用二次恒等式 (17.41), 并获得以下等式:

$$\ln C(u^*, p^1) - \ln C(u^*, p^0)$$

$$= \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{\partial \ln C(u^*, p^0)}{\partial \ln p_i} + \frac{\partial \ln C(u^*, p^1)}{\partial \ln p_i} \right\} \{ \ln p_i^1 - \ln p_i^0 \}$$

$$= \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left(a_i + \sum_{k=1}^n a_{ik} \ln p_k^0 + b_i \ln u^* + a_i \right)$$

²⁷ 可以直接验证这一点以及前一关系。

²⁸ 消费者的成本函数由以上等式 (17.6) 界定。

²⁹ Christensen、Jorgenson 和 Lau (1971 年) 将此函数引入经济学文献。

³⁰ 还可以证明, 如果所有 $b_i = 0$ 和 $b_{00} = 0$, 那么, $C(u, p) = uC(1, p) \equiv uc(p)$; 即对一般超对数成本函数的参数做出这些额外限制后, 结果可以得出同位偏好。注意, 还假设按比例调整效用 u , 使其一直为正。

$$\begin{aligned}
 & + \sum_{k=1}^n a_{ik} \ln p_k^1 + b_i \ln u^* \Big) (\ln p_i^1 - \ln p_i^0) \\
 = & \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left(a_i + \sum_{k=1}^n a_{ik} \ln p_k^0 + b_i \ln \sqrt{u^0 u^1} + a_i \right. \\
 & \left. + \sum_{k=1}^n a_{ik} \ln p_k^1 + b_i \ln \sqrt{u^0 u^1} \right) (\ln p_i^1 - \ln p_i^0) \\
 = & \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left(a_i + \sum_{k=1}^n a_{ik} \ln p_k^0 + b_i \ln u^0 + a_i \right. \\
 & \left. + \sum_{k=1}^n a_{ik} \ln p_k^1 + b_i \ln u^1 \right) (\ln p_i^1 - \ln p_i^0) \\
 = & \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{\partial \ln C(u^0, p^0)}{\partial \ln p_i} \right. \\
 & \left. + \frac{\partial \ln C(u^1, p^1)}{\partial \ln p_i} \right\} (\ln p_i^1 - \ln p_i^0) \\
 = & \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (s_i^0 + s_i^1) (\ln p_i^1 - \ln p_i^0)
 \end{aligned}$$

采用等式(17.46) (17.49)

可以将(17.49)中的最后一个等式视作前面第十五章等式(15.81)中 Törnqvist–Theil 指数公式的对数, P_T 。因此, 对等式(17.49)的两边取幂可得出以下等式——等式左边为在中间效用水平 u^* 求值的时期 0 和时期 1 之间真实生活费用, 等式右边为可观测的 Törnqvist–Theil 指数, P_T :³¹

$$\frac{C(u^*, p^1)}{C(u^*, p^0)} = P_T(p^0, p^1, q^0, q^1) \quad (17.50)$$

鉴于等式(17.49)左边的超对数成本函数是一种灵活的函数形式, Törnqvist–Theil 价格指数 P_T 也是一种最优指数。

17.49 在以上等式的左边, 不可观测的成本函数比率竟可以准确地通过可观测的指数公式估算得出, 这多少有些令人费解。这个难解之谜的关键是假设存在成本最小化行为和二次恒等式(17.41), 此外, 还假设成本函数的导数等于 Shephard 引理规定的数量。事实上, 对于第 17.27 段至 17.43 段得出的所有精确指数结果, 都可以采用二次恒等式的变形和 Shephard 引理(或 Wold 恒等式)得出。³² 幸运的是, 在大多数实证应用中, 假设消费者具有(经变形的)二次偏好就足够了, 因此, 如果编制价格指数的人员愿意在指数理论中采用经济分析法, 那么第 17.27 段至 17.49 段介绍的结果是相当有用

的。³³ 从本质上来说, 将经济分析法用于价格指数理论可以为以下指数的使用提供有力的根据: 等式(15.12)界定的 Fisher 价格指数 P_F ; 等式(15.81)界定的 Törnqvist–Theil 价格指数 P_T ; 等式(17.32)中 r 阶价格指数的隐性二次平均 P^{r*} (当 $r=1$ 时, 此指数是第十五章中等式(15.19)界定的 Walsh 价格指数)以及等式(17.35)界定的 r 阶价格指数的二次平均 P^r 提供了有力的证明。下一节将探讨在这些公式中, 选择不同公式为“最佳”时, 是否会产生区别。

最优指数的近似属性

17.50 第 17.27 段至 17.49 段中的结果为价格统计学家提供了大量指数公式, 从指数理论的经济分析法角度看, 这些指数公式都同样好。这些结果提出两个问题:

- 在这些公式中, 选择不同公式是否会产生区别?
- 如果会, 应选择哪个公式?

17.51 关于第一个问题, Diewert (1978 年, 第 888 页)指出, 在两个价格向量 p^0 和 p^1 相等的任何点周围, 以及两个数量向量 q^0 和 q^1 相等的任何点周围, 第 17.27 段至 17.49 段中所列的所有最优指数公式都 100 彼此二阶近似。尤其是, 这意味着, 如果假设 $p^0 = p^1$ 和 $q^0 = q^1$, 那么对于所有的 r 以下等式都是成立的, 而且 s 不等于 0。³⁴

$$\begin{aligned}
 P_T(p^0, p^1, q^0, q^1) &= P^r(p^0, p^1, q^0, q^1) \\
 &= P^{s*}(p^0, p^1, q^0, q^1)
 \end{aligned} \quad (17.51)$$

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial P_T(p^0, p^1, q^0, q^1)}{\partial p_i^t} &= \frac{\partial P^r(p^0, p^1, q^0, q^1)}{\partial p_i^t} \\
 &= \frac{\partial P^{s*}(p^0, p^1, q^0, q^1)}{\partial p_i^t}
 \end{aligned} \quad (17.52)$$

其中 $i=1, \dots, n$ 和 $t=0, 1$

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial P_T(p^0, p^1, q^0, q^1)}{\partial q_i^t} &= \frac{\partial P^r(p^0, p^1, q^0, q^1)}{\partial q_i^t} \\
 &= \frac{\partial P^{s*}(p^0, p^1, q^0, q^1)}{\partial q_i^t}
 \end{aligned} \quad (17.53)$$

其中 $i=1, \dots, n$ 和 $t=0, 1$

³³ 然而, 如果消费者偏好是非同位的, 而且被比较两个情景之间的效用变化很大, 那么, 最好单独计算等式(17.3)和(17.4)界定的 Laspeyres–Konüs 真实生活费用指数 $C(u^0, p^1)/C(u^0, p^0)$ 和 Paasche–Konüs 真实生活费用指数 $C(u^1, p^1)/C(u^1, p^0)$ 。为此, 需使用计量经济学理论, 并从实证角度估算消费者的成本或支出函数。

³⁴ 为证明等式(17.51)至(17.56)中的等式关系, 只需要对各指数公式进行微分, 并在 $p^0 = p^1$ 和 $q^0 = q^1$ 处计算导数。实际上, 假设对于任何 $\lambda > 0$ 和 $\mu > 0$ 的数字, $p^1 = \lambda p^0$, $q^1 = \mu q^0$, 即假设时期 1 的价格向量与时期 0 的价格向量成比例, 而且时期 1 的数量向量与时期 0 的数量向量成比例的, 那么等式(17.51)至(17.56)仍然成立。

³¹ 此结果归功于 Diewert (1976 年, 第 122 页)。

³² 见 Diewert (2002 年 a)。

$$\frac{\partial^2 P_T(p^0, p^1, q^0, q^1)}{\partial p_i^t \partial p_k^t} = \frac{\partial^2 P^r(p^0, p^1, q^0, q^1)}{\partial p_i^t \partial p_k^t} = \frac{\partial^2 P^{s*}(p^0, p^1, q^0, q^1)}{\partial p_i^t \partial p_k^t} \quad (17.54)$$

其中 $i, k = 1, \dots, n$ 和 $t = 0, 1$

$$\frac{\partial^2 P_T(p^0, p^1, p^0, p^1)}{\partial p_i^t \partial q_k^t} = \frac{\partial^2 P^r(p^0, p^1, q^0, q^1)}{\partial p_i^t \partial q_k^t} = \frac{\partial^2 P^{s*}(p^0, p^1, q^0, q^1)}{\partial p_i^t \partial q_k^t} \quad (17.55)$$

其中 $i, k = 1, \dots, n$ 和 $t = 0, 1$

$$\frac{\partial^2 P_T(p^0, p^1, q^0, q^1)}{\partial q_i^t \partial q_k^t} = \frac{\partial^2 P^r(p^0, p^1, q^0, q^1)}{\partial q_i^t \partial q_k^t} = \frac{\partial^2 P^{s*}(p^0, p^1, q^0, q^1)}{\partial q_i^t \partial q_k^t} \quad (17.56)$$

其中 $i, k = 1, \dots, n$ 和 $t = 0, 1$

其中，Törnqvist–Theil 价格指数 P_T 由等式 (15.81) 界定，隐性 s 阶二次平均价格指数 P^{s*} 由等式 (17.32) 界定， r 阶二次平均价格指数 P^r 由等式 (17.35) 界定。根据前一段中的结果，Diewert (1978 年，第 884 页) 指出“所有最优指数彼此都非常接近”。

17.52 但即使等式 (17.51) 至 (17.56) 成立，以上结论也不成立。问题是， r 阶二次平均价格指数 P^r 和隐性 s 阶二次平均价格指数 P^{s*} 分别是参数 r 和 s 的 (连续) 函数。因此，随着 r 和 s 的量值变得很大，指数 P^r 和 P^{s*} 与其他指数 (如， $P^2 = P_F$ ，即 Fisher 理想指数) 之间的差异会很大。事实上，根据定义 (17.35) 和 r 阶平均值的极限性，³⁵ Robert Hill (2002 年，第 7 页) 指出，随着 r 接近正无穷或负无穷， P^r 有以下极限：

$$\lim_{r \rightarrow +\infty} P^r(p^0, p^1, q^0, q^1) = \lim_{r \rightarrow -\infty} P^r(p^0, p^1, q^0, q^1) = \sqrt{\min_i \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right) \max_i \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right)} \quad (17.57)$$

使用 Hill 的分析方法，可以证明，随着 r 接近正无穷或负无穷，隐性 r 阶二次平均价格指数具有以下极限：

$$\lim_{r \rightarrow +\infty} P^{r*}(p^0, p^1, q^0, q^1) = \lim_{r \rightarrow -\infty} P^{r*}(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0 \sqrt{\min_i \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right) \max_i \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right)}} \quad (17.58)$$

因此对于量值较大的 r 而言， P^r 和 P^{s*} 与 P_T 、 P^1 、 $P^{1*} = P_W$ (Walsh 价格指数) 和 $P^2 = P^{2*} = P_F$ (Fisher 理想

指数) 的差异可能很大。³⁶

17.53 虽然 Hill 的理论和实证结果最终显示，所有最优指数并不一定都彼此非常接近，问题是较常用最优指数彼此接近的程度有多高。所有常用最优指数 P^r 和 P^{s*} 都介于 $0 \leq r \leq 2$ 。³⁷ Hill (2002 年，第 16 页) 归纳了 Törnqvist 和 Fisher 指数之间的差距，并对其时间序列数据集中任何两个数据点之间进行了所有可能的双边比较：

最优差幅 $S(0, 2)$ 也有意义，因为在实践中，

Törnqvist ($r = 0$) 和 Fisher ($r = 2$) 迄今是最为广泛使用的最优指数。在所有 153 个双边比较中， $S(0, 2)$ 小于 Paasche–Laspeyres 差幅，而且平均而言，最优差幅只有 0.1%。这是因为，到目前为止，几乎所有的注意力都放在了值域介于 $0 \leq r \leq 2$ 的最优指数上，以致指数文献存在一种普遍的错觉，即所有最优指数都是十分接近的。

Hill 使用的时间序列数据集涉及美国在 1977 年至 1994 年时期国内生产总值中 64 个分项，他对任何两年之间的数据进行所有可能的双边比较，平均而言，Fisher 和 Törnqvist 价格指数之间的差异只有 0.1%。这种接近程度与使用年度时间序列数据的其他实证研究结果吻合。³⁸ 关于此论题的更多证据，见第十九章。

17.54 从本手册前面几章，可以发现，从不同角度看，一些指数公式似乎是“最好的”。因此，从一种公理角度看，等式 (15.12) 界定的 Fisher 理想指数 $P_F = P^2 = P^{2*}$ 似乎是最好的；从另一种公理角度和随机角度看，等式 (15.81) 界定的 Törnqvist–Theil 价格指数 P_T 似乎是最好的；从“纯粹的”价格指数角度看，等式 (15.19) 界定的 Walsh 指数 P_W (当 $r = 1$ 时，等于等式 (17.32) 界定的隐性 r 阶二次平均价格指数 P^{s*}) 似乎是最好的。本节的结果表明，对于“正态”时间序列数据而言，这三个指数将给出基本同样的答案。要准确确定使用三个指数中的哪一个作为理论上的目标或实际指数，统计机构须决定，采用哪种双边指数理论方法与其目标最一致。然而，就大多数实际用途而言，选择三个指数中的哪一个作为理论目标指数用于两个时期的价格比较都没有关系。

最优指数和两阶段汇总

17.55 大多数统计机构使用 Laspeyres 公式对价格

³⁶ Hill (2002 年) 根据两套数据对此予以了证明。其时间序列数据涉及美国在 1977 年至 1994 年时期国内生产总值中 64 个分项的年度支出和数量数据。根据这套数据，Hill (2002 年，第 16 页) 发现，“即使 Fisher 和 Törnqvist 指数的差异从未超过 0.6%，最优指数之间的差异系数超过 2 (即超过 100%)”。

³⁷ Diewert (1980 年，第 451 页) 指出，随着 r 趋于 0，Törnqvist 指数 P_T 是 P^r 的一种极限形式。

³⁸ 例如，见 Diewert (1978 年，第 894 页) 或 Diewert (1976 年，第 135 页) 再次采用的 Fisher (1922 年)。

³⁵ 参见 Hardy、Littlewood 和 Pólya (1934 年)。

进行两阶段汇总。在汇总的第一阶段，采用 Laspeyres 公式汇总综合指数的各个分项（如食品、服装和服务）；在汇总的第二阶段，将这些分项的分类指数并入综合指数。这样，自然会提出以下问题：分两个阶段计算的指数与单一阶段计算的指数是否一致？首先，可以在 Laspeyres 公式的框架下解决这一问题。³⁹

17.56 假设时期 t 的价格 p^t 和数量 q^t 数据可以用 M 子向量来表示：

$$\begin{aligned} p^t &= (p^{t_1}, p^{t_2}, \dots, p^{t_M}) \text{ 和} \\ q^t &= (q^{t_1}, q^{t_2}, \dots, q^{t_M}) \end{aligned} \quad (17.59)$$

其中 $t = 0, 1$

其中，对于 $m = 1, 2, \dots, M$ 来说，子向量 p^{t_m} 和 q^{t_m} 的量纲是 N_m ，量纲 (N_m) 总和的 M 等于 n 。这些子向量与时期 t 消费者价格指数的子项价格和数量数据对应。现在对时期 0 到时期 1 的每个分项构建分类指数。比如，对于基期而言，可以将每个子项的价格 P_m^0 （其中 $m = 1, 2, \dots, M$ ）设为 1，并假设对应基期的子项数量 Q_m^0 （其中 $m = 1, 2, \dots, M$ ）等于该子项在基期的消费值（其中， $m = 1, 2, \dots, M$ ）：

$$P_m^0 \equiv 1 \text{ 和 } Q_m^0 \equiv \sum_{i=1}^{N_m} p_i^{0m} q_i^{0m} \text{ 其中 } m = 1, 2, \dots, M \quad (17.60)$$

现在使用 Laspeyres 公式，来构建消费价格指数中每个子项在时期 1 的价格 P_m^1 （其中， $m = 1, 2, \dots, M$ ）。由于子项向量 p^{1m} 和 q^{1m} 的量纲与整个时期 t 内价格和数量向量 p^t 和 q^t 的量纲不同，因此有必要对有关这些子项的 Laspeyres 指数使用不同的符号，比如，对于 $m = 1, 2, \dots, M$ ，使用 P_L^m 。因此，时期 1 的子项价格界定如下：

$$P_m^1 \equiv P_L^m(p^{0m}, p^{1m}, q^{0m}, q^{1m}) \equiv \frac{\sum_{i=1}^{N_m} p_i^{1m} q_i^{0m}}{\sum_{i=1}^{N_m} p_i^{0m} q_i^{0m}} \quad (17.61)$$

其中 $m = 1, 2, \dots, M$

M 分类指数所用的时期 1 的价格由等式 (17.61) 界定后，就可以用价格 P_m^1 来缩减时期 1 的子项值 $\sum_{i=1}^{N_m} p_i^{1m} q_i^{1m}$ ，其中 $m = 1, 2, \dots, M$ ，以界定对应子项在时期 1 的数量 Q_m^1 。

$$Q_m^1 \equiv \frac{\sum_{i=1}^{N_m} p_i^{1m} q_i^{1m}}{P_m^1} \text{ 其中 } m = 1, 2, \dots, M \quad (17.62)$$

现在使用等式 (17.60) 至 (17.62) 来界定每个时期 $t = 0, 1$

³⁹ 本节中的大部分材料取自 Diewert (1978 年) 和 Alterman, Diewert 及 Feenstra (1999 年)，并做了调整。有关两阶段汇总概念的其他定义以及关于此问题的参考文献，另见 Balk (1996 年 b)。

的子项价格和数量向量。为此，将时期 0 和时期 1 的子项价格向量 P^0 和 P^1 界定为：

$$\begin{aligned} P^0 &= (P_1^0, P_2^0, \dots, P_M^0) \equiv 1_M \text{ 和} \\ P^1 &= (P_1^1, P_2^1, \dots, P_M^1) \end{aligned} \quad (17.63)$$

其中 1_M 代表量纲 M 的向量值为“1”量， P^1 的分项由等式 (17.61) 界定。时期 0 和时期 1 的子项数量向量 Q^0 和 Q^1 界定如下：

$$\begin{aligned} Q^0 &= (Q_1^0, Q_2^0, \dots, Q_M^0) \text{ 和} \\ Q^1 &= (Q_1^1, Q_2^1, \dots, Q_M^1) \end{aligned} \quad (17.64)$$

其中， Q^0 的分项由等式 (17.60) 界定， Q^1 的分项由等式 (17.62) 界定。等式 (17.63) 和 (17.64) 中的价格和数量向量代表第一阶段汇总的结果。现在将这些向量用于第二阶段汇总；即使用 Laspeyres 价格指数公式，将等式 (17.63) 和 (17.64) 的信息用于指数公式。由于用于两阶段汇总问题的价格和数量向量具有量纲 M ，这不同于单阶段公式——该公式利用具有量纲 n 的向量，因此，要求对新的 Laspeyres 指数采用不同的符号，即：采用符号 P_L^* 。两阶段计算的 Laspeyres 价格指数可以用 $P_L^*(P^0, P^1, Q^0, Q^1)$ 来表示。现在提出这样一个问题，两阶段的 Laspeyres 指数是否等于本章前面研究的对应单阶段指数 P_L ；换言之，以下等式是否成立呢

$$\begin{aligned} P_L^*(P^0, P^1, Q^0, Q^1) \\ = P_L(p^0, p^1, q^0, q^1) \end{aligned} \quad (17.65)$$

如果在每个汇总的每个阶段都使用 Laspeyres 公式，那么上式是成立的。直接的计算显示，两阶段计算的 Laspeyres 指数等于单阶段计算的 Laspeyres 指数。

17.57 现在假设在每个汇总阶段都使用 Fisher 或 Törnqvist 公式。换言之，在等式 (17.61) 中，假设 Laspeyres 公式 $P_L^m(p^{0m}, p^{1m}, q^{0m}, q^{1m})$ 被 Fisher 公式 $P_F^m(p^{0m}, p^{1m}, q^{0m}, q^{1m})$ 或 Törnqvist 公式 $P_T^m(p^{0m}, p^{1m}, q^{0m}, q^{1m})$ 所取代；而且在等式 (17.65) 中，假设 $P_L^*(P^0, P^1, Q^0, Q^1)$ 被 P_F^* (或 P_T^*) 取代， $P_L(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 被 P_F (或 P_T) 取代。那么，是否可以获得与等式 (17.65) Laspeyres 公式下两阶段汇总的结果对应的结果呢？答案是否定的，可以证明在一般情况下，

$$\begin{aligned} P_F^*(P^0, P^1, Q^0, Q^1) &\neq P_F(p^0, p^1, q^0, q^1) \\ \text{和 } P_T^*(P^0, P^1, Q^0, Q^1) &\neq P_T(p^0, p^1, q^0, q^1) \end{aligned} \quad (17.66)$$

同样，可以证明，等式 (17.35) 中 r 阶二次平均指数 P^r 与等式 (17.32) 中隐性 r 阶二次平均指数 P^{r*} 的在汇总上也不一致。

17.58 但是，尽管 Fisher 和 Törnqvist 公式在汇总上并不完全一致，但可以证明这些公式在汇总上大致一致。

更具体地说，可以证明，等式 (17.66) 中的两阶段 Fisher 公式 P_F^* 和单阶段 Fisher 公式 P_F 都是向量 p^0, p^1, q^0, q^1 中 $4n$ 个变量的函数，在两个价格向量相等 ($p^0 = p^1$) 的点周围，以及两个数量向量相等 ($q^0 = q^1$) 的点周围，彼此二阶近似，等式 (17.66) 中的两阶段和单阶段 Törnqvist 指数的类似结果也成立。⁴⁰ 正如在前面一节中看到的，单阶段 Fisher 和 Törnqvist 指数具有类似的近似属性，因此等式 (17.66) 中的所有四个指数在一个相等（或成比例的）价格和数量点周围彼此二阶近似。因此，对于正态时间序列数据，单阶段和两阶段的 Fisher 和 Törnqvist 指数通常在数字上非常接近。第十九章将选用一组人工数据说明这一结果。⁴¹

17.59 对于 r 阶二次平均指数 P^r 和隐性 r 阶二次平均指数 P^{r*} ，可以得出近似度类似于前面几段中 Fisher 和 Törnqvist 公式结果的总量；参见 Diewert (1978 年，第 889 页)。但是，Hill (2002 年) 的结果再次表明，单阶段 r 阶二次平均指数 P^r 对两阶段二次平均的相应指数的两阶近似性质会随着 r 接近正无穷或负无穷而受影响。为证明此点，可考虑一个简单的只有一种产品的例子。让第一个价格比率 p_1^1/p_1^0 等于正数 a ，第二个价格比率 p_2^1/p_2^0 等于 b ，并让最后一个价格比率 p_n^1/p_n^0 等于 c ，我们假设 $a < c$ 和 $a \leq b \leq c$ 。使用 Hill 的结果 (17.57)，单阶段指数的限值是：

$$\begin{aligned} \lim_{r \rightarrow +\infty} P^r(p^0, p^1, q^0, q^1) &= \lim_{r \rightarrow -\infty} P^r(p^0, p^1, q^0, q^1) \\ &= \sqrt{\min_i \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right) \max_i \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right)} \\ &= \sqrt{ac} \end{aligned} \quad (17.67)$$

现在将产品 1 和产品 2 加在一起，形成一个分总量，再将产品 3 和产品 4 加在一起，形成另一个分总量。再次使用 Hill 的结果 (17.57)，可以发现，第一个分总量的极限价格指数是 $[ab]^{1/2}$ ，第二个分总量的极限价格指数是 $[bc]^{1/2}$ 。现在采用第二阶段的汇总，并再次使用 Hill 的结果可得出：使用 P^r 作为指数公式的两阶段汇总的极限值是 $[ab^2c]^{1/4}$ 。因此，随着 r 趋于正无穷或负无穷，单阶段总量与两阶段总量的极限值之比为 $[ac]^{1/2}/[ab^2c]^{1/4} = [ac/b^2]^{1/4}$ 。现在， b 可以取 a 与 c 之间的任何值，单阶段极限值 P^r 与其对应的两阶段极限值之比可以取 $[a/c]^{1/4}$ 与 $[c/a]^{1/4}$ 之间的任何值。由于 c/a 大于 1，而 a/c 小于

1，可以看出，如适当选择 a, b 和 c ，那么随着 r 的量值变大，单阶段与两阶段指数之比可以任意地远离 1。

17.60 上一段中的结果显示，在假设所有最优指数在汇总中都近似地一致时，需保持一定的谨慎。然而，对于三个最常用的最优指数（Fisher 理想指数 P_F ，Törnqvist–Theil 指数 P_T 和 Walsh 指数 P_W ），现有的经验证据表明，这些指数满足汇总属性中的一致性，其近似程度足够高，使用者不会因任何不一致性受到过多的困扰。⁴²

Lloyd–Moulton 指数公式

17.61 本节将讨论对指数理论采用单一住户经济分析法时的相关指数公式，该公式对于及时编制消费者价格指数有困难的统计机构可能十分有用。本节讨论的 Lloyd–Moulton 公式将采用与 Laspeyres 指数相同的信息，但需要补充一项信息。

17.62 本节中，对消费者做出的假设与以上第 17.18 段至 17.26 段相同。尤其是，假设消费者的效用函数 $f(q)$ 是线性齐次的，⁴³ 对应的单位成本函数是 $c(p)$ 。假设单位成本函数具有以下函数形式：

$$\begin{aligned} c(p) &\equiv \alpha_0 \left(\sum_{i=1}^n \alpha_i p_i^{1-\sigma} \right)^{1/(1-\sigma)}, \text{ 假设 } \sigma \neq 1 \text{ 或} \\ \ln c(p) &\equiv \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln p_i, \text{ 假设 } \sigma = 1 \end{aligned} \quad (17.68)$$

其中， α_i 和 σ 是非负参数， $\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1$ 。等式 (17.68) 界定的单位成本函数与不变替代弹性聚合函数对应，后者由 Arrow、Chenery、Minhas 和 Solow (1961 年) 引入经济学文献中。⁴⁴ 参数 σ 是替代弹性；当 $\sigma = 0$ 时，等式 (17.68) 界定的单位成本函数在价格上变为线性，因此与固定系数的聚合函数对应，该函数在所有产品之间都显示为 0 替代。当 $\sigma = 1$ 时，对应聚合或效用函数是 Cobb–Douglas 函数。当 σ 接近 $+\infty$ ，对应的聚合函数 f 接近一个线性聚合函数，该函数显示每一对投入品之间都存在无限的可替代性。等式 (17.68) 界定的不变替代弹性单位成本函数不是一种完全弹性函数形式（汇总的 n 项产品数等于 2 的情况除外），但是，其灵活性要远远大于 Laspeyres 和 Paasche 价格指数的零替代性聚合函数（这是等式 (17.68) 的一种特殊情况，其中 σ 被设定为等于零）。

⁴⁰ 参见 Diewert (1978 年，第 889 页)。换言之，在两阶段指数及其对应的单阶段指数之间，与等式 (17.51) 至 (17.56) 类似的一组等式是成立的。事实上，对于任何 $\lambda > 0$ 和 $\mu > 0$ 的情况，如果 $p^1 = \lambda p^0$ 和 $q^1 = \mu q^0$ ，这些等式仍然成立。

⁴¹ 关于四个指数的实证比较，参见 Diewert (1978 年，第 894-895 页)。至于此处讨论的加拿大消费者数据，1971 年的两阶段链比 Fisher 是 2.3228，对应的两阶段链比 Törnqvist 为 2.3230，对应的单阶段指数值相同。

⁴² 有关此问题的其他证据，参见第十九章。

⁴³ 因此，本章假设具有同位偏好。

⁴⁴ 在数学文献中，这种聚合或效用函数被称为 r 阶的平均，在这种情况下， $r \equiv 1 - \sigma$ 。参见 Hardy、Littlewood 和 Pólya (1934 年，第 12-13 页)。

17.63 根据时期 0 存在成本最小化行为的假设，Shephard 引理 (17.12) 告诉我们，在被观察的第一个时期内产品 i 的消费 q_i^0 将等于 $u^0 \partial c(p^0)/\partial p_i$ ，其中 $\partial c(p^0)/\partial p_i$ 代表单位成本函数在时期 0 第 i 个产品价格的一阶偏导数， $u^0 = f(q^0)$ 是时期 0 效用的总体（不可观测的）水平。采用等式 (17.68) 界定的不变替代弹性函数形式，并假设 $\sigma \neq 1$ ，可获得以下等式：

$$q_i^0 = u^0 \alpha_0 \left\{ \sum_{k=1}^n \alpha_k (p_k^0)^r \right\}^{(1/r)-1} \alpha_i (p_i^0)^{r-1}$$

其中 $r \equiv 1 - \sigma \neq 0$ 和 $i = 1, 2, \dots, n$

$$= \frac{u^0 c(p^0) \alpha_i (p_i^0)^{r-1}}{\sum_{k=1}^n \alpha_k (p_k^0)^r} \quad (17.69)$$

这些等式可以改写为：

$$\frac{p_i^0 q_i^0}{u^0 c(p^0)} = \frac{\alpha_i (p_i^0)^r}{\sum_{k=1}^n \alpha_k (p_k^0)^r} \quad \text{其中 } i = 1, 2, \dots, n \quad (17.70)$$

其中 $r \equiv 1 - \sigma$ 。下面讨论 Lloyd (1975 年) 和 Moulton (1996 年 a) 价格指数公式：

$$P_{LM}(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv \left\{ \sum_{i=1}^n s_i^0 \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right)^{1-\sigma} \right\}^{1/(1-\sigma)} \quad (17.71)$$

其中 $\sigma \neq 1$

其中，按惯例， s_i^0 是时期 0 产品 i 的支出份额：

$$s_i^0 \equiv \frac{p_i^0 q_i^0}{\sum_{k=1}^n p_k^0 q_k^0} \quad \text{其中 } i = 1, 2, \dots, n$$

$$= \frac{p_i^0 q_i^0}{u^0 c(p^0)} \quad \text{使用成本最小化行为假设}$$

$$= \frac{\alpha_i (p_i^0)^r}{\sum_{k=1}^n \alpha_k (p_k^0)^r} \quad \text{采用等式 (17.70)} \quad (17.72)$$

如果将等式 (17.72) 代入等式 (17.71)，可以发现：

$$P_{LM}(p^0, p^1, q^0, q^1) = \left\{ \sum_{i=1}^n s_i^0 \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right)^r \right\}^{1/r}$$

$$= \left\{ \frac{\sum_{i=1}^n \alpha_i (p_i^0)^r}{\sum_{k=1}^n \alpha_k (p_k^0)^r} \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right)^r \right\}^{1/r}$$

$$= \left\{ \frac{\sum_{i=1}^n \alpha_i (p_i^1)^r}{\sum_{k=1}^n \alpha_k (p_k^0)^r} \right\}^{1/r}$$

$$= \frac{\alpha_0 \left\{ \sum_{i=1}^n \alpha_i (p_i^1)^r \right\}^{1/r}}{\alpha_0 \left\{ \sum_{k=1}^n \alpha_k (p_k^0)^r \right\}^{1/r}}$$

$$= \frac{c(p^1)}{c(p^0)}$$

使用 $r \equiv 1 - \sigma$ 和定义 (17.68) (17.73)

17.64 等式 (17.73) 显示，Lloyd-Moulton 指数公式 P_{LM} 对于不变替代弹性偏好是精确的。Lloyd (1975 年) 和 Moulton (1996 年 a) 各自独立地获得同一结果，但是，Moulton 认识到了公式 (17.71) 对统计机构工作的重要性。注意，为了采用数字对等式 (17.71) 进行求值，有必要获得以下信息：

- 基期支出份额 s_i^0 ；
- 基期与当期的价格比率 p_i^1/p_i^0 ；和
- 估算总量中各产品之间的替代弹性， σ 。

前两条信息是统计部门计算 Laspeyres 价格指数 P_L (注意，如果 $\sigma = 0$ ， P_{LM} 简化为 P_L) 所需的标准信息。因此，如果统计部门能够根据以往经验估算替代弹性 σ ，⁴⁵ 那么，基本上可以采用传统 Laspeyres 指数所采用的信息来计算 Lloyd-Moulton 价格指数。此外，得出的消费者价格指数将在合理近似程度上不存在替代偏差。⁴⁶ 当然，采用此方法的一个实际困难是估算替代弹性参数 σ 肯定会有一些不确定性，因此得出的 Lloyd-Moulton 指数可能不够客观，而且不能复制。统计部门须在减少替代偏差的好处和可能涉及的成本之间进行取舍。

年度偏好和月度价格

17.65 回顾一下第十五章等式 (15.15) 中界定的

⁴⁵ 关于此方法首次被使用 (在消费者价格指数中) 的情况，参见 Shapiro 和 Wilcox (1997 年 a, 第 121-123 页)。他们计算了美国从 1986 年至 1995 年时期的优 Törnqvist 指数。之后，他们又使用各种 σ 值计算了同一时期的 Lloyd-Moulton 不变替代弹性指数。这之后，他们又选出了 σ 的值 (为 0.7)，该值使不变替代弹性指数最大程度地逼近 Törnqvist 指数。Alterman、Diewert 和 Feenstra (1999 年) 在研究美国进口和出口价格指数时基本上使用了同样的方法。估算 σ 值的其他方法，参见 Balk (2000 年 b)。

⁴⁶ “合理” 近似程度取决于具体情况。在估算需求弹性的情况下，如果假设消费者具有不变替代弹性的偏好，将是不合理的：在这种情况下，至少需要二阶近似于消费者偏好。然而，通常情况下，在针对被考察的 n 种产品，估算消费者的支出变化时，假设不变替代弹性近似就够了。

Lowe 指数, $P_{Lo}(p^0, p^1, q)$ 。第十五章的第 15.33 段至 15.64 段指出, 该公式常常被统计部门用作消费者价格指数的目标指数。还指出, 虽然价格向量 p^0 (基期价格向量) 和 p^1 (当期价格向量) 是月度和季度价格向量, 通常将这类篮子公式中的数量向量 $q \equiv (q_1, q_2, \dots, q_n)$ 视作以基年 b 为参考年的年度数量向量——该基年早于价格的基期月份 (0)。因此, 通常情况下, 统计部门每月编制消费者价格指数, 采用的形式是 $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$, 其中 p^0 是与价格基期月份 (0) 有关的价格向量, p^t 是与价格当期月份 (t) 有关的价格向量, 而 q^b 是以基年 b (该基年与基期月份 0 相同或早于基期月份 0) 为参考年的参考篮子数量向量。⁴⁷ 本节中要解决的问题是: 该指数是否可以与指数理论中基于经济分析法的某个指数相联系?

Lowe 指数作为真实生活费用指数的近似值

17.66 假设消费者的偏好 (该偏好根据消费向量 $q \equiv [q_1, \dots, q_n]$ 界定) 可以用连续递增效用函数 $f(q)$ 表示。因此, 如果 $f(q^1) > f(q^0)$, 消费者更倾向于消费向量 q^1 , 而不是 q^0 。假设 q^b 是消费者在基年 b 的年度消费向量。将基年的效用水平 u^b 界定为与 $f(q)$ (按 q^b 计算) 对应的效用水平:

$$u^b \equiv f(q^b) \quad (17.74)$$

17.67 对于正产品价格的任何向量 $p \equiv [p_1, \dots, p_n]$ 和任何可行的效用水平 u 来说, 可以用通常的方式来界定消费者的成本函数 $C(u, p)$, 即在价格为 p 的情况下, 实现效用水平 u 所需的最低支出:

$$C(u, p) \equiv \min_q \left\{ \sum_{i=1}^n p_i q_i : f(q_1, \dots, q_n) = u \right\} \quad (17.75)$$

假设 $p^b \equiv [p_1^b, \dots, p_n^b]$ 是消费者在基年 b 面临的年度价格向量。假设被观察基年消费向量 $q^b \equiv [q_1^b, \dots, q_n^b]$ 是以下基年成本最小化问题的解:

$$\begin{aligned} C(u^b, p^b) &\equiv \min_q \left\{ \sum_{i=1}^n p_i^b q_i : f(q_1, \dots, q_n) = u^b \right\} \\ &= \sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b \end{aligned} \quad (17.76)$$

下面将使用成本函数界定消费者的生活费用价格指数。

17.68 假设 p^0 和 p^t 是消费者在月零和月 t 面临的月度价格向量。这样, 如果使用基年效用水平 $u^b = f(q^b)$ 作为参考生活标准, 那么月零和月 t 之间的 Konüs 真实生活费用指数 $P_K(p^0, p^t, q^b)$ 可界定为实现效用水平 u^b 的以下最低月度成本比率:

$$P_K(p^0, p^t, q^b) \equiv \frac{C(f(q^b), p^t)}{C(f(q^b), p^0)} \quad (17.77)$$

⁴⁷ 如第十五章中指出, 月零被称为价格参考期, 年 b 被称为权数参考期。

17.69 使用与成本 $C(f(q^b), p^t)$ 对应的月度成本最小化问题定义, 可以看出, 以下不等式是成立的:

$$\begin{aligned} C(f(q^b), p^t) &\equiv \min_q \left\{ \sum_{i=1}^n p_i^t q_i : f(q_1, \dots, q_n) \right. \\ &= \left. f(q_1^b, \dots, q_n^b) \right\} \\ &\leq \sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b \end{aligned} \quad (17.78)$$

原因是基年数量向量 q^b 对于成本最小化问题是可行的。类似地, 使用与月零成本 $C(f(q^b), p^0)$ 对应的月度成本最小化问题定义, 可以看出, 以下不等式是成立的:

$$\begin{aligned} C(f(q^b), p^0) &\equiv \min_q \left\{ \sum_{i=1}^n p_i^0 q_i : f(q_1, \dots, q_n) \right. \\ &= \left. f(q_1^b, \dots, q_n^b) \right\} \\ &\leq \sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b \end{aligned} \quad (17.79)$$

原因是, 基年数量向量 q^b 对于成本最小化问题是成立的。

17.70 可以证明, 将两个不等式 (17.78) 和 (17.79) 改写成等式是有用的。这样做的前提是, 从两个不等式的右边将非负替代偏差项 e^t 和 e^0 减掉。这样, 两个不等式可以改写为 (17.78) 和 (17.79):

$$C(u^b, p^t) = \sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b - e^t \quad (17.80)$$

$$C(u^b, p^0) = \sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b - e^0 \quad (17.81)$$

17.71 使用等式 (17.80) 和 (17.81) 和第十五章界定的 Lowe 指数 (15.15), Lowe 指数的近似等式如下:

$$\begin{aligned} P_{Lo}(p^0, p^t, q^b) &\equiv \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b} \\ &= \frac{\{C(u^b, p^t) + e^t\}}{\{C(u^b, p^0) + e^0\}} \\ &\approx \frac{C(u^b, p^t)}{C(u^b, p^0)} = P_K(p^0, p^t, q^b) \end{aligned} \quad (17.82)$$

因此, 如果非负数替代偏差项 e^0 和 e^t 很小, 那么, 月零和月 t 之间的 Lowe 指数 $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$ 可以充分逼近月零和月 t 之间的真实生活费用指数 $P_K(p^0, p^t, q^b)$ 。

17.72 略作代数调整显示, 如果替代偏差满足以下关系, Lowe 指数将与对应的生活费用指数完全相同:⁴⁸

⁴⁸ 这里假设 e^0 大于零。如果 e^0 等于 0, 那么如果要使 P_K 和 P_{Lo} 相等,

$$\frac{e^t}{e^0} = \frac{C(u^b, p^t)}{C(u^b, p^0)} = P_K(p^0, p^t, q^b) \quad (17.83)$$

等式 (17.82) 和 (17.83) 可以解释为：如果月零和月 t 之间替代偏差量的增长率等于实现月零和月 t 之间基年效用水平 u^b 时所需的最低成本增长率，那么，可观测的 Lowe 指数， $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$ 将完全等于对应的真实生活费用指数， $P_K(p^0, p^t, q^b)$ 。⁴⁹

17.73 要知道等式 (17.83) 是否成立以及替代偏差项 e^0 和 e^t 是否很小，将很困难。第 17.74 段至 17.83 段阐述了这些替代偏差的一阶和二阶 Taylor 级数近似值。

Lowe 指数偏差的一阶近似

17.74 使用基年效用水平 u^b 作为参考效用水平，月零和月 t 之间的真实生活费用指数是两个不可观测成本之间的比率， $C(u^b, p^t)/C(u^b, p^0)$ 。然而，这些假设成本可以通过一阶 Taylor 级数近似来求近似值——Taylor 级数近似值可通过可观测的价格和基年数量信息计算。可通过以下近似等式求出在年度基年价格向量 p^b 周围与 $C(u^b, p^t)$ 近似的一阶 Taylor 级数：⁵⁰

$$\begin{aligned} C(u^b, p^t) &\approx C(u^b, p^b) \\ &+ \sum_{i=1}^n \left[\frac{\partial C(u^b, p^b)}{\partial p_i} \right] [p_i^t - p_i^b] \\ &= C(u^b, p^b) + \sum_{i=1}^n q_i^b [p_i^t - p_i^b] \end{aligned}$$

采用假设 (17.76) 和 Shephard 引理 (17.12)

$$\begin{aligned} &= \sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b + \sum_{i=1}^n q_i^b [p_i^t - p_i^b] \text{ 采用 (17.76)} \\ &= \sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b \end{aligned} \quad (17.84)$$

同理，可通过以下近似等式求出在年度基年价格向量 p^b 周围与 $C(u^b, p^0)$ 近似的一阶 Taylor 级数：

$$\begin{aligned} C(u^b, p^0) &\approx C(u^b, p^b) \\ &+ \sum_{i=1}^n \left[\frac{\partial C(u^b, p^b)}{\partial p_i} \right] [p_i^0 - p_i^b] \\ &= C(u^b, p^b) + \sum_{i=1}^n q_i^b [p_i^0 - p_i^b] \end{aligned}$$

⁴⁹ e^t 必须也等于零。

⁴⁹ 可以看出，如果假设月 t 等于月 0， $e^t = e^0$ ，同时 $C(u^b, p^t) = C(u^b, p^0)$ ，那么，可以满足等式 (17.83)，而且 $P_{Lo} = P_K$ 。这并不是为奇，因为在 $t=0$ 时，两个指数都等于 1。

⁵⁰ Schultze 和 Mackie (2002 年，第 91 页) 在生活费用指数背景下使用过 Taylor 级数近似，但主要是在较早以前由 Hicks (1941-1942 年，第 134 页) 在消费者剩余中使用。另参见 Diewert (1992 年 b，第 568 页) 和 Hausman (2002 年，第 8 页)。

$$\begin{aligned} &= \sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b + \sum_{i=1}^n q_i^b [p_i^0 - p_i^b] \\ &= \sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b \end{aligned} \quad (17.85)$$

17.75 将近似等式 (17.84) 与等式 (17.80) 相比，并将近似等式 (17.85) 与等式 (17.81) 相比，可以看出，如果等式 (17.84) 和 (17.85) 中使用的一阶近似是准确的，替代偏差项 e^t 和 e^0 将为零。使用这些结果来重新解释近似等式 (17.82)，可以发现月零和月 t 价格向量 p^0 和 p^t 与基年价格向量 p^b 差别不大，这样，Lowe 指数 $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$ 将近似真实生活费用指数 $P_K(p^0, p^t, q^b)$ ，准确度为一级近似。此结果相当有用，因为它表明如果月度价格向量 p^0 和 p^t 只是围绕着基年价格 p^b 无规律地波动（幅度适中），那么，Lowe 指数就可以作为理论生活指数的充分近似。然而，如果价格变动有系统性的长期趋势，而且月 t 与月零相距很远（或 b 年年终与月零相距很远），那么，近似等式 (17.84) 和 (17.85) 得出的一阶近似就可能不再是一个充分近似值，而且相对其对应的生活费用指数而言，Lowe 指数可能存在较大的偏差。第 17.76 段至 17.83 段将讨论长期价格变化趋势假设。

Lowe 指数替代偏差的二阶近似

17.76 可通过以下近似等式求出在基年价格向量 p^b 周围与 $C(u^b, p^t)$ 近似的二阶 Taylor 级数：

$$\begin{aligned} C(u^b, p^t) &\approx C(u^b, p^b) \\ &+ \sum_{i=1}^n \left[\frac{\partial C(u^b, p^b)}{\partial p_i} \right] [p_i^t - p_i^b] \\ &+ \left(\frac{1}{2} \right) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \left[\frac{\partial^2 C(u^b, p^b)}{\partial p_i \partial p_j} \right] [p_i^t - p_i^b] [p_j^t - p_j^b] \\ &= \sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b \\ &+ \left(\frac{1}{2} \right) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \left[\frac{\partial^2 C(u^b, p^b)}{\partial p_i \partial p_j} \right] \\ &\quad \times [p_i^t - p_i^b] [p_j^t - p_j^b] \end{aligned} \quad (17.86)$$

其中，最后一个等式使用近似等式 (17.84)。⁵¹ 类似地，可通过以下近似等式求出在基年价格向量 p^b 周围与 $C(u^b, p^0)$ 近似的二阶 Taylor 级数：

⁵¹ 此类二级近似由 Hicks (1941-1942 年，第 133-134 页；1946 年，第 331 页) 提出。另见 Diewert (1992 年 b，第 568 页)、Hausman (2002 年，第 18 页) 以及 Schultze 和 Mackie (2002 年，第 91 页)。建立替代偏差模型的其他方法，参见 Diewert (1998 年 a；2002 年 c，第 598-603 页) 和 Hausman (2002 年)。

$$\begin{aligned}
 C(u^b, p^0) &\approx C(u^b, p^b) \\
 &+ \sum_{i=1}^n \left[\frac{\partial C(u^b, p^b)}{\partial p_i} \right] [p_i^0 - p_i^b] \\
 &+ \left(\frac{1}{2} \right) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \left[\frac{\partial^2 C(u^b, p^b)}{\partial p_i \partial p_j} \right] \\
 &\quad [p_i^0 - p_i^b] [p_j^0 - p_j^b] \\
 &= \sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b + \left(\frac{1}{2} \right) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \left[\frac{\partial^2 C(u^b, p^b)}{\partial p_i \partial p_j} \right] \\
 &\quad \times [p_i^0 - p_i^b] [p_j^0 - p_j^b] \quad (17.87)
 \end{aligned}$$

其中，最后一个等式使用近似等式 (17.85)。

17.77 将近似等式 (17.86) 与等式 (17.80) 相比，并将近似等式 (17.87) 与等式 (17.81) 相比，可以看出，在二阶近似的准确度上，月零和月 t 替代偏差 e^0 和 e^t 将等于以下表达式，这些表达式涉及消费者成本函数的二阶偏导数 $\partial^2 C(u^b, p^b) / \partial p_i \partial p_j$ (按基年生活标准 u^b 和基年价格 p^b 计算)：

$$e^0 \approx - \left(\frac{1}{2} \right) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \left[\frac{\partial^2 C(u^b, p^b)}{\partial p_i \partial p_j} \right] [p_i^0 - p_i^b] [p_j^0 - p_j^b] \quad (17.88)$$

$$e^t \approx - \left(\frac{1}{2} \right) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \left[\frac{\partial^2 C(u^b, p^b)}{\partial p_i \partial p_j} \right] [p_i^t - p_i^b] [p_j^t - p_j^b] \quad (17.89)$$

鉴于消费者成本函数 $C(u, p)$ 是价格向量 p 组成部门中的凹函数，⁵² 大家知道，⁵³ 二阶偏导数 $[\partial^2 C(u^b, p^b) / \partial p_i \partial p_j]$ 的 n 阶正方阵是半负定的。⁵⁴ 因此，就任意价格向量 p^b 、 p^0 和 p^t 而言，近似等式 (17.88) 和 (17.89) 的右边将是负的。因此，在二阶近似的准确度上，替代偏差项 e^0 和 e^t 将为非负数。

17.78 现在假设价格存在系统性的长期趋势。假设数量基年的最后一个月比月零 (价格的基月) 早 M 月，同时假设从数量基年的最后一个月开始，价格随着时间变化呈线性趋势。因此，假设对于 $j = 1, \dots, n$ 来说，存在常量 α_j ，该常量使月 t 时期产品 j 的价格由以下决定：

$$p_j^t = p_j^b + \alpha_j (M + t) \quad (17.90)$$

其中 $j = 1, \dots, n$ 和 $t = 0, 1, \dots, T$

将等式 (17.90) 代入近似等式 (17.88) 和 (17.89) 得

⁵² 参见 Diewert (1993 年 b, 第 109-110 页)。

⁵³ 参见 Diewert (1993 年 b, 第 149 页)。

⁵⁴ 如果对于每个向量 $z = [z_1, \dots, z_n]$ 来说， $\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n a_{ij} z_i z_j \leq 0$ ，那么第 ij 个元素等于 a_{ij} 的 n 阶正方阵 A 是半负定矩阵。

出以下 e^0 和 e^t 两个替代偏差项的二阶近似：⁵⁵

$$e^0 \approx \gamma M^2 \quad (17.91)$$

$$e^t \approx \gamma (M + t)^2 \quad (17.92)$$

其中的 γ 界定如下：

$$\begin{aligned}
 \gamma &\equiv - \left(\frac{1}{2} \right) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \left[\frac{\partial^2 C(u^b, p^b)}{\partial p_i \partial p_j} \right] \\
 &\quad \alpha_i \alpha_j \geq 0 \quad (17.93)
 \end{aligned}$$

17.79 应该指出，在两组条件下，参数 γ 将为 0：⁵⁶

- 消费者成本函数的所有二阶偏导数 $\partial^2 C(u^b, p^b) / \partial p_i \partial p_j$ 均等于零。
- 每个产品价格变化参数 α_j 都与对应 j 产品的基年价格 p_j^b 成比例关系。⁵⁷

从实证角度说，第一组条件可能性不大，因为这组条件意味着消费者不会因相对价格提高替代该产品；第二组条件的可能性也不大，因为它意味着相对价格结构不会随着时间发生变化。因此，在下文中假设 γ 是一个正数。

17.80 为简化下文中的符号，将月 t 中 Lowe 指数 $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$ 的分母和分子分别界定为 a 和 b ，即界定：

$$a \equiv \sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b \quad (17.94)$$

$$b \equiv \sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b \quad (17.95)$$

使用等式 (17.90) 消去等式 (17.94) 中的月零价格 p_i^0 ，并消去等式 (17.95) 中的月 t 价格 p_i^t ，从而得出有关 a 和 b 的以下等式：

$$a = \sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b + \sum_{i=1}^n \alpha_i q_i^b M \quad (17.96)$$

$$b = \sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b + \sum_{i=1}^n \alpha_i q_i^b (M + t) \quad (17.97)$$

假设 a 和 b ⁵⁸ 为正数，而且

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i q_i^b \geq 0 \quad (17.98)$$

⁵⁵ 注意近似等式 (17.91) 右边界定的时期 0 近似偏差是固定的，而等式 (17.92) 右边界定的时期 t 的近似偏差则随时间 t 以二次方速度增加。因此，在此线性时间趋势的例子中，如果允许 t 变得足够大，那么，时期 t 的近似偏差项最终将超过时期 0 的近似偏差。

⁵⁶ 确保 γ 为正数的一个更为一般的条件是向量 $[\alpha_1, \dots, \alpha_n]$ 不是与零特征值对应的二阶偏导数矩阵 $\partial^2 C(u, p) / \partial p_i \partial p_j$ 的特征向量。

⁵⁷ 我们知道，在价格向量 p 的组成部分中， $C(u, p)$ 为线性齐次；参见 Diewert (1993 年 b, 第 109 页)。因此，使用齐次函数的 Euler's 定理，可以看出 p^b 是与零特征值对应的二阶偏导数矩阵 $\partial^2 C(u, p) / \partial p_i \partial p_j$ 的特征向量，因此， $\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n [\partial^2 C(u, p) / \partial p_i \partial p_j] p_i^b p_j^b = 0$ ；关于证明此结果的细节，参见 Diewert (1993 年 b, 第 149 页)。

⁵⁸ 还假设 $a - \gamma M^2$ 为正数。

假设 (17.98) 不考虑价格中的总体通货紧缩。

17.81 将月 t Lowe 指数中的偏差 B^t 界定为等式 (17.77) 中真实生活费用指数 $P_K(p^0, p^t, q^b)$ 与对应的 Lowe 指数 $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$ 之间的差异：

$$B^t \equiv P_K(p^0, p^t, q^b) - P_{Lo}(p^0, p^t, q^b) \\ = \left\{ \frac{C(u^b, p^t)}{C(u^b, p^0)} \right\} - \left(\frac{b}{a} \right)$$

采用等式 (17.94) 和 (17.95)

$$= \left\{ \frac{[b - e^t]}{a - e^0} \right\} - \left(\frac{b}{a} \right)$$

采用等式 (17.8) 和 (17.81)

$$\left\{ \frac{[b - \gamma(M + t)^2]}{a - \gamma M^2} \right\} - \left(\frac{b}{a} \right)$$

采用等式 (17.91) 和 (17.92)

$$= \gamma \frac{\{(b-a)M^2 - 2aMt - at^2\}}{\{a[a - \gamma M^2]\}}$$

简化项

$$= \gamma \frac{\left\{ \left[\sum_{i=1}^n \alpha_i q_i^b t \right] M^2 + 2 \left[\sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b + \sum_{i=1}^n \alpha_i q_i^b M \right] Mt - at^2 \right\}}{\{a[a - \gamma M^2]\}}$$

采用等式 (17.96) 和 (17.97)

$$= \gamma \frac{\left\{ \left[\sum_{i=1}^n \alpha_i q_i^b t \right] M^2 + 2 \left[\sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b \right] Mt + at^2 \right\}}{\{a[a - \gamma M^2]\}} < 0$$

采用等式 (17.98)。(17.99)

因此，如果 $t \geq 1$ ，与对应的真实生活费用指数 $P^K(p^0, p^t, q^b)$ 相比，Lowe 指数存在上偏（准确度为二阶 Taylor 级数近似），因为等式 (17.99) 最后一个表达式界定的近似偏差是一个非正数项和两个非负数项之和。此外，在时期 t 内，此近似偏差将以两次方速度提高。⁵⁹

17.82 为了让读者了解等式 (17.99) 最后一行界定的近似偏差 B^t 的程度，在此将考虑一个简单的特殊例子。假设只有两种产品，而且，在基年，所有价格和数量都等于 1。这样， $p_i^b = q_i^b = 1$ 其中 ($i=1, 2$)，

⁵⁹ 如果 M 相对于 t 较大，那么可以看出，(17.99) 中最后一个等式的前两项可以支配最后一项——该项中的 t 两次项。

$\sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b = 2$ 。假设 $M = 24$ ，这样，在实施 Lowe 指数之前，数量的基年数据需要有两年的处理时间。假设产品 1 的月度价格增长率是 $\alpha_1 = 0.002$ ，这样，一年之后，产品 1 的价格提高 0.024 或 2.4%。假设产品 2 的价格下降，每月下降幅度为 $\alpha_2 = -0.002$ ，这样，在数量基年之后的第一年，产品 2 的价格下降 2.4%。因此，两种产品相对价格之间每年有规律地相差近 5%。最后，假设 $\partial^2 C(u^b, p^b) / \partial p_1 \partial p_1 = \partial^2 C(u^b, p^b) / \partial p_2 \partial p_2 = -1$ 和 $\partial^2 C(u^b, p^b) / \partial p_1 \partial p_2 = \partial^2 C(u^b, p^b) / \partial p_2 \partial p_1 = 1$ 。这些假设意味着，在基年消费者均衡点，每种产品自身的需求弹性为 -1。做出所有这些假设意味着：

$$2 = \sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b = a = b \sum_{i=1}^n \alpha_i q_i^b \\ = 0 \quad M = 24; \gamma = 0.000008 \quad (17.100)$$

将等式 (17.100) 界定的参数值代入等式 (17.99) 得出以下公式，该公式表示 Lowe 指数在月 t 时期将超过相应真实生活费用指数的近似数量：

$$-B^t = 0.000008 \frac{(96t + 2t^2)}{2(2 - 0.004608)} \quad (17.101)$$

在 $t = 12, t = 24, t = 36, t = 48$ 和 $t = 60$ 处计算等式 (17.101)，得出 $-B^t$ 的估算值为：0.0029（指数操作第一年底时 Lowe 指数的近似偏差）；0.0069（两年以后的偏差）；0.0121（三年以后的偏差）；0.0185（四年以后的偏差）；0.0260（五年以后的偏差）。因此，在指数操作的第一年底时，Lowe 指数只是比相应真实生活费用指数大约高三分之一个百分点，在操作的第五年底时，比相应生活费用指数大约高 2.6 个百分点，这已不再是一个可以忽略不计的数目了。⁶⁰

17.83 前面一段中的数字结果只是说明生活费用指数与对应的 Lowe 指数之间差异的近似值。需说明的重要一点是，在二阶近似的准确度上，Lowe 指数一般会超过其对应的生活费用指数。然而，此结果还表明，该差异可以降低到可以忽略的程度，前提是：

- 获取基年数量权数的时滞可以最大程度地缩短；和
- 尽可能频繁地变化基年。

还应该指出，数字结果取决于这样一个假设，即价格存在长期趋势（可实际情况并非如此），⁶¹ 还取决于弹性假设（该假设也未必可以证实）。⁶² 统计单位应该根据

⁶⁰ 注意，与 t 相比 M 值较大，这会使偏差随着 t 变化呈近似线性增加，而不是两次方增加。

⁶¹ 为了数学上的简便，假设价格趋势是线性的，而不是更自然意义上的几何价格趋势。

⁶² 计算数字结果的另一关键假设是价格离散趋势的规模。如果价格离散向量加倍到 $\alpha_1 = 0.004$ 和 $\alpha_2 = -0.004$ ，那么，参数 γ 将翻两番，近似偏差也将翻两番。

自己的具体情况认真估算 Lowe 指数与生活费用指数之间的差异数据。

季节性产品的问题

17.84 假设消费者对那些在数量权数参考期——基年购买的产品有年度偏好，而且可以对按月购买同种产品使用这些年度偏好，此假设对于将指数理论的经济分析法与 Lowe 指数相联系至关重要。然而，假设年度偏好可用于按月购买的情况可能有些问题，因为有些产品的购买有季节性。问题是，消费者偏好函数很可能会随着季节变化而系统地发生变化。民族传统和天气变化都会导致住户在一些月份购买特定的产品和服务，而在其他月份则根本不会购买这些产品和服务。例如，圣诞树只是在 12 月份购买，滑雪衣通常也不会夏季购买。因此，年度偏好适用于一年中每个月的假设只是大致接近经济现实。

17.85 可以对指数理论的经济分析法进行调整，以处理季节性偏好。最简单的经济分析法是假设消费者对这类产品有年度偏好，对这类产品不仅可按特征，而且还可按购买月份分类。⁶³ 因此，不假设消费者的年度效用函数是 $f(q)$ ，其中 q 是一个 n 维向量；而是假设消费者的年度效用函数是 $F[f^1(q^1), f^2(q^2), \dots, f^{12}(q^{12})]$ ，其中 q^1 是一月份购买产品的 n 维向量， q^2 是二月份购买产品的 n 维向量，……， q^{12} 是 12 月份购买产品的 n 维向量。⁶⁴ 子效用函数 f^1, f^2, \dots, f^{12} 分别代表在一月，二月……和十二月进行购买的消费者偏好。然后，为了界定总体年度效用，可以用宏观效用函数 F 对这些月度子效用进行汇总。可以看出，有关偏好的这些假设可以用来证明两类生活费用指数：

- 年度生活费用指数，即将当年所有月份的价格与基年对应月份的价格相比；⁶⁵
- 12 个月度生活费用指数，即月 m 的指数将当年月 m 的价格与基年月 m 的价格相比， $m=1, 2, \dots, 12$ 。⁶⁶

17.86 年度 Mudgett-Stone 指数将当前日历年度的成本与基年对应成本相比较。然而，可以选择任何一个月作为当前年份的年末月份，而且新的这种非日历年度的价格和数量可以与基年的价格和数量相比较——其中，非日历年度 1 月份价格与基年 1 月份的价格匹配；将非日

历年 2 月份价格与基年 2 月份的价格匹配，依次类推。如果就宏观效用函数 F 做出进一步的假设，那么，该框架就可用于证明需要第三类生活费用指数：移动年份的年度指数。⁶⁷ 这种指数将过去 12 个月中实现基年年度效用的成本与基年成本相比较——其中当前移动年份中 1 月份的成本与基年 1 月份的成本匹配，当前移动年份中 2 月份的成本与基年 2 月份的成本匹配，依次类推。可以为当前年份中的每个月计算这些移动年指数，所得出的级数可以解释为（未取中）进行季节调整的（年度）价格指数。⁶⁸

17.87 应指出的是，前两段中介绍的三种指数都不适合于描述价格从一个月到下一个月的变化；换言之，它们不适合于描述短期内的通货膨胀变化。对于前两种指数，这是显而易见的。为了解移动年份指数是否存在这个问题，可以考虑一个特殊例子，其中每个月中购买一组产品，而且各月的每组产品都完全不同。很容易发现，即使上述三类指数都有严谨的定义，也不能很好地解释价格从一个月到另一个月的变化，因为根据此特殊例子的假设，不能从一个月到另一个月进行同类比较。比较不可比的东西是不可能的。

17.88 有幸的是，住户的各月购买并不是完全不同的。因此，如果将产品区间限于一年中每个月购买的产品，就可以进行逐月价格比较。此观测产生了第四个生活费用指数——月环比指数，该指数以一年中每个月可以获得的产品为基础。⁶⁹ 此模型可用于证明第 17.66 段至 17.83 段中描述的经济分析法。然而，只能在一年中某些月购买的产品须从指数中去掉。遗憾的是，消费者对一直有供应的产品所具有的月度偏好可能有差异，如果情况是这样，那么，根据一直有供应的产品所定义的月环比生活费用指数和（对应的 Lowe 指数）一般会发生季节性变动。这会限制该指数作为总体通货膨胀短期指数的用途，因为将很难从价格的系统性总体变化中区分指数中的季节性价格。⁷⁰ 还需注意，如果将指数的范围限于一直有供应的产品，那么，所得的月环比指数就不全面，然而对于移动年份指数来说，由于使用了所有可获得的价格信息，因此是全面的。

⁶⁷ 有关此经济分析法的细节，参见 Diewert (1999 年 a, 第 56-61 页)。

⁶⁸ 对数量指数采用此方法的实证例子，参见 Diewert (1999 年 a, 第 67-68 页)。对价格指数采用移动年方法的实证例子，见第二十二章中的介绍。

⁶⁹ 证明此经济分析法所需的偏好假设，参见 Diewert (1999 年 a, 第 51-56 页)。

⁷⁰ 在价格和数量存在季节变动的情况下使用年度权数的问题是，产品过季时，其价格变化会因使用年度权数而被夸大。Baldwin (1990 年, 第 251 页) 指出价格指数年度权数存在的这个问题：“但是，如果任何一种季节性产品在一年中所有月份都有一个相同的篮子比例，价格指数就会受到相反的影响；在当季月份，其篮子比例就会过小，不当季时的比例就会过大。”第二十二章将从更实用的角度考虑季节性问题的。

⁶³ 该假设和所得出的年度指数最初是由 Mudgett (1955 年, 第 97 页) 和 Stone (1956 年, 第 74-75 页) 提出的。

⁶⁴ 如果在某些月 m 中，不能获得某些产品，就可以从对应的月度数量向量 q^m 中将这些产品去掉。

⁶⁵ 关于如何使用该框架的进一步的细节，参见 Mudgett (1955 年, 第 97 页)、Stone (1956 年, 第 74-75 页) 和 Diewert (1998 年 b, 第 459-460 页)。

⁶⁶ 关于如何使用该框架的进一步的细节，参见 Diewert (1999 年 a, 第 50-51 页)。

17.89 基于以上考虑，统计单位或许至少应编制二种消费价格指数：

- 移动年份指数，该指数是全面的和经季节调整的，但在反映总体通货膨胀的逐月变化方面不一定有用；和
- 限于非季节产品（因此不全面）的月环比指数，但在反映总体通货膨胀的短期变化方面是有用的。

零价格提高到正价格的问题

17.90 在最近的一篇文章中，Haschka（2003 年）提出这样一个问题，当曾经是零的价格提高到正水平时应如何处理。他举了两个关于奥地利的例子，停车费和医院费用从零上升到正水平。在这种情况下，与相对价格的加权几何平均指数相比，篮子类指数有其优点，因为即使在一些价格为 0 的情况下，这类指数仍得到完备的界定。

17.91 可以在计算 Laspeyres 和 Paasche 指数的框架下考虑这个问题。假设，如往常一样，前 n 项产品的价格 p_i^t 和数量 q_i^t 在时期 0 和时期 1 为正值，但第 $n+1$ 项产品的价格在时期 0 为 0，但在时期 1 是正值。在两个时期里，第 $n+1$ 项产品的消费是正的。因此，关于被考察两个时期里第 $n+1$ 项产品的价格和数量的假设可以归纳为：

$$p_{n+1}^0 = 0 \quad p_{n+1}^1 > 0 \quad q_{n+1}^0 > 0 \quad q_{n+1}^1 > 0 \quad (17.102)$$

一般情况下，第 $n+1$ 项产品价格从开始的零水平上升会导致消费减少，因此， $q_{n+1}^1 < q_{n+1}^0$ ，但以下的分析不需要此不等式。

17.92 假设时期 0 和时期 1 之间的 Laspeyres 指数限于前 n 项产品，并以 P_L^n 表示，同时假设根据所有第 $n+1$ 项产品界定的 Laspeyres 指数以 P_L^{n+1} 表示。此外，还假设 $v_i^0 \equiv p_i^0 q_i^0$ 代表时期 0 在产品 i 上的支出值。然后，采用 Laspeyres 指数（根据所有第 $n+1$ 项产品进行界定）的定义：

$$\begin{aligned} P_L^{n+1} &\equiv \frac{\sum_{i=1}^{n+1} p_i^1 q_i^0}{\sum_{i=1}^{n+1} p_i^0 q_i^0} \\ &= P_L^n + \frac{p_{n+1}^1 q_{n+1}^0}{\sum_{i=1}^n v_i^0} \end{aligned} \quad (17.103)$$

其中，使用 $p_{n+1}^0 = 0$ 以求得以上的第二个等式。这样，根据所有第 $n+1$ 项产品定义的完全 Laspeyres 指数 P_L^{n+1} 就等于不完全的 Laspeyres 指数 P_L^n （可以用传统的价

格比和基期支出份额形式表示）加上：混合支出 $p_{n+1}^1 q_{n+1}^0$ 除以基期内前 n 项产品支出， $\sum_{i=1}^n v_i^0$ 所得的商。因此，在计算完整的 Laspeyres 指数时，可以采用价格统计人员通常可以获得的信息以及其他两条信息：时期 1 第 $n+1$ 项产品非零的新价格， p_{n+1}^1 ，以及时期 0（对于免费提供的）第 $n+1$ 项产品消费所估算的 q_{n+1}^0 。鉴于通常是政府将原本为 0 的价格提高为正价格，因此这类决定都会事先宣布，因此价格统计人员会有机会来估算基期的需求 q_{n+1}^0 。

17.93 假设时期 0 和时期 1 之间的 Paasche 指数限于前 n 项产品，且以 P_P^n 表示，并假设根据所有第 $n+1$ 项产品界定的 Paasche 指数以 P_P^{n+1} 表示。此外，假设 $v_i^1 \equiv p_i^1 q_i^1$ 代表时期 1 在产品 i 上的支出值。这样，采用 Paasche 指数（根据所有第 $n+1$ 项产品进行界定）的定义：

$$\begin{aligned} P_P^{n+1} &\equiv \frac{\sum_{i=1}^{n+1} p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^{n+1} p_i^0 q_i^1} \\ &= P_P^n + \frac{v_{n+1}^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^1} \\ &= P_P^n + \frac{v_{n+1}^1}{\sum_{i=1}^n v_i^1 / (p_i^1 / p_i^0)} \end{aligned} \quad (17.104)$$

其中，使用 $p_{n+1}^0 = 0$ 以获取以上的第二个等式。这样，根据所有第 $n+1$ 项产品界定的完全 Paasche 指数 P_P^{n+1} 等于不完全 Paasche 指数 P_P^n （可以用传统的价格比和当期支出份额形式表示）加上：当期第 $n+1$ 项产品支出， v_{n+1}^1 除以以前 n 项产品第 i 个价格比 p_i^1/p_i^0 除前 n 项产品当期支出 (v_i^1) 总和所得的商。因此，使用价格统计人员通常可获得的信息加上当期支出的信息就可以计算完全的 Paasche 指数。

17.94 一旦用等式 (17.103) 和 (17.104) 计算出完全的 Laspeyres 和 Paasche 指数，就可以计算完全的 Fisher 指数，即这两个指数乘积的平方根：

$$P_F^{n+1} = [P_L^{n+1} P_P^{n+1}]^{1/2} \quad (17.105)$$

应该指出，等式 (17.105) 界定的完全 Fisher 指数的结果与以上第 17.27 段至 17.32 段显示的结果完全相同；即：即使价格在一个时期为 0，而在另一个时期为正数，Fisher 指数仍是一个最优指数。因此，即使在面临零价格的情况下，Fisher 价格指数仍是一个合适的目标指数。

第十八章 指数理论的经济分析法：多住户情况

导言

18.1 在前面有关指数理论经济分析法的一章中，假设经济体中只有一个具有代表性的消费者。在本章中，经济分析法延伸到包括许多住户群或许多地区经济体。在以下的代数中，考虑了任意数目的住户，比如 H 。原则上，被考察经济体中的每个住户都可以有自己的消费者价格指数。然而，在实践中，则需将住户分为不同的类别。为了对指数理论采用经济分析法，需要针对每个类别假设每个类别下的住户群是一个单一住户。还可以从地区角度将经济体分割成 H 个住户群：每个住户类别可以解释成被考察国家某个地区内的住户群。

18.2 第 18.3 段至 18.13 段介绍了金权指数和条件指数概念。根据金权概念，在国民指数中，根据经济体每个住户在被考察两个时期中的商品支出份额，确定一个权数。条件指数取决于各种可能影响住户商品支出的环境变量。环境变量的一个例子是天气：如果天气较冷，住户取暖燃料支出就会增加。第 18.14 段至 18.22 段显示，国民 Fisher 价格指数如何可以近似金权生活费用指数。最后，第 18.23 段至 18.35 段考虑了国民指数的一个备选概念框架，即民主指数。采用此指数概念，经济体中每个住户在国民指数中都有相同的权数（与此相反，在金权指数中，支出多的住户在国民指数中所占的权数较高）。

金权生活费用指数和可观测的界值

18.3 在本节中，消费者价格指数的经济分析法基于金权生活费用指数，该指数最先由 Prais（1959 年）提出。后来 Pollak（1980 年，第 276 页；1981 年，第 328 页）进一步完善了此概念，Pollak 将 Scitovsky-Laspeyres 生活费用指数界值定为被考察经济体中每个住户按时期 1 价格实现其基期无差异曲面所需的总支出与按时期 0 价格实现同样生活标准所需支出之间的比例。在下一段中，将更全面地介绍此概念。

18.4 假设在经济体中有 H 个住户（或地区），并进一步假设，在时期 0 和时期 1 消费者消费的商品有 n 项，而且我们希望将此纳入我们对生活费用的定义。按惯例，

我们用 $q \equiv (q_1, q_2, \dots, q_n)$ 来表示任何假定时期商品消费的 n 维向量。用 $p^t \equiv (p_{h1}^t, p_{h2}^t, \dots, p_{hn}^t)$ （其中 $t=0, 1$ ）表示住户 h 在时期 t 面临的市场价格向量。注意，这并不是假设每个住户都面临同样的商品价格向量。除了属于向量 q 的市场商品以外，假设每个住户都受到环境¹或人口²变量或公共产品的 M 维向量影响——其中 $e \equiv (e_1, e_2, \dots, e_M)$ 。假设在时期 0 和时期 1 经济体中有 H 个住户（或地区），而且住户 h 对市场商品 q 和环境变量 e 的不同组合所具有的偏好可以用连续效用函数 $f^h(q, e)$ 表示，其中 $h=1, 2, \dots, H$ 。³对于时期 $t=0, 1$ 和住户 $h=1, 2, \dots, H$ ，假设被观测住户 h 的消费向量 $q^t \equiv (q_{h1}^t, \dots, q_{hn}^t)$ 是住户 h 以下支出最小化问题的解：

$$\min_q \{ p^t q : f^h(q, e_h^t) \geq u_h^t \} \equiv C^h(u_h^t, e_h^t, p^t);$$
$$t=0, 1; h=1, 2, \dots, H \quad (18.1)$$

其中 e_h^t 是住户 h 在时期 t 面临的环境向量， $u_h^t \equiv f^h(q_h^t, e_h^t)$ 是住户 h 在时期 t 实现的效用水平， C^h 是成本或支出函数，是效用函数的 f^h 对偶函数。⁴一般意义上，这些假设意味着，在所考虑的两个时期里，每个住户对同一清单上商品的偏好是稳定的。每个时期出现的是同一住户，而且每个住户在每个时期均以最节省成本的方式选择其消费组合，同时受制于每个时期的环境向量。注意，不同住户（或地区）的价格一般是不同的。

18.5 有了以上假设之后，将采用 Pollak（1980 年；1981 年）和 Diewert（1983 年 a，第 190 页）的例子。⁵对于住户效用 $u \equiv (u_1, u_2, \dots, u_H)$ 的任意效用向量以及住户环境变量 e_h 的任意向量（其中， $h=1, 2, \dots, H$ ）来说，与时期 0 和时期 1 有关的有条件金权生活费用指数类别， $P^*(p^0, p^1, u, e_1, e_2, \dots, e_H)$ 可界定如下：

¹ 为 Pollak（1989 年，第 181 页）在有条件生活费用概念模型中使用的术语。

² Caves、Christensen 和 Diewert（1982 年 a，第 1409 页）在其有关 Konüs 价格指数或生活费用指数的通用模型中，使用人口变量或公共产品来描述条件变量 e 的向量，Diewert（2001 年）使用的则是环境变量。

³ 假设每个 $f^h(q, e)$ 在 q 和 e 的分项中都是连续的和递增的，而在 q 的分项中是凹的。

⁴ 为了简化此符号，在本部分中，将使用作为向量 p 和 q 之内积的符号 $pq = \sum_{i=1}^n p_i q_i$ ，而不是通常的总和符号。

⁵ 这些作者将 Prais（1959 年）推出的金权生活费用指数广义化了。Pollak 和 Diewert 未在其群组生活费用指数中纳入环境变量。

$$\begin{aligned}
 P^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u, e_1, e_2, \dots, e_H) &= \frac{\sum_{h=1}^H C^h(u_h, e_h, p_h^1)}{\sum_{h=1}^H C^h(u_h, e_h, p_h^0)} \quad (18.2) \\
 &\leq \frac{\sum_{h=1}^H p_h^1 q_h^0}{\sum_{h=1}^H p_h^0 q_h^0} \quad (18.3)
 \end{aligned}$$

等式 (18.2) 右边的分子是对住户 h 为实现任意效用水平 u_h 所需的最低成本 $C^h(u_h, e_h, p_h^1)$ 按 h 求和, 其中, 假定住户 h 面临住户 h 环境变量 e_h 的任意向量, 同时面临时期 1 价格向量 p_h^1 。等式 (18.2) 右边的分母是对住户 h 为实现同一任意效用水平 u_h 所需的最低成本 $C^h(u_h, e_h, p_h^0)$ 按 h 求和, 其中, 假定住户面临同样的有关住户 h 环境变量 e_h 的任意向量, 同时面临时期 0 价格向量 p_h^0 。因此, 在等式 (18.2) 的分母和分子中, 只有价格变量不同, 而这恰恰是消费者价格指数理论定义所需要的。

18.6 现在, 对 (18.2) 一般定义进行特殊处理, 用时期 0 住户效用向量 $u^0 \equiv (u_1^0, u_2^0, \dots, u_H^0)$ 或时期 1 住户效用向量 $u^1 \equiv (u_1^1, u_2^1, \dots, u_H^1)$ 取代一般效用向量 u 。将基本定义修改成特殊定义的另一种方法是用时期 0 住户环境变量向量 $e^0 \equiv (e_1^0, e_2^0, \dots, e_H^0)$ 或时期 1 住户环境变量向量 $e^1 \equiv (e_1^1, e_2^1, \dots, e_H^1)$ 取代基本住户环境变量 $(e_1, e_2, \dots, e_H) \equiv e$ 。选择基期效用水平向量和基期环境变量可产生 Laspeyres 有条件金权生活费用指数 $P^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u^0, e^0)$ 。⁶ 选择时期 1 效用水平向量和时期 1 环境变量产生 Paasche 有条件金权生活费用指数, $P^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u^1, e^1)$ 。结果发现, 最后这两个指数满足一些值得注意的不等式, 以下将推导这些不等式。

18.7 采用等式 (18.2), Laspeyres 有条件金权生活费用指数 $P^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u^0, e^0)$ 可以改写为:

$$\begin{aligned}
 P^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u^0, e^0, \dots, e_H^0) &= \frac{\sum_{h=1}^H C^h(u_h^0, e_h^0, p_h^1)}{\sum_{h=1}^H C^h(u_h^0, e_h^0, p_h^0)} \\
 &= \frac{\sum_{h=1}^H C^h(u_h^0, e_h^0, p_h^1)}{\sum_{h=1}^H C^h(u_h^0, e_h^0, p_h^0)} \quad \text{采用(18.1) 其中 } t=0 \\
 &= \frac{\sum_{h=1}^H C^h(u_h^0, e_h^0, p_h^1)}{\sum_{h=1}^H p_h^0 q_h^0}
 \end{aligned}$$

⁶ Triplett (2001 年) 认为, 该生活费用指数是测量通货膨胀时最有用的概念: “一个人可能希望根据基期的天气情况编制一个有条件的生活费用指数……在此情况下, 异常寒冷的冬天不影响有条件生活费用指数的分类指数 (该分类指数假设环境保持不变) ……生活费用指数的分类指数假设环境保持不变, 这也许是反通货膨胀政策中最有用的生活费用指数概念。” Hill (1999 年, 第 4 页) 赞同此观点。

鉴于 $C^h(u_h^0, e_h^0, p_h^1) \equiv \min_q \{ p_h^1 q : f^h(q, e_h^0) \geq u_h^0 \}$
 $\leq p_h^1 q_h^0$ 和 q_h^0 对于成本最低化问题是可行的 (其中 $h = 1, 2, \dots, H$), 所以

$\equiv P_{PL}$
 其中, P_{PL} 被界定为 (原则上) 可观测的金权 Laspeyres 价格指数, $\sum_{h=1}^H p_h^1 q_h^0 / \sum_{h=1}^H p_h^0 q_h^0$, 该指数采用时期 0 住户或地区数量的单个向量 (q_1^0, \dots, q_H^0) 作为数量权数。⁷

18.8 如果各住户 (或地区) 的价格相等, 从而使

$$p_h^t = p^t, \text{ 其中, } t=0,1 \text{ 和 } h=1,2,\dots,H, \quad (18.4)$$

那么, 金权 (或分量) Laspeyres 价格指数 P_{PL} 将简化为通常的总量 Laspeyres 指数, P_L ; 即: P_{PL} 变为

$$\begin{aligned}
 P_{PL} &\equiv \frac{\sum_{h=1}^H p_h^1 q_h^0}{\sum_{h=1}^H p_h^0 q_h^0} \\
 &= \frac{p^1 \sum_{h=1}^H q_h^0}{p^0 \sum_{h=1}^H q_h^0} \\
 &= \frac{p^1 q^0}{p^0 q^0} \\
 &\equiv P_L \quad (18.5)
 \end{aligned}$$

其中时期 t 的总数量向量界定为

$$q^t \equiv \sum_{h=1}^H q_h^t \text{ 其中 } t=0,1 \quad (18.6)$$

18.9 从不等式 (18.3) 可以看出, 理论上的 Laspeyres 金权条件生活费用指数 $P^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u^0, e^0)$ 的上界是 (原则上) 可观测的金权或分量 Laspeyres 价格指数, P_{PL} 。如果 (18.4) 中有关价格相同的假设成立, 那么就可以得出 (18.3) 的一个特例,⁸ 这一特例最初是由 Pollak (1989 年, 第 182 页) 根据具有环境变量的一个住户提出的, 并由 Pollak (1980 年, 第 276 页) 根据多个住户, 在住户效用和成本函数缺乏环境变量的情况下提出的。

18.10 同样, 在将定义 (18.2) 进行特殊处理的情况下, Paasche 有条件金权生活费用指数 $P^*(p_1^0, \dots,$

⁷ 因此, 可将金权 Laspeyres 指数作为一般的 Laspeyres 指数, 唯一的例外是, 每个住户 (或在每个地区) 消费的每个商品被视为单独的商品。

⁸ 一般情况由 Diewert (2001 年, 第 222 页) 求得。

$p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u^1, e^1$)可以改写如下:

$$\begin{aligned}
 P^* & (p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u^1, e_1^1, e_2^1, \dots, e_H^1) \\
 & \equiv \frac{\sum_{h=1}^H C^h(u_h^1, e_h^1, p_h^1)}{\sum_{h=1}^H C^h(u_h^1, e_h^1, p_h^0)} \\
 & = \frac{\sum_{h=1}^H p_h^1 q_h^1}{\sum_{h=1}^H C^h(u_h^1, e_h^1, p_h^0)} \text{采用等式(18.1) 其中 } t=1 \\
 & \geq \frac{\sum_{h=1}^H p_h^1 q_h^1}{\sum_{h=1}^H p_h^0 q_h^1} \text{采用可行性论点} \\
 & \equiv P_{PP} \quad (18.7)
 \end{aligned}$$

其中, P_{PP} 被界定为有关住户的金权或分量 Paasche 价格指数 $\sum_{h=1}^H p_h^1 q_h^1 / \sum_{h=1}^H p_h^0 q_h^1$, 该指数采用时期 1 住户数量的单个向量(q_1^1, \dots, q_H^1)作为数量权数。

18.11 如果各住户(或地区)的价格相等, 从而使(18.4)中的假设成立, 那么, 分量 Paasche 价格指数 P_{PP} 可简化为一般的总量 Paasche 指数, P_P ; 即 P_{PP} 变成

$$\begin{aligned}
 P_{PP} & \equiv \frac{\sum_{h=1}^H p_h^1 q_h^1}{\sum_{h=1}^H p_h^0 q_h^1} \\
 & = \frac{p^1 \sum_{h=1}^H q_h^1}{p^0 \sum_{h=1}^H q_h^1} \\
 & = \frac{p^1 q^1}{p^0 q^1} \\
 & \equiv P_P \quad (18.8)
 \end{aligned}$$

18.12 再回到不等式(18.7), 可以发现, 理论上的 Paasche 有条件金权生活费用指数 $P^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u^1, e^1)$ 的下界是可观测的金权或分量 Paasche 价格指数, P_{PP} 。Diewert (1983 年 a, 第 191 页) 首先根据以下情形得出不等式(18.7), 即住户效用和成本函数中没有环境变量, 而且各个住户的价格都相同。一般情况由 Diewert (2001 年, 第 223 页) 提出。

18.13 在下面部分中, 将说明如何取得理论上的金权生活费用指数——该指数既有上界, 也有下界, 而不等式(18.3)和(18.7)中的理论指数则只有一个界。

Fisher 金权价格指数

18.14 采用不等式(18.3)和(18.7)以及不等式(18.2)中有条件金权生活费用指数 $P^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u, e)$ 的连续性特征, 可以修正 Konüs (1924 年) 和 Diewert (1983 年 a, 第 191 页) 采用的检验方法, 并取得以下结果:⁹

存在一个参考效用向量 $u^* \equiv (u_1^*, u_2^*, \dots, u_H^*)$, 从而使住户 h 参考效用水平 u_h^* 介于住户 h 时期 0 效用水平 (u_h^0) 和时期 1 效用水平 (u_h^1) 之间 (其中 $h=1, \dots, H$); 另外, 还存在住户环境向量 $e_h^* \equiv (e_{h1}^*, e_{h2}^*, \dots, e_{hM}^*)$, 从而使住户 h 第 m 个参考环境变量 e_{hm}^* 介于住户 h 时期 0 第 m 个环境变量 (e_{hm}^0) 和时期 1 第 m 个环境变量 (e_{hm}^1) 之间 (其中, $m=1, 2, \dots, M$ 和 $h=1, \dots, H$); 而且按该中间参考效用向量 u^* 计算的有条件金权生活费用指数 $P^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u^*, e^*)$, 以及住户环境变量的中间参考向量 $e^* \equiv (e_1^*, e_2^*, \dots, e_H^*)$ 介于 (原则上) 可观察的金权 Laspeyres 价格指数 (P_{PL}) 和金权 Paasche 价格指数 (P_{PP}) 之间—— P_{PL} 与 P_{PP} 分别由(18.3)和(18.7)中的最后一个等式定义。

18.15 以上结果表明, 理论上的国民金权有条件价格指数 $P^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u^*, e^*)$ 介于金权或分量 Laspeyres 指数 P_{PL} 与金权或分量 Paasche 指数 P_{PP} 之间。因此, 如果 P_{PL} 和 P_{PP} 相去不远, 能够较好逼近理论国民金权消费者价格指数的是金权或分量 Fisher 指数 P_{PF} , 界定如下:

$$P_{PF} \equiv \sqrt{P_{PL} P_{PP}} \quad (18.9)$$

金权 Fisher 价格指数 P_{PF} 的计算方法同正常的 Fisher 价格指数, 只是每个地区(或每个住户的)中的每个商品都为单独的商品。当然, 该指数将满足时间逆转检验。

18.16 与等式(18.9)和前面定义不同, 统计单位不采用价格和数量向量内积的方法来计算 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 价格指数, 因此求出只依赖于价格比和支出份额的 Laspeyres 和 Paasche 指数公式是有用的。为此, 有必要引入一些符号。将时期 t 住户 h 在商品 i 上的支出份额界定为

$$S_{hi}^t \equiv \frac{p_{hi}^t q_{hi}^t}{\sum_{k=1}^n p_{hk}^t q_{hk}^t}; \quad t=0,1; \quad h=1,2,\dots,H;$$

⁹ 参见 Diewert (2001 年, 第 223 页)。注意, 住户成本函数的环境变量必须是连续的; 这是对结果中可能包括的环境变量类别所进行的实质性限制。

$$i=1,2,\dots,n \quad (18.10)$$

将住户 h 在时期 t 总消费中的支出份额界定为：

$$S_h^t \equiv \frac{\sum_{i=1}^n p_{hi}^t q_{hi}^t}{\sum_{k=1}^H \sum_{i=1}^n p_{ik}^t q_{ik}^t} = \frac{p_h^t q_h^t}{\sum_{k=1}^H p_k^t q_k^t} \quad t=0,1; \quad h=1,2,\dots,H \quad (18.11)$$

最后，将时期 t 商品 i 的国民支出份额界定为：

$$\begin{aligned} \sigma_i^t &\equiv \frac{\sum_{h=1}^H p_{hi}^t q_{hi}^t}{\sum_{k=1}^H p_k^t q_k^t} \quad \text{当 } t=0,1; \quad i=1,2,\dots,n \\ &= \sum_{h=1}^H \left(\frac{p_{hi}^t q_{hi}^t}{p_h^t q_h^t} \right) \left(\frac{p_h^t q_h^t}{\sum_{k=1}^H p_k^t q_k^t} \right) \\ &= \frac{\sum_{h=1}^H s_{hi}^t p_h^t q_h^t}{\sum_{k=1}^H p_k^t q_k^t} \\ &= \sum_{h=1}^H s_{hi}^t S_h^t \end{aligned} \quad (18.12)$$

地区 h (或住户 h) 的 Laspeyres 价格指数界定为：

$$\begin{aligned} P_{Lh} &\equiv \frac{p_h^1 q_h^0}{p_h^0 q_h^0} \quad h=1,2,\dots,H \\ &= \frac{\sum_{i=1}^n \left(\frac{p_{hi}^1}{p_{hi}^0} \right) p_{hi}^0 q_{hi}^0}{p_h^0 q_h^0} \\ &= \sum_{i=1}^n s_{hi}^0 \left(\frac{p_{hi}^1}{p_{hi}^0} \right) \end{aligned} \quad (18.13)$$

18.17 反过来参考等式 (18.3)，国民金权 Laspeyres 价格指数 P_{PL} 可以改写为：

$$\begin{aligned} P_{PL} &\equiv \frac{\sum_{h=1}^H p_h^1 q_h^0}{\sum_{h=1}^H p_h^0 q_h^0} \quad (18.14) \\ &= \sum_{h=1}^H \left(\frac{p_h^1 q_h^0}{p_h^0 q_h^0} \right) \left(\frac{p_h^0 q_h^0}{\sum_{h=1}^H p_h^0 q_h^0} \right) = \sum_{h=1}^H \left(\frac{p_h^1 q_h^0}{p_h^0 q_h^0} \right) S_h^0 \\ &= \sum_{h=1}^H S_h^0 P_{Lh} \end{aligned} \quad (18.15)$$

$$\begin{aligned} &= \sum_{h=1}^H S_h^0 \sum_{i=1}^n s_{hi}^0 \left(\frac{p_{hi}^1}{p_{hi}^0} \right) \\ &= \sum_{h=1}^H \sum_{i=1}^n S_h^0 s_{hi}^0 \left(\frac{p_{hi}^1}{p_{hi}^0} \right) \end{aligned} \quad (18.16)$$

等式 (18.15) 显示，国民金权 Laspeyres 价格指数等于地区 Paasche 价格指数以 (时期 0) 地区支出份额加权的调和平均。等式 (18.16) 显示，国民 Laspeyres 价格指数等于地区性价格比 (p_{hi}^1 / p_{hi}^0) 以 (时期 0) 地区支出份额加权的调和平均，其中相应的权数 $S_h^0 s_{hi}^0$ 是时期 0 地区 h 内商品 i 的国民支出份额。

18.18 地区 h (或住户 h) 的 Paasche 价格指数界定为如下：

$$\begin{aligned} P_{Ph} &\equiv \frac{p_h^1 q_h^1}{p_h^0 q_h^1} \quad h=1,2,\dots,H \\ &= \frac{1}{\sum_{i=1}^n \left(\frac{p_{hi}^0}{p_{hi}^1} \right) p_{hi}^1 q_{hi}^1 / p_h^1 q_h^1} \\ &= \frac{1}{\sum_{i=1}^n S_{hi}^1 \left(\frac{p_{hi}^1}{p_{hi}^0} \right)^{-1}} \\ &= \left\{ \sum_{i=1}^n S_{hi}^1 \left(\frac{p_{hi}^1}{p_{hi}^0} \right)^{-1} \right\}^{-1} \end{aligned} \quad (18.17)$$

18.19 过来参考等式 (18.7)，国民金权 Paasche 价格指数 P_{PP} 可以改写为：

$$\begin{aligned} P_{PP} &\equiv \frac{\sum_{h=1}^H p_h^1 q_h^1}{\sum_{h=1}^H p_h^0 q_h^1} \quad (18.18) \\ &= \frac{1}{\left\{ \sum_{h=1}^H \left(\frac{p_h^0 q_h^1}{p_h^1 q_h^1} \right) \left(\frac{p_h^1 q_h^1}{\sum_{h=1}^H p_h^1 q_h^1} \right) \right\}} \\ &= \frac{1}{\sum_{h=1}^H \left(\frac{p_h^0 q_h^1}{p_h^1 q_h^1} \right)^{-1} S_h^1} \\ &= \left(\sum_{h=1}^H S_h^1 P_{ph}^{-1} \right)^{-1} \\ &= \left\{ \sum_{h=1}^H S_h^1 \sum_{i=1}^n s_{hi}^1 \left(\frac{p_{hi}^1}{p_{hi}^0} \right)^{-1} \right\}^{-1} \end{aligned} \quad (18.19)$$

$$= \left\{ \sum_{h=1}^H \sum_{i=1}^n S_h^1 S_{hi}^1 \left(\frac{P_{hi}^1}{P_{hi}^0} \right)^{-1} \right\}^{-1} \quad (18.20)$$

等式 (18.19) 显示, 国民金权 Paasche 价格指数等于地区 Paasche 价格指数以 (时期 1) 地区支出份额加权的调和平均。等式 (18.20) 显示, 国民 Paasche 价格指数等于地区性价格比 (P_{hi}^1/P_{hi}^0) 以 (时期 1) 地区支出份额加权的调和平均, 其中价格比的权数 $S_h^1 S_{hi}^1$ 是时期 1 地区 h 内商品 i 的国民支出份额。

18.20 当然, 等式 (18.20) 和 (18.16) 界定的金权 Paasche 和 Laspeyres 指数 (分别为 P_{PP} 和 P_{PL}) 的比例公式可以用来计算金权 Fisher 指数, $P_{PF} \equiv [P_{PP} P_{PL}]^{1/2}$ 。

18.21 如果各地区的价格都相等, 公式 (18.16) 和 (18.20) 可以简化。金权 Laspeyres 指数公式变成:

$$\begin{aligned} P_{PL} &= \sum_{h=1}^H \sum_{i=1}^n S_h^0 S_{hi}^0 \left(\frac{P_{hi}^1}{P_{hi}^0} \right) \\ &= \sum_{h=1}^H \sum_{i=1}^n S_h^0 S_{hi}^0 \left(\frac{P_i^1}{P_i^0} \right) \quad \text{采用假设 (18.4)} \\ &= \sum_{i=1}^n \sigma_i^0 \left(\frac{P_i^1}{P_i^0} \right) \quad \text{采用等式 (18.12) 其中 } t=0 \\ &= P_L \end{aligned} \quad (18.21)$$

其中 P_L 是通常的总量 Laspeyres 价格指数, 该指数假设每个住户都面临同样的商品价格向量; P_L 的定义见等式 (18.5)。根据各住户价格相等的假设, 金权 Paasche 价格指数公式变为:

$$\begin{aligned} P_{PP} &= \left\{ \sum_{h=1}^H \sum_{i=1}^n S_h^1 S_{hi}^1 \left(\frac{P_{hi}^1}{P_{hi}^0} \right)^{-1} \right\}^{-1} \\ &= \left\{ \sum_{h=1}^H \sum_{i=1}^n S_h^1 S_{hi}^1 \left(\frac{P_i^1}{P_i^0} \right)^{-1} \right\}^{-1} \quad \text{采用假设 (18.4)} \\ &= \left\{ \sum_{i=1}^n \sigma_i^1 \left(\frac{P_i^1}{P_i^0} \right)^{-1} \right\}^{-1} \quad \text{采用等式 (18.12) 其中 } t=1 \\ &= P_P \end{aligned} \quad (18.22)$$

其中 P_P 是通常的总量 Paasche 价格指数, 该指数假设每个住户都面临同样的商品价格向量; P_P 的定义见等式 (18.8)。

18.22 因此, 在假设各地区商品价格相同之后, 为了计算国民 Laspeyres 和 Paasche 指数, 被考察的两个时期只需要“国民”价格比和国民商品支出份额。然而, 如果各地区的价格有差异, 那么, 简化的公式

(18.21) 和 (18.22) 就无效, 而需用前面的公式 (18.16) 和 (18.20), 这两个公式要求使用地区价格比和地区支出份额。

民主生活费用指数与金权生活费用指数

18.23 以上考虑的金权指数根据每个住户在被考察两个时期里的支出规模来确定其权数。如果不采用这种权数方法, 可以界定理论指数 (“实用的”近似指数), 这些指数为经济体中每个住户或住户群分配相同的权数。在 Prais (1959 年) 之后, 这种指数被称作民主指数。在本节中, 第 18.3 段至 18.22 段介绍的金权指数理论将重新改为民主框架。

18.24 做出与第 18.4 段相同的假设, 对于住户效用 $u \equiv (u_1, u_2, \dots, u_H)$ 的任意效用向量以及住户环境变量 (e_h) 的任意向量 $P_D^*(p^0, p^1, u, e_1, e_2, \dots, e_H)$ (其中, $h=1, 2, \dots, H$) 来说, 与时期 0 和时期 1 有关的有条件民主生活费用指数类别可以定义如下:

$$\begin{aligned} P_D^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u, e_1, e_2, \dots, e_H) \\ \equiv \sum_{h=1}^H \left(\frac{1}{H} \right) \frac{C^h(u_h, e_h, p_h^1)}{C^h(u_h, e_h, p_h^0)} \end{aligned} \quad (18.23)$$

因此, P_D^* 是单个住户有条件生活费用指数 $C^h(u_h, e_h, p_h^1)/C^h(u_h, e_h, p_h^0)$ 的简单未加权算术平均。在这些有条件指数的分子和分母中, 只有价格变量不同, 而这正是消费者价格指数理论定义所需要的。如果住户 h 的成本函数不包括环境变量 e_h 的向量, 那么, 有条件指数 $C^h(u_h, e_h, p_h^1)/C^h(u_h, e_h, p_h^0)$ 就变成第十七章界定的那种普通的 Konüs 真实生活费用指数。

18.25 现在对一般定义 (18.23) 作特殊处理, 即用时期 0 住户效用向量 $u^0 \equiv (u_1^0, u_2^0, \dots, u_H^0)$ 或时期 1 住户效用向量 $u^1 \equiv (u_1^1, u_2^1, \dots, u_H^1)$ 取代一般效用向量 u 。对一般定义再做出进一步的特殊处理, 即用时期 0 的住户环境变量向量 $e^0 \equiv (e_1^0, e_2^0, \dots, e_H^0)$ 或时期 1 的住户环境变量向量 $e^1 \equiv (e_1^1, e_2^1, \dots, e_H^1)$ 取代一般住户环境变量 $(e_1, e_2, \dots, e_H) \equiv e$ 。选择基期效用水平向量和基期环境变量得出 Laspeyres 有条件民主生活费用指数, $P_D^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u^0, e^0)$, 而选择时期 1 效用水平向量和时期 1 环境变量得出 Paasche 有条件民主生活费用指数, $P_D^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u^1, e^1)$ 。结果这两个民主指数都满足了一些值得注意的不等式, 以下将推导这些不等式。

18.26 对等式 (18.23) 进行特殊处理, Laspeyres 有条件民主生活费用指数 $P_D^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots,$

p_H^1, u^0, e^0 可以改写如下：

$$\begin{aligned} P_D^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u^0, e_1^0, e_2^0, \dots, e_H^0) \\ &\equiv \sum_{h=1}^H \left(\frac{1}{H} \right) \frac{C^h(u_h^0, e_h^0, p_h^1)}{C^h(u_h^0, e_h^0, p_h^0)} \\ &= \sum_{h=1}^H \left(\frac{1}{H} \right) \frac{C^h(u_h^0, e_h^0, p_h^1)}{p_h^0 q_h^0} \end{aligned}$$

采用等式 (18.1) 其中 $t=0$

$$\leq \sum_{h=1}^H \left(\frac{1}{H} \right) \frac{p_h^1 q_h^0}{p_h^0 q_h^0} \quad (18.24)$$

因为 $C^h(u_h^0, e_h^0, p_h^1) = \min_q \{ p_h^1 q : f^h(q, e_h^0) \geq u_h^0 \} \leq p_h^1 q_h^0$ 和 q_h^0 对于成本最低化问题是可行的 (其中, $h = 1, 2, \dots, H$), 因此

$$\equiv P_{DL}$$

其中, P_{DL} 被界定为 (原则上) 可观测的民主 Laspeyres 价格指数, $\sum_{h=1}^H \left(\frac{1}{H} \right) p_h^1 q_h^0 / p_h^0 q_h^0$, 该指数使用时期 0 住户或地区数量的单个向量 (q_1^0, \dots, q_H^0) 作为数量权数。

18.27 同理, 对定义 (18.23) 作特殊处理, Paasche 有条件民主生活费用指数 $P_D^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u^1, e^1)$ 可以改写如下:

$$\begin{aligned} P_D^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u^1, e_1^1, e_2^1, \dots, e_H^1) \\ &\equiv \sum_{h=1}^H \left(\frac{1}{H} \right) \frac{C^h(u_h^1, e_h^1, p_h^1)}{C^h(u_h^1, e_h^1, p_h^0)} \\ &= \sum_{h=1}^H \left(\frac{1}{H} \right) \frac{p_h^1 q_h^1}{C^h(u_h^1, e_h^1, p_h^0)} \end{aligned}$$

采用等式 (18.1) 其中 $t=1$

$$\geq \sum_{h=1}^H \left(\frac{1}{H} \right) \frac{p_h^1 q_h^1}{p_h^0 q_h^1} \quad \text{采用可行性论据} \quad (18.25)$$

$$\equiv P_{DP}$$

其中 P_{DP} 被界定为民主 Paasche 价格指数, $\sum_{h=1}^H \left(\frac{1}{H} \right)$

$p_h^1 q_h^1 / p_h^0 q_h^1$, 在加总的个别住户 Paasche 指数中, 该指数使用时期 1 住户 h 单个向量 q_h^1 作为 h 项的数量权数。因此, 可以看出, 理论上的 Paasche 有条件民主生活费用指数 $P_D^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u^1, e^1)$ 的下界是 (原则上) 可观测的民主 Paasche 价格指数 P_{DP} 。Diewert (1983 年 a, 第 191 页) 首先在住户效用和成本函数不包括环境变量, 而且各住户价格相同的情况下, 得出不等式 (18.25)。

18.28 现在可以证明如何获得理论上的民主生活费用指数 (该指数的上下界均为可观测的指数)。使

用不等式 (18.24) 和 (18.25) 以及等式 (18.23) 中有条件民主生活费用指数 $P^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u, e)$ 的连续性属性, 可以修改 Konüs (1924 年) 和 Diewert (1983 年 a, 第 191 页) 采用的验证方法, 并取得以下结果:

存在一个参考效用向量 $u^* \equiv (u_1^*, u_2^*, \dots, u_H^*)$,

从而使住户 h 参考效用水平 u_h^* 介于住户 h 时期 0 效用水平 (u_h^0) 和时期 1 效用水平 (u_h^1) 之间 (其中 $h = 1, \dots, H$); 此外, 还存在住户环境向量 $e_h^* \equiv (e_{h1}^*, e_{h2}^*, \dots, e_{hm}^*)$, 从而使住户 h 第 m 个参考环境变量 e_{hm}^* 介于住户 h 时期 0 第 m 个环境变量 (e_{hm}^0) 和时期 1 第 m 个环境变量 (e_{hm}^1) 之间 (其中, $m = 1, 2, \dots, M$ 和 $h = 1, \dots, H$); 而且按该中间参考效用向量 u^* 计算的有条件民主生活费用指数 $P_D^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u^*, e^*)$, 以及住户环境变量的中间参考向量 $e^* \equiv ((e_1^*, e_2^*, \dots, e_H^*))^*$ 介于 (原则上) 可观测的民主 Laspeyres 价格指数 (P_{DL}) 和金权 Paasche 价格指数 (P_{DP}) 之间—— P_{DL} 与 P_{DP} 分别由 (18.24) 和 (18.25) 中的最后一个等式定义。

18.29 以上结果表明, 理论上的有条件国民民主消费者价格指数 $P_D^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u^*, e^*)$ 介于民主 Laspeyres 指数 P_{DL} 和民主 Paasche 指数 P_{DP} 之间。因此, 如果 P_{DL} 和 P_{DP} 间的区别不是很大, 能够较好逼近理论国民民主消费者价格指数的是民主 Fisher 指数 P_{DF} , 界定如下:

$$P_{DF} \equiv \sqrt{P_{DL} P_{DP}} \quad (18.26)$$

民主 Fisher 价格指数 P_{DF} 将满足时间逆转检验。

18.30 同样, 取得只依赖于价格比和支出份额的民主 Laspeyres 和 Paasche 指数公式可能是有用的。采用 (18.10) 中关于住户 h 在时期 t 内商品 i 支出份额 (s_{hi}^t) 的定义, 住户 h 的 Laspeyres 和 Paasche 价格指数可以用比例的形式表示如下:

$$P_{Lh} \equiv \frac{p_h^1 q_h^0}{p_h^0 q_h^0} = \sum_{i=1}^n s_{hi}^0 \left(\frac{p_{hi}^1}{p_{hi}^0} \right); \quad h = 1, \dots, H; \quad (18.27)$$

$$P_{Ph} \equiv \frac{p_h^1 q_h^1}{p_h^0 q_h^1} = \left\{ \sum_{i=1}^n s_{hi}^1 \left(\frac{p_{hi}^1}{p_{hi}^0} \right)^{-1} \right\}^{-1}; \quad h = 1, \dots, H \quad (18.28)$$

将等式 (18.27) 代入民主 Laspeyres 指数定义 P_{DL} , 得出以下比例形式的公式:¹⁰

¹⁰ 将民主 Laspeyres 指数 P_{DL} 公式与前面公式 (18.16) 的金权 Laspeyres 指数 P_{PL} 相比, 可以发现, 相对于住户 h 第 i 个价格比的金权权数是 $s_{hi}^0 s_{hi}^0$, 而对应的民主权数是 $(1/H) s_{hi}^0$ 。因此, 与民主指数相比, 在基期中支出较大 (因此支出份额 s_{hi}^0 也较大) 的住户在金权指数中的权数也较大。

$$P_{DL} = \sum_{h=1}^H \left(\frac{1}{H} \right) \sum_{i=1}^n s_{hi}^0 \left(\frac{p_{hi}^1}{p_{hi}^0} \right) \quad (18.29)$$

同样，将等式 (18.28) 代入民主 Paasche 指数定义 P_{DP} ，得出以下比例形式的公式：

$$P_{DP} = \sum_{h=1}^H \left(\frac{1}{H} \right) \left\{ \sum_{i=1}^n s_{hi}^1 \left(\frac{p_{hi}^1}{p_{hi}^0} \right)^{-1} \right\}^{-1} \quad (18.30)$$

18.31 如果可以假设每个住户在被考察的两个时期面临同样的价格向量，前段中的民主 Laspeyres 指数公式可以简化。在此条件下，等式 (18.28) 可以改写如下：

$$P_{DL} = \sum_{i=1}^n s_{di}^0 \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right) \quad (18.31)$$

其中时期 0 在商品 i 上的民主支出份额 s_{di}^0 可以界定如下：

$$s_{di}^0 \equiv \sum_{h=1}^H \left(\frac{1}{H} \right) s_{hi}^0; \quad i=1, \dots, n \quad (18.32)$$

因此， s_{di}^0 是时期 0 单个住户相对于所有住户而言，在商品 i 上支出份额的简单算术平均。如果假设住户在每个时期面临同样的价格，那么简化民主 Paasche 指数公式的方式不同，因为等式 (18.30) 采用的是调和平均。

18.32 此时可得出的结论是，统计部门可以编制民主和金权 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 指数，前提是具备住户价格比 (p_{hi}^1 / p_{hi}^0) 信息，而且具备被考察的两个时期的支出信息。如果只具备基期的支出信息，那么就只能编制 Laspeyres 民主和金权指数。

18.33 现在有必要讨论统计部门面临的一个实际问题：用以估算住户消费比例的现有住户消费支出调查不是很准确。因此，金权 Laspeyres 和 Paasche 指数公式中按地区支出份额 ($S_h^0 s_{hi}^0$ 和 $S_h^1 s_{hi}^1$) 划分的详细商品在计量方面一般存在巨大的误差。同样，被讨论两个时期单个住户支出份额 s_{hi}^0 和 s_{hi}^1 的计量一般也存在严重误差——这两个支出份额是计算等式 (18.29) 和 (18.30) 中民主 Laspeyres 和 Paasche 指数所必须的。因此，如果用等式 (18.12) 界定的国民商品支出份额 σ_n^t 取代地区商品支出份额 s_{hi}^t ，总体误差会小一些。这种近似是否有道理将取决于统计单位分析的详细程度。总体而言，统计单位不能准确获得有关住户支出份额的完整信息，因此，须使用统计估算和修匀技术来获得支出权重，然后用于加权机构所收集的价格比。

18.34 应该指出，上面使用的有条件指数框架可用于建立相应的模型，以反映从基期到当期的时期住户偏好的（不断）变化：直接选择环境变量为时间 t 。第 18.14 段和 18.28 段中的结果表明存在介于可观测 Laspeyres 界和 Paasche 界之间的生活费用指数，其中，假设住户的偏好函数介于被考察两个时期的偏好之间。同样，如果可观测的界值相去不远，那么取两个界值的几何平均，就可以求出理论生活费用指数的近似值。¹¹

18.35 关于指数理论经济分析法的批评意见和一些局限性，参见 Turvey (2000 年) 和 Diewert (2001 年)。¹²

¹¹ 在品味变化背景下对生活费用理论的更深处处理，参见 Balk (1989 年 a)。

¹² 对经济分析法的严格求证，见 Triplett (2001 年)。

第十九章 使用人工数据集测定的价格指数

导言

19.1 为了让读者对使用“实际”数据集的各种指数之间的差异程度有个大概了解，本章使用包含五个时期、六类商品价格与数量的一套人工数据集，对前几章确定的几乎所有重要指数进行了计算。下文第 19.3 段和第 19.4 段分别对相关数据作了说明。

19.2 本章其余各节的内容概括如下：从第 19.5 段开始的那一节计算了两个早期的未加权指数：Carli 指数和 Jevons 指数。该节还计算了最早使用的两个加权指数——Laspeyres 指数和 Paasche 指数。在计算的指数中，既有定基指数又有环比指数。从第 19.9 段开始的那一节计算了各种不对称加权¹指数。从第 19.17 段开始的那一节计算了对称²加权指数。其中有些指数属于最优指数之列，而其他指数不算最优。从第 19.23 段开始的那一节使用两阶段汇总法计算了一些最优指数，并将得出的两阶段指数与其单一阶段的对应指数作比较。接下来的那一节计算了各种 Lloyd-Moulton 指数³并将其与最优指数作了比较。从第 19.32 段开始的那一节计算了 Fisher 理想指数的两个加性百分比变动分解值，并将得出的分解值作了比较，发现二者非常相似。到这个时候为止，所计算的指数全都是加权或未加权的单边价格指数；也就是说，指数公式仅取决于属于正在对其价格进行比较的这两个时期的价格与数量数据。在本章的最后三节计算了各种指数，涉及到属于三个以上时期的数据。在从第 19.37 段开始的那一节，计算了 Lowe 指数和 Young 指数，其中，时期 1 的数据和时期 3 至 5 的价格数据同时用作数量或份额权数，这样，时期 1 即为权数参考时期，时期 3 为价格参考时期。本章最后两节根据 Lowe 公式和 Young 公式分别计算了各种中间年份指数。对于这两个指数公式来说，价格参考时期与权数参考时期并不吻合，可见这些指数不是双边指数公式。

¹ “不对称权数”系指价格的数量或价值权数仅取自进行比较的两期之间之一。

² “对称权数”系指价格的数量或价值权数以对称的或公允的方式列入指数公式。

³ 追述第十七章，其中讲到，插入公式的每个替代弹性估计参数 σ 都有一个单独的 Lloyd-Moulton 指数。

人工数据集

19.3 可将相关时期视为一年到五年中间的某个时期。数据中的趋势一般要比在一年之内所见的更明显。表 19.1 和 19.2 列出了价格和数量数据。为方便起见，表 19.3 列出了 t 时期的名义支出， $p^t q^t \equiv \sum_{i=1}^n p_i^t q_i^t$ ，同时列出的还有 t 时期的支出份额， $s_i^t \equiv p_i^t q_i^t / p^t q^t$

表 19.1 六类商品的价格

时期 t	P_1^t	P_2^t	P_3^t	P_4^t	P_5^t	P_6^t
1	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0
2	1.2	3.0	1.3	0.7	1.4	0.8
3	1.0	1.0	1.5	0.5	1.7	0.6
4	0.8	0.5	1.6	0.3	1.9	0.4
5	1.0	1.0	1.6	0.1	2.0	0.2

表 19.2 六类商品的数量

时期 t	q_1^t	q_2^t	q_3^t	q_4^t	q_5^t	q_6^t
1	1.0	1.0	2.0	1.0	4.5	0.5
2	0.8	0.9	1.9	1.3	4.7	0.6
3	1.0	1.1	1.8	3.0	5.0	0.8
4	1.2	1.2	1.9	6.0	5.6	1.3
5	0.9	1.2	2.0	12.0	6.5	2.5

表 19.3 六类商品的支出和支出份额

时期 t	$p^t q^t$	s_1^t	s_2^t	s_3^t	s_4^t	s_5^t	s_6^t
1	10.00	0.1000	0.1000	0.2000	0.1000	0.4500	0.0500
2	14.10	0.0681	0.1915	0.1752	0.0645	0.4667	0.0340
3	15.28	0.0654	0.0720	0.1767	0.0982	0.5563	0.0314
4	17.56	0.0547	0.0342	0.1731	0.1025	0.6059	0.0296
5	20.00	0.0450	0.0600	0.1600	0.0600	0.6500	0.0250

19.4 现在，本段来解释表 19.1 至表 19.3 中所显示的趋势。设想前四类商品为某经济体消费的各类商品，而后两类商品是其消费的两类服务。设第一类商品为农业消费品；其数量在 1 上下波动。⁴ 第二类商品为能源消费品；其数量在五个时期略呈上扬趋势，但有一些轻

⁴ 请注意，随着经济发展和向服务业的转移，农产品方面的支出份额终究要趋于下降。

微的波动。不过请注意，各个时期的能源价格波动幅度很大。⁵第三类商品是传统制造业产品；设想在时期 2 和 3 此类商品的价格膨胀率相当高，此后逐渐缩减，到样本期结束时，通胀率会降至很低的水平。⁶在本数据集中，传统制造业产品相对比较稳定。第四类商品是高科技产品，比如计算机、摄像机和光盘等。在样本期内这类高科技商品的需求量增长了 12 倍，而最后时期的价格仅相当于第一时期价格的十分之一。第五类商品是传统服务。此类商品的价格趋势与传统制造业产品差不多，只是逐个时期的价格膨胀率略高。不过，对传统服务的需求增长势头要比对传统制造业产品的需求量强劲得多。最后一类商品是高科技服务，比如电信、无线电话、国际互联网和股票市场交易等。这最后一类商品呈现了非常强劲的降价趋势，到该样本期结束时，其价格水平仅相当于起始水平的 20%，而需求量则有了五倍的增长。在此人工数据集中，价格和数量的变化较之典型国家的相应逐年变化要明显，但这并不说明消费价格指数编制者遇到了问题。也就是说，各类商品之间的价格和数量逐年变化远远不成比例，因此对指数公式的选择十分重要。

早期的价格指数：Carli、Jevons、Laspeyres 和 Paasche 指数

19.5 大凡价格统计学家都非常熟悉由第十五章等式 (15.5) 界定的 Laspeyres 指数 P_L 和方程式 (15.6) 界定的 Paasche 指数 P_P 。这两个指数和第十六章所讨论的两个未加权指数——即方程式 (16.45) 界定的 Carli 指数和方程式 (16.47) 界定的 Jevons 指数——均列于表 19.4。表 19.4 中的数据可用以对时期 t 的价格和时期 1 的价格进行比较，它们都属于定基指数。Carli 指数 P_C 在时期 t 的数据只是这六类商品比价的算术平均值， $\sum_{i=1}^6 (1/6)(p_i^t / p_i^1)$ ，而 Jevons 指数 P_J 在 t 时期的数据则是这六类比价的几何平均值， $\prod_{i=1}^6 (p_i^t / p_i^1)^{1/6}$ 。

表 19.4 Laspeyres、Paasche、Carli 和 Jevons 定基指数

时期 t	P_L	P_P	P_C	P_J
1	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
2	1.4200	1.3823	1.4000	1.2419
3	1.3450	1.2031	1.0500	0.9563
4	1.3550	1.0209	0.9167	0.7256
5	1.4400	0.7968	0.9833	0.6324

⁵ 这是 Szulc (1983 年) 着重说明的价格跳动现象的一个实例。请注意，纳入本人工数据集的能源价格波动并非不切实际：过去四年来，每桶原油价格一直在 12-40 美元之间波动。

⁶ 这大体上对应于 1973 年至 1990 年代中期大多数发达国家的经验。因此，大约每五年的价格变化压缩成本数据集的一个期间。

19.6 请注意，到时期 5 的时候，定基 Laspeyres 指数和 Paasche 价格指数之间的差幅已经很大： P_L 等于 1.4400，而 P_P 为 0.7968，差幅达 81%。鉴于这两个指数在理论上具有完全一样的合理性，由此可见指数公式的选择是何等重要。时期 5 的 Carli 指数数据为 0.9833，介于对应的 Paasche 指数和 Laspeyres 指数之间；但时期 5 的 Jevons 指数并非如此，其值为 0.6324。请注意，Jevons 指数总是大幅低于相对应的 Carli 指数。情况将永远会如此（除非所研究的两时期价格成比例），因为几何平均值总是等于或小于与之对应的算术平均值。⁷

19.7 令人感兴趣的是，在重新计算表 19.4 中的四个指数时，用的是环比原理，而不是定基原理，目的是利用环比原理来缩小 Paasche 指数与 Laspeyres 指数之间的差幅。这些环比指数列于表 19.5。

19.8 从表 19.4 和表 19.5 的比较可以看出，通过环比，Paasche 指数和 Laspeyres 指数之间的差幅大约缩小了三分之二。然而，即便是环比的 Paasche 指数和 Laspeyres 指数，它们在时期 5 的差幅也高达 18%，可见指数公式的选择依然很重要。请注意，环比对 Jevons 指数没有影响。这是该指数的一个优点，但缺少加权则是它的一个致命缺陷。⁸将经济学方法应用于指数理论，是希望能在 Paasche 指数和 Laspeyres 指数之间发现“真相”。从表 19.5 可以看出，未加权的 Jevons 指数远远低于可接受的水准。请注意，对于人工数据集而言，环比对 Carli 指数没有系统性影响：在第 3 和第 4 这两个时期，环比 Carli 指数高于对应的定基 Carli 指数；但在时期 5，环比 Carli 指数则低于定基 Carli 指数。⁹

表 19.5 Laspeyres、Paasche、Carli 和 Jevons 环比指数

时期 t	P_L	P_P	P_C	P_J
1	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
2	1.4200	1.3823	1.4000	1.2419
3	1.3646	1.2740	1.1664	0.9563
4	1.3351	1.2060	0.9236	0.7256
5	1.3306	1.1234	0.9446	0.6325

⁷ 根据算术和几何平均数定理；见 Hardy、Littlewood 和 Pólya (1934 年，第 17 页)。

⁸ 均匀加权几何平均值存在的问题是：对高科技产品与服务的降价给予了与其他四种商品的价格变化（涨价或保持平稳）一样的加权，但在这五个期间内高科技商品的支出份额一直很小。如此加权的价格指数不能体现未加权的 Jevons 指数所显示的总体降价率。对使用未加权几何平均值作为一个较高层次汇总指数公式的这些多少有些负面的评论，并不妨碍将其用于较低层次的汇总；在后一种情况下，可以用可靠的原理证明该公式的合理性。如果在最低汇总层次采用概率抽样法，那么未加权的几何平均值基本上就成了对数 Laspeyres 指数。

⁹ 对于许多数据集来说，环比 Carli 指数有望高于对应的定基 Carli 指数；见 Szulc (1983 年)。

不对称加权价格指数

19.9 本节对所有不对称加权价格指数（Lloyd-Moulton 指数除外，稍候讨论该指数）作了系统比较。表 19.6 列出了各种定基指数。定基 Laspeyres 指数和 Paasche 指数， P_L 和 P_P ，与表 19.4 中所列的指数是一样的。方程式 (16.55) 界定了 Palgrave 指数， P_{PAL} 。分别用 P_{GL} 和 P_{GP} 表示的指数代表几何 Laspeyres 指数和几何 Paasche 指数，¹⁰这些是 Konüs 和 Byushgens（1926 年）界定的几何指数分类的特殊情况；见方程式 (15.78)。对于几何 Laspeyres 指数 P_{GL} 来说， i 项比价的指数权数 α_i 为 s_i^1 ，其中， s_i^1 是商品 i 的基期支出份额。计算得出的指数应被视为对定基 Laspeyres 指数的一个替代选择，因为这两个指数都使用同样的数据集。对于几何 Paasche 指数 P_{GP} 来说， i 项比价的指数权数为 s_i^t ，其中， s_i^t 是本期支出份额。最后，指数 P_{HL} 是由方程式 (16.59) 界定的调和 Laspeyres 指数。

19.10 从表 19.6 中的时期 5 数据可以看出，所有这些定基不对称加权指数之间的差幅都有增加，甚至比早期定基 Paasche 指数与 Laspeyres 指数之间 81% 的差幅还要大。在表 19.6 中，时期 5 的 Palgrave 指数大约是这个时期调和 Laspeyres 指数 P_{HL} 的 3 倍。这再次说明一点：有鉴于当今大多数经济体内价格与数量不成比例增长的事实，对指数公式的选择更显得极为重要。

19.11 有可能解释为何表 19.6 中的某些指数比其他指数大。这可以表明： n 个数值的加权算术平均值等于或大于相对应的同样 n 个数值的加权几何平均值，而后者又等于或大于同样 n 个数值的加权调和平均值。¹¹由此可见， P_{PAL} 、 P_{GP} 和 P_P 这三个指数都使用本期支出份额 s_i^t 对比价 (p_i^t/p_i^1) 加权，但 P_{PAL} 是三个比价的一个加权算术平均值； P_{GP} 是三个比价的一个加权几何平均值；而 P_P 是这些比价的一个加权调和平均值。于是，根据

表 19.6 各种不对称加权定基指数

时期 t	P_{PAL}	P_L	P_{GP}	P_{GL}	P_P	P_{HL}
1	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
2	1.6096	1.4200	1.4846	1.3300	1.3824	1.2542
3	1.4161	1.3450	1.3268	1.2523	1.2031	1.1346
4	1.5317	1.3550	1.3282	1.1331	1.0209	0.8732
5	1.6720	1.4400	1.4153	1.0999	0.7968	0.5556

¹⁰ Vartia（1978 年，第 272 页）分别使用了对数 Laspeyres 指数和对数 Paasche 指数。

¹¹ 基于 Schlömilch（1858 年）的不等式；见 Hardy、Littlewood 和 Pólya（1934 年，第 26 页）。

Schlömilch 的不等式，情况必然是：¹²

$$P_{PAL} \geq P_{GP} \geq P_P \quad (19.1)$$

19.12 表 19.6 说明，不等式 (19.1) 对每个时期都成立。它还可以证实， P_L 、 P_{GL} 和 P_{HL} 这三个指数都使用基期支出份额 s_i^1 对比价 (p_i^t/p_i^1) 加权，但 P_L 是这些比价的一个加权算术平均值； P_{GL} 是这些比价的一个加权几何平均值；而 P_{HL} 则是这些比价的一个加权调和平均值。可见，根据 Schlömilch 不等式，情况必然是：¹³

$$P_L \geq P_{GL} \geq P_{HL} \quad (19.2)$$

表 19.6 说明，不等式 (19.2) 对每个时期都成立。

19.13 应用环比原理对所有不对称加权价格指数进行了比较，结果列于表 19.7。

19.14 从表 19.7 可以看出，较之表 19.6 中对应的定基数据，虽然应用环比原理可以大幅度缩小 Paasche 指数与 Laspeyres 指数——即 P_P 与 P_L 之间的差幅，但在时期 5，最高与最低不对称加权指数（即 Palgrave 指数 P_{PAL} 与调和 Laspeyres 指数 P_{HL} ）之间的差幅并没有缩减多少：定基差幅是 $1.6720/0.5556=3.01$ ，而对应的环比差幅是 $1.7893/0.7299=2.45$ 。可见，在这种特定的情况下，如果既应用环比原理，又只使用两时期之一的权数计算指数公式，并不能大幅度缩减这些公式使用定基原理所产生的巨大差异。不过，对于 Paasche 和 Laspeyres 公式来说，通过环比的确能大幅度缩小这两个指数间的差幅。

19.15 对上述结果能否做出解释？可以说，在不等式 (19.1) 和 (19.2) 中发现的所有这六个指数在一个等价和等量点附近彼此都是一阶近似的。因此，在数据趋势平稳的情况下，所有环比指数之间的近似度都高于定基指数，因为在应用环比原理的情况下，个别价格和数量的变化比较小。Paasche 和 Laspeyres 指数中就存在这种可能性，但其他指数中不存在这种情况。不过，就本数据集中的某些商品而言，价格和数量趋势并不稳定。尤其是前两类商品（农产品和石油）的跳动更大。正如 Szulc（1983 年）指出的那样，这将导致环比指数的离散

表 19.7 应用环比原理的各种不对称加权指数

时期 t	P_{PAL}	P_L	P_{GP}	P_{GL}	P_P	P_{HL}
1	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
2	1.6096	1.4200	1.4846	1.3300	1.3824	1.2542
3	1.6927	1.3646	1.4849	1.1578	1.2740	0.9444
4	1.6993	1.3351	1.4531	1.0968	1.2060	0.8586
5	1.7893	1.3306	1.4556	1.0266	1.1234	0.7299

¹² Fisher（1922 年，第 92 页）和 Vartia（1978 年，第 278 页）都着重提到了这些不等式。

¹³ Fisher（1922 年，第 92 页）和 Vartia（1978 年，第 278 页）也强调了这些不等式。

度高于对应的定基指数。为了查明价格跳动是否导致表 19.7 中的环比指数偏离与之对应的定基指数，我们对表 19.6 和 19.7 中的所有指数（但第 1 和第 2 类商品除外）重新作了计算。表 19.8 和 19.9 中列有排除了这两类价格跳动商品之后的计算结果。

表 19.8 第 3 至 6 类商品的各种不对称加权定基指数

时期 t	P_{PAL}	P_L	P_{GP}	P_{GL}	P_P	P_{HL}
1	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
2	1.2877	1.2500	1.2621	1.2169	1.2282	1.1754
3	1.4824	1.4313	1.3879	1.3248	1.2434	1.1741
4	1.6143	1.5312	1.4204	1.3110	1.0811	0.9754
5	1.7508	1.5500	1.4742	1.1264	0.7783	0.5000

表 19.9 第 3 至 6 类商品的各种不对称加权环比指数

时期 t	P_{PAL}	P_L	P_{GP}	P_{GL}	P_P	P_{HL}
1	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
2	1.2877	1.2500	1.2621	1.2169	1.2282	1.1754
3	1.4527	1.4188	1.4029	1.3634	1.3401	1.2953
4	1.5036	1.4640	1.4249	1.3799	1.3276	1.2782
5	1.4729	1.3817	1.3477	1.2337	1.1794	1.0440

19.16 表中可以看出，在排除了价格波动的商品之后，的确使环比指数的差幅变得比其对应的定基指数小多了。因此可以断定：如果基本价格和数量数据趋势能在一定时期内维持适度的平稳，那么，使用环比指数就能大幅度缩小不对称加权指数中的离散度。下节来计算以对称的或公允的方式使用两个时期权数的各种指数公式。

对称加权指数：最优指数和其他指数

19.17 对称加权指数可以分为两种类别：最优指数和其他对称加权指数。最优指数与经济学理论有密切联系。第十七章第 17.27 段至 17.49 段表明，最优指数在表述消费者偏好功能或双重单位成本功能方面是精确的，它能够为任意的（同位相似的）偏好功能提供一个二阶近似值。以上各章讨论了四个重要的最优指数，即：

- 由方程式 (15.12) 界定的 Fisher 理想价格指数 P_F ；
- 由方程式 (15.19) 界定的 Walsh 价格指数 P_W （该价格指数也对应于由第十七章方程式 (17.33) 界定的数量指数 Q^1 ）；
- 由方程式 (15.81) 界定的 Törnqvist-Theil 价格指数 P_T ；和
- 在第十五章界定的与 Walsh 数量指数 Q_W 相对应的 Walsh 潜在价格指数 P_{IW} （这也是由方程式 (17.38)

界定的指数 P^1 ）。

19.18 这四个对称加权的优价格指数列于应用定基原理的表 19.10 中。此外，列入表 19.10 中的还有两个对称加权（但不是最优）的价格指数，即：¹⁴

- 由方程式 (15.18) 界定的 Marshall-Edgeworth 价格指数 P_{ME} ；
- 由方程式 (15.12) 界定的 Drobisch 价格指数 P_D 。

表 19.10 各种对称加权定基指数

时期 t	P_T	P_{IW}	P_W	P_F	P_D	P_{ME}
1	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
2	1.4052	1.4015	1.4017	1.4011	1.4012	1.4010
3	1.2890	1.2854	1.2850	1.2721	1.2741	1.2656
4	1.2268	1.2174	1.2193	1.1762	1.1880	1.1438
5	1.2477	1.2206	1.1850	1.0712	1.1184	0.9801

19.19 请注意，Drobisch 指数 P_D 总是等于或大于对应的 Fisher 指数 P_F 。这是因为，Fisher 指数是 Paasche 指数和 Laspeyres 指数的几何平均值，Drobisch 指数则是 Paasche 指数和 Laspeyres 指数的算术平均值；而算术平均值总是等于或大于对应的几何平均值。通过用表 19.6 中的定基不对称加权指数与表 19.10 中的对称加权指数作比较可以看出，在时期 5，最低和最高指数之间的差幅比对称加权指数间的差幅小多了：不对称加权指数的差幅为 $1.6720/0.5556=3.01$ ，但对称加权指数的差幅只有 $1.2477/0.9801=1.27$ 。如果将比较范围仅限于表 19.10 中的时期 5 最优指数，那么，该差幅会进一步缩小到 $1.2477/1.0712=1.16$ ，也就是说，定基最优指数之间的差幅“仅”为 16%；相比之下，Paasche 指数和 Laspeyres 指数之间的定基差幅则是 81%（ $1.4400/0.7968=1.81$ ）。有望通过应用环比原理进一步缩减最优指数之间的差幅。

19.20 应用环比原理对各种对称加权指数进行了计算。计算结果见表 19.11。

表 19.11 运用环比原理的各种对称加权指数

时期 t	P_T	P_{IW}	P_W	P_F	P_D	P_{ME}
1	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
2	1.4052	1.4015	1.4017	1.4011	1.4012	1.4010
3	1.3112	1.3203	1.3207	1.3185	1.3193	1.3165
4	1.2624	1.2723	1.2731	1.2689	1.2706	1.2651
5	1.2224	1.2333	1.2304	1.2226	1.2270	1.2155

¹⁴ Diewert (1978 年, 第 897 页) 表明, Drobisch-Sidgwick-Bowley 价格指数在一个相等的价格和数量点上下可二阶近似任何最优指数; 也就是说, P_{SB} 是一个拟最优指数。直接计算结果表明, Marshall-Edgeworth 价格指数 P_{ME} 也是一个拟最优指数。

19.21 从表 19.11 一眼即可看出, 同时使用环比原理和对称加权指数具有综合效果, 可以大幅度缩小应用这两个原理构建的所有指数之间的差幅。时期 5 所有对称加权指数间的差幅仅为 $1.2333/1.2155=1.015$ 或 1.5%, 而时期 5 四种最优指数之间的差幅甚至更小, 仅为 $1.2333/1.2224=1.009$, 或约 0.1%。时期 5 两个最常用的最优指数——Fisher 指数 P_F 和 Törnqvist 指数 P_T 之间的差幅确实很小: 仅为 $1.2226/1.2224=0.0002$ 。¹⁵

19.22 表 19.11 中列出的结果证实了 Hill (2002 年) 和 Diewert (1978 年, 第 894 页) 列举的数值结果: 最常用的环比最优指数一般能够给出大体相近的数值结果。¹⁶ 尤其是环比 Fisher、Törnqvist 和 Walsh 指数一般情况下会彼此非常接近。

按两个汇总阶段构建的最优指数

19.23 现在请注意最优指数与其按两个阶段汇总的对应指数之间的差异: 关于这个问题的讨论和所使用的相关公式清单, 请参见第十七章第 17.55 至 17.60 段。使用人工数据集, 将前四类商品归并为一个商品汇总,

后两类商品归并为一个服务汇总。在第二汇总阶段, 各种商品和服务将汇总为一个全项目指数。

19.24 使用时期 1 作为 Fisher 指数 P_F 、Törnqvist 指数 P_T , 以及 Walsh 指数和 Walsh 潜在价格指数 P_W 和 P_{IW} 的定基, 这个两阶段汇总程序的结果列于表 19.12。

19.25 从表 19.12 可以看出, 一般来说定基单一阶段最优指数与定基两阶段对应指数十分接近, 只是 Fisher 公式例外。在时期 5, 单一阶段 Fisher 指数 P_F 与其两阶段对应指数 P_{F2S} 之间的偏差为 $1.1286/1.0712=1.05$ 或 5%。而其他指数的偏差为 2% 以下。

19.26 使用环比指数, 两阶段汇总的结果见表 19.13。该表再次分别列出了单一阶段及两阶段的 Fisher 指数 P_F 、Törnqvist 指数 P_T , 以及 Walsh 指数和 Walsh 潜在价格指数 P_W 和 P_{IW} 。

19.27 从表 19.13 可以看出, 一般来说环比单一阶段最优指数确实与其对应的两阶段定基指数十分近似。在时期 5 环比单一阶段 Törnqvist 指数 P_T 与其两阶段对应指数 P_{T2S} 之间的偏差为 $1.2300/1.2224=1.006$ 或 0.6%。其他偏差全都低于这个数。鉴于各时期之间价格变化的离散度很大, 这种两阶段汇总误差还不算大。

表 19.12 单一阶段和两阶段定基最优指数

时期 t	P_F	P_{F2S}	P_T	P_{T2S}	P_W	P_{W2S}	P_{IW}	P_{IW2S}
1	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
2	1.4011	1.4004	1.4052	1.4052	1.4017	1.4015	1.4015	1.4022
3	1.2721	1.2789	1.2890	1.2872	1.2850	1.2868	1.2854	1.2862
4	1.1762	1.2019	1.2268	1.2243	1.2193	1.2253	1.2174	1.2209
5	1.0712	1.1286	1.2477	1.2441	1.1850	1.2075	1.2206	1.2240

表 19.13 单一阶段和两阶段优环比指数

时期 t	P_F	P_{F2S}	P_T	P_{T2S}	P_W	P_{W2S}	P_{IW}	P_{IW2S}
1	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
2	1.4011	1.4004	1.4052	1.4052	1.4017	1.4015	1.4015	1.4022
3	1.3185	1.3200	1.3112	1.3168	1.3207	1.3202	1.3203	1.3201
4	1.2689	1.2716	1.2624	1.2683	1.2731	1.2728	1.2723	1.2720
5	1.2226	1.2267	1.2224	1.2300	1.2304	1.2313	1.2333	1.2330

Lloyd-Moulton 价格指数

19.28 下面用人工数据集解说的公式, 是由方程式 (17.71) 界定的 Lloyd (1975 年) 和 Moulton (1996 年) 指数 P_{LM} 。注意该公式要求, 所有汇总商品间的替代弹性参数 σ 都要有一个估计数。还应注意的是, 如果 σ 等于 0,

¹⁵ 但在其他期间差幅较大。四个期间平均起来, 环比 Fisher 指数与 Törnqvist 指数相差 0.0025 个百分点。

¹⁶ 更确切地说, 由方程式 (17.35) 界定的 r 阶价格指数 P^r 的最佳二次平均值和由方程式 (17.32) 界定的 r 阶价格指数 P^{*r} 的潜在二次平均值一般来说彼此非常接近, 但条件是: r 的间隔范围在 $0 \leq r \leq 2$ 。

那么 Lloyd-Moulton 指数就会跌至普通的 Laspeyres 指数 P_L 。对于 σ 等于 1, Lloyd-Moulton 指数未加界定,但是可以看出,当 σ 接近 1,也就是 P_{GL} 的时候, $P_{LM\sigma}$ 的极限为 P_{GL} ,即以基期份额作权数的几何 Laspeyres 指数或对数 Laspeyres 指数。该指数使用与定基 Laspeyres 指数 P_L 相同的基本信息,所以它是消费价格指数编纂者可用的一个备选指数。正如 Shapiro 和 Wilcox (1997 年 a) 所示,¹⁷可以利用构建定基 Laspeyres 指数时使用的信息,使 Lloyd-Moulton 指数接近一个最优指数,但条件是,参数 σ 要有一个估计数。这种方法将用人工数据集加以检验。拟接近的最优指数是环比 Fisher 指数¹⁸(该指数与表 19.11 中列出的其他最优指数十分近似)。Fisher 指数 P_F 列于表 19.14 第二栏,同时列入的是定基 Lloyd - Moulton 指数 $P_{LM\sigma}$, 分别表示 σ 等于 0 (这将使它跌至定基 Laspeyres 指数 P_L)、0.2、0.3、0.4、0.5、0.6、0.7、0.8 和 1 (这是定基几何指数 P_{GL})。请注意, Lloyd-Moulton 指数随着替代弹性参数 σ 的增长而逐步递减¹⁹

19.29 从表 19.14 可以看出,选择任何替代弹性参数 σ 都不会使 Lloyd-Moulton 价格指数 $P_{LM\sigma}$ 十分近似于时期 2、3、4、5 的 Fisher 指数 P_F 。要在时期 2 接近 P_F ,

应选择近似于 0.1 的 σ ; 要在时期 3 接近 P_F , 应选择近似于 0.3 的 σ ; 要在时期 4 接近 P_F , 应选择介于 0.4 和 0.5 之间的 σ ; 要在时期 5 接近 P_F , 应选择介于 0.7 和 0.8 之间的 σ 。²⁰

19.30 现在重复列出表 19.14 中的 Lloyd-Moulton 指数计算值,不过要按环比原理来编制 Lloyd-Moulton 指数;见表 19.15。在表 19.15 中, P_{LM0} 是环比 Laspeyres 指数,而 P_{LM1} 是环比几何 Laspeyres 指数,或使用上一时期支出份额作权数的几何指数。

19.31 从表 19.15 可以看出,选择任何替代弹性参数 σ ,都不会使 Lloyd-Moulton 价格指数 $P_{LM\sigma}$ 更近似于各个时期的 Fisher 指数 P_F 。要在时期 2 接近 P_F , 需选择近似于 0.1 的 σ ; 要在时期 3 接近 P_F , 需选择近似于 0.2 的 σ ; 要在时期 4 接近 P_F , 需选择介于 0.2 和 0.3 之间的 σ ; 要在时期 5 接近 P_F , 需选择介于 0.3 和 0.4 之间的 σ 。不过应该指出的是,如果选择 σ 等于 0.3, 并使由此得出的环比 Lloyd-Moulton 指数 P_{LM3} 近似于环比 Fisher 指数 P_F , 那么,不论是与环比 Laspeyres 指数(见表 19.15 第三栏中的 P_{LM0})相比,还是与定基 Laspeyres 指数(见表 19.14 第三栏中的 P_{LM0})相比,都会与 P_F 的结果基本相似。²¹关于

表 19.14 环比 Fisher 指数和定基 Lloyd-Moulton 指数

时期 t	P_F	P_{LM0}	P_{LM2}	P_{LM3}	P_{LM4}	P_{LM5}	P_{LM6}	P_{LM7}	P_{LM8}	P_{LM1}
1	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
2	1.4011	1.4200	1.4005	1.3910	1.3818	1.3727	1.3638	1.3551	1.3466	1.3300
3	1.3185	1.3450	1.3287	1.3201	1.3113	1.3021	1.2927	1.2831	1.2731	1.2523
4	1.2689	1.3550	1.3172	1.2970	1.2759	1.2540	1.2312	1.2077	1.1835	1.1331
5	1.2226	1.4400	1.3940	1.3678	1.3389	1.3073	1.2726	1.2346	1.1932	1.0999

表 19.15 环比 Fisher 指数和环比 Lloyd-Moulton 指数

时期 t	P_F	P_{LM0}	P_{LM2}	P_{LM3}	P_{LM4}	P_{LM5}	P_{LM6}	P_{LM7}	P_{LM8}	P_{LM1}
1	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
2	1.4011	1.4200	1.4005	1.3910	1.3818	1.3727	1.3638	1.3551	1.3466	1.3300
3	1.3185	1.3646	1.3242	1.3039	1.2834	1.2628	1.2421	1.2212	1.2002	1.1578
4	1.2689	1.3351	1.2882	1.2646	1.2409	1.2171	1.1932	1.1692	1.1452	1.0968
5	1.2226	1.3306	1.2702	1.2400	1.2097	1.1793	1.1488	1.1183	1.0878	1.0266

¹⁷ Alterman、Diewert 和 Feenstra (1999 年) 也结合估计最佳国际贸易价格指数使用了该方法。

¹⁸ 鉴于在定基最优指数之间依然存在相当大的离散量,而在环比最优指数之间基本上没有离散量,所以选取 Fisher 环比指数,而不选取任何定基最优指数作目标指数。

¹⁹ 这也是根据 Schlömilch (1858 年) 的不等式。

²⁰ 遗憾的是,在本数据集中,不论是定基 Laspeyres 指数 $PL = PLM0$, 还是定基未加权几何指数 $PGL = PLM1$, 都与各期间的环比 Fisher 指数不太接近。在不很极端的数据集中,定基 Laspeyres 指数和定基几何指数都比较接近环比 Fisher 指数。

²¹ 在这套特定的数据集中,无论使用第 1 期间支出权数(见表 19.14 最后一栏),还是使用前一期期间的权数(见表 19.15 最后一栏),定基或环比几何指数都不会与环比 Fisher 指数十分相近。不过,在不很极端的数据集中,使用环比 Laspeyres 指数或几何指数,则可以完全接近环比最优指数。

利用 Lloyd-Moulton 指数接近最优指数的问题，可从以上数表得出如下两点尝试性的结论：

- 在 Lloyd-Moulton 公式中出现的替代弹性参数 σ 不能长时间保持不变，因此，统计机构有必要定期更新 σ 的估计数；
- 将 Lloyd-Moulton 指数用作环比最优指数的一个实时初步估计数看来是可行的，但条件是，统计机构应能滞后提供环比最优指数估计数。Lloyd-Moulton 指数可以对传统的定基 Laspeyres 价格指数起到有效的补充作用。

Fisher 理想指数加性百分比变动分解

19.32 下面用人工数据集解说的公式，是第十六章第 16.62 至 16.73 段中讨论的 Fisher 理想指数加性百分比变动分解。²²先用公式 (16.38) 至 (16.40) 将 Fisher 价格指数链接分解成加性分量。分解的结果列于表 19.16。这样， $P_F - 1$ 便是 Fisher 理想链接从 $t-1$ 时期到 t 时期的百分比变动，而分解因子 $v_{Fi} \Delta p_i = v_{Fi} (P_i^t - p_i^{t-1})$ 则是对 i 项价格从 p_i^{t-1} 到 p_i^t 的总百分比变动的促成因素，其中 $i=1, 2, \dots, 6$ 。

19.33 从表 19.16 可以看出，时期 1 至 2 的价格指数上涨了 40%，这一变动的主要促成因素是第 2 类商品——能源的价格上涨 (18.77%) 和第 5 类商品——传统服务的价格上涨 (18.4%)。第 3 类商品——传统制造业产品对总价格增长率 40.11% 的贡献率为 5.8%。从时期 1 到时期 2，高科技产品 (第 4 类商品) 和高科技服务 (第 6 类商品) 的降价 (-3.51% 和 -1.11%)，分别抵消了其他产品的涨价。从时期 2 到 3，总的价格变动呈负增长，即 -5.89%。通观表 19.16 第 3 行，读者可知这六种构成价格变化对总价格变动的的影响如何。显而易见，在所涉及的两个时期，特定分量 i 中的价格大幅变动，加之支出份额巨大，这将会产生一个很大的分解因子 v_{Fi} 。

19.34 下面使用人工数据集说明一组计算公式，其依据是 Van Ijzeren (1987 年，第 6 页) 对 Fisher 理想指数加性百分比变动进行的分解 (见第十六章，脚注 43)。²³数量指数加性分解的对应价格是：

$$P_F(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{\sum_{i=1}^n q_{Fi}^* p_i^1}{\sum_{i=1}^n q_{Fi}^* p_i^0} \quad (19.3)$$

式中，参考数量需要适当加以界定。Van Ijzeren (1987 年，第 6 页) 说明，下述参考权数可以对 Fisher 理想价格指数进行精确的加性表述：

$$q_{Fi}^* \equiv (1/2)q_i^0 + \{(1/2)q_i^1 / Q_F(p^0, p^1, q^0, q^1)\} \quad (19.4)$$

其中 $i=1, 2, \dots, 6$

式中， Q_F 是总体 Fisher 数量指数。因此，可以使用 Van Ijzeren 数量权数 q_{Fi}^* ，按 Van Ijzeren 加性百分比变动分解式对 Fisher 价格指数进行分解：

$$P_F(p^0, p^1, q^0, q^1) - 1 = \left\{ \frac{\sum_{i=1}^6 q_{Fi}^* p_i^1}{\sum_{i=1}^6 q_{Fi}^* p_i^0} \right\} - 1$$

$$= \sum_{i=1}^6 v_{Fi}^* \{p_i^1 - p_i^0\} \quad (19.5)$$

式中，商品 i 的 Van Ijzeren 权数 v_{Fi}^* 界定为：

$$v_{Fi}^* \equiv q_{Fi}^* / \sum_{i=1}^6 q_{Fi}^* p_i^0 \quad \text{其中 } i=1, 2, \dots, 6 \quad (19.6)$$

19.35 使用公式 (19.4) 至 (19.6)，将 Fisher 价格指数链接分解成上述若干价格变动分量。分解结果列于表 19.17。由此可以认为， $P_F - 1$ 便是 Fisher 理想链接从时期 $t-1$ 到时期 t 的百分比变动，而 Van Ijzeren 分解因子 $v_{Fi}^* \Delta p_i$ 则是 i 类价格从 p_i^{t-1} 到 p_i^t ($i=1, 2, \dots, 6$) 的总百分比变动的促成因素。

19.36 通过比较表 19.16 和 19.17 中的数据可以看出，Fisher 价格指数的 Diewert 分解和 Van Ijzeren 分解之间差异很小。 $v_{Fi} \Delta p_i$ 与 $v_{Fi}^* \Delta p_i$ 的最大绝对差仅为 0.0018 (约 0.2 个百分点)，平均绝对差为 0.0003。鉴于这两种分解的性质迥异，得出这种结果未免令人感到意外。²⁴第十六章脚注 43 提到，Van Ijzeren 的环比 Fisher 数量指数分解式已被美国经济分析总署所采用。²⁵

²² 见 Diewert (2002 年 a，第 73 页)。

²³ 关于这种分解的更多信息，见 Reinsdorf、Diewert 和 Ehemann (2002 年)。

²⁴ 但是，Reinsdorf、Diewert 和 Ehemann (2002 年) 则说明，在两个价格向量相等且两个数量向量相等的任何一个点上，这两个分解式中的各项彼此达到二阶近似。

²⁵ 见 Moulton 和 Seskin (1999 年) 和 Ehemann、Katz 和 Moulton (2002 年)。

表 19.16 Diewert 的 Fisher 指数加性百分比变动分解方式

时期 t	$P_F - 1$	$v_{F1}\Delta p_1$	$v_{F2}\Delta p_2$	$v_{F3}\Delta p_3$	$v_{F4}\Delta p_4$	$v_{F5}\Delta p_5$	$v_{F6}\Delta p_6$
2	0.4011	0.0176	0.1877	0.0580	-0.0351	0.1840	-0.0111
3	-0.0589	-0.0118	-0.1315	0.0246	-0.0274	0.0963	-0.0092
4	-0.0376	-0.0131	-0.0345	0.0111	-0.0523	0.0635	-0.0123
5	-0.0365	0.0112	0.0316	0.0000	-0.0915	0.0316	-0.0194

表 19.17 Van Ijzeren 的 Fisher 价格指数分解

时期 t	$P_F - 1$	$v_{F1}^* \Delta p_1$	$v_{F2}^* \Delta p_2$	$v_{F3}^* \Delta p_3$	$v_{F4}^* \Delta p_4$	$v_{F5}^* \Delta p_5$	$v_{F6}^* \Delta p_6$
2	0.4011	0.0178	0.1882	0.0579	-0.0341	0.1822	-0.0109
3	-0.0589	-0.0117	-0.1302	0.0243	-0.0274	0.0952	-0.0091
4	-0.0376	-0.0130	-0.0342	0.0110	-0.0521	0.0629	-0.0123
5	-0.0365	0.0110	0.0310	0.0000	-0.0904	0.0311	-0.0191

Lowe 指数和 Young 指数

19.37 需要注意的是, Lowe 指数是由第十五章中的方程式 (15.15) 界定的。若用 t 时期的价格与 0 时期的价格作比较, 应按以下方程式 (19.7) 给出 Lowe 指数公式:

$$P_{Lo}(p^t, p^0, q^b) \equiv \frac{\sum_{i=1}^6 p_i^t q_i^b}{\sum_{i=1}^6 p_i^0 q_i^b} \quad t = 1, 2, \dots, 5 \quad (19.7)$$

式中, $q^b = [q_1^b, q_2^b, \dots, q_6^b]$ 是属于 0 时期以前基期 b (价格基期) 的数量向量。 t 时期的这个指数经计算, 相等于人工数据集时期 3 至 5 的指数, 其中, 数量参考时期 b 作为时期 1, 价格参考时期 0 作为时期 3; 见表 19.18 中栏头为 P_{Lo} 的一栏。

19.38 为了便于比较, 还计算了时期 3、4、5 的定基 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 指数, 其中, 时期 3 按基期处理; 见分别以 P_L 、 P_P 和 P_F 为栏头的那几栏。另外, 还计算了时期 3、4、5 的环比 Laspeyres、

Paasche 和 Fisher 指数, 并将结果列入了表 19.18; 见分别以 P_{LCH} 、 P_{PCH} 和 P_{FCH} 为栏头的那几栏。表 19.18 表明, 时期 4 和 5 的 Lowe 指数比这六个对比指数都高。尤其是 Lowe 指数 P_{Lo} , 比时期 4 和 5 的定基 Laspeyres 指数 P_L 更高, 这与第十五章中的不等式 (15.37) 是一致的。其中论证说, 如果价格呈现长期趋势, Lowe 指数可能会超过 Laspeyres 指数。在本趋势人工数据集中, 与定基或环比 Fisher 理想目标指数 P_F 或 P_{FCH} 相比, Lowe 指数有很大的向上偏差。

19.39 Young 指数是由第十五章中的方程式 (15.48) 界定的, 为方便起见, 先将该定义重复如下:

$$P_Y(p^t, p^0, s^b) \equiv \sum_{i=1}^n s_i^b (p_i^t / p_i^0) \quad (19.8)$$

基期 b 的商品支出份额在方程式 (19.8) 中用 s_i^b 表示, 价格参考时期为 0 时期。 t 时期的这个 Young 指数经计算, 相等于人工数据集时期 3 至 5 的指数, 其中, 数量参考时期 b 作为时期 1, 价格参考时期 0 作为时期 3; 见表 19.18 中栏头为 P_Y 的一栏。

表 19.18 Lowe 和 Young 指数、定基 Laspeyres 指数、Paasche 和 Fisher 指数, 以及环比 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 指数

时期 t	P_{Lo}	P_Y	P_L	P_P	P_F	P_{LCH}	P_{PCH}	P_{FCH}
3	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
4	1.0074	0.9396	0.9784	0.9466	0.9624	0.9784	0.9466	0.9624
5	1.0706	0.9794	1.0105	0.8457	0.9244	0.9751	0.8818	0.9273

19.40 在时期4和5, Young指数低于定基Laspeyres指数的对应值。²⁶在时期4, Young指数为0.9396, 低于Fisher指数的对应值0.9624。但在时期5, Young指数为0.9794, 高于Fisher指数的两个目标值: 其定基指数为0.9244, 环比指数为0.9273。由此可见, 虽然Young指数的偏差方向不总是一样, 但可以看出, 较之选定的目标指数, 它的偏差很大。

基于Lowe公式的中间年份指数

19.41 现在来看Lowe指数公式(19.7)。在统计机构对该公式的大多数应用中, 都是从价格基期以前的某个时期——即在人工数据集中的时期1——选取数量向量 q 。不过也有可能使用该公式作为一类中间年份指数, 其中, 参考数量向量 q 可作为时期1至5各种数量向量的平均值。本节将探讨对该公式的这种可能用法。在第一个Lowe指数 P_{Lo1} 中, 设定公式(19.7)中的 q 等于 q^1 , 即人工数据集中时期1的数量向量。结果发现, 该指数和表19.4中的定基Laspeyres指数 P_L 完全相同。在第二个Lowe指数 P_{Lo2} 中, 设定公式(19.7)中的 q 等于时期1和2数量向量的平均值, 即 $(1/2)(q^1+q^2)$ 。²⁷在第三个Lowe指数 P_{Lo3} 中, 设定 q 等于时期1至3数量向量的平均值, 即 $(1/3)(q^1+q^2+q^3)$ 。在第四个Lowe指数 P_{Lo4} 中, 设定 q 等于时期1至4数量向量的平均值, 即 $(1/4)(q^1+q^2+q^3+q^4)$ 。最后, 在第五个Lowe指数 P_{Lo5} 中, 设定 q 等于时期1至5数量向量的平均值, 即 $(1/5)(q^1+q^2+q^3+q^4+q^5)$ 。²⁸得出的五个Lowe型指数列于表19.19。

19.42 在第十五章第15.49至15.53段中界定了中间年份指数 $P_{MY} \equiv P_{Lo}(p^1, p^t, q^3)$; 这是一个Lowe型指数, 将“代表性”数量向量 q 选定为 q^3 。该向量属于研究期(即数值样本中的时期1至5)中期指数, 列

于表19.19第七栏内。²⁹中间年份指数和五个Lowe指数类似于表19.19最后两栏中的两个“优”目标指数——环比Törnqvist指数 P_T 和环比Fisher指数 P_F 。

19.43 从表19.19可以看出, 在各个时期, 没有任何一个Lowe型指数(或中间年份指数)与两个目标指数(即环比Törnqvist指数和环比Fisher指数)十分近似。³⁰不过, 按不很极端的数据集估算, 第五个Lowe指数和中间年份指数很可能与目标指数量值十分近似。

19.44 在价格数据呈上涨趋势而消费替代反应正常的情况下, Lowe型指数不可能与环比最优指数完全近似, 这是因为Lowe型指数是按前几个时期长期数据系列中的定量数据平均值估算的。一般来说, 这类Lowe指数较之目标指数存在向上偏差的问题, 这可以从表19.19中看出来。

Young型指数

19.45 应注意的是, Young指数是按第十五章中的方程式(15.48)或以上方程式(19.8)界定的。如果需要对 t 时期和时期1的价格作比较, 可按如下方程式(19.9)得出Young指数公式:

$$P_Y(p^1, p^t, s^b) \equiv \sum_{i=1}^6 s_i^b (p_i^t / p_i^1) \quad \text{其中 } t=1, 2, \dots, 5 \quad (19.9)$$

式中, 支出份额向量 $s^b \equiv [s_1^b, \dots, s_6^b]$ 代表整个研究期。在统计机构对该公式的大多数应用中, 基期支出份额 s^b 是从价格基期以前的某个时期选取的, 也就是人工数据集中的时期1。为了说明问题, 应取时期1至5各支出份额向量的平均值作参考份额向量 s^b , 而不应在人工数据集中增加新的数据。在第一个Young型指数 P_{Y1} 中, 设定公式(19.9)中结果发现, 该指数与表19.4中的定基Laspeyres指数 P_L 完全一样。在第二个Young型指数 P_{Y2} 中, 设定公式(19.9)中的 s^b 等于时期1和2

表19.19 五个Lowe指数、中间年份指数以及Törnqvist和环比Fisher指数

时期 t	P_{Lo1}	P_{Lo2}	P_{Lo3}	P_{Lo4}	P_{Lo5}	P_{MY}	P_T	P_F
1	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
2	1.4200	1.4010	1.3641	1.3068	1.2267	1.3055	1.4052	1.4011
3	1.3450	1.3366	1.2851	1.2142	1.1234	1.2031	1.3112	1.3185
4	1.3550	1.3485	1.2824	1.1926	1.0801	1.1772	1.2624	1.2689
5	1.4400	1.4252	1.3444	1.2321	1.0868	1.2157	1.2224	1.2226

²⁶ 第十五章着重说明, 视支出份额对价格变化的反应程度, Young指数可能高于或低于对应的定基Laspeyres指数。

²⁷ 这是人工数据集中的Lowe指数。对于目前各国统计机构计算的Lowe指数而言, 它或许具有最大的可比性。

²⁸ 这是Walsh(1901年, 第431页)提出的多年定基一揽子指数, 其中将数量向量选作研究其内各种数量向量的算术平均值。

²⁹ 可以证实, 如果在定量数据中有确切的线性趋势, 那么中间年份指数 P_{MY} 恰好等于第五个Lowe指数 P_{Lo5} 。

³⁰ 第四个Lowe指数 P_{Lo4} 和中间年份指数 P_{MY} 似乎最接近目标指数。

各份额向量的平均值，即 $(1/2)(s^1+s^2)$ 。在第三个 Young 型指数 P_{Y3} 中，设定 s^b 等于时期 1 至 3 各份额向量的平均值，即 $(1/3)(s^1+s^2+s^3)$ 。在第四个 Young 型指数 P_{Y4} 中，设定 s^b 等于时期 1 至 4 各份额向量的平均值，即 $(1/4)(s^1+s^2+s^3+s^4)$ 。最后，在第五个 Young 型指数 P_{Y5} 中，设定 s^b 等于时期 1 至 5 各份额向量的平均值，即 $(1/5)(s^1+s^2+s^3+s^4+s^5)$ 。得出的这五个 Young 型指数列于表 19.20 中。这些指数类似于表 19.20 最后两栏中的两个“优”目标指数——环比 Törnqvist 指数 P_T 和环比 Fisher 指数 P_F 。

19.46 从表 19.20 可以看出，较之环比 Törnqvist 和 Fisher 目标指数 P_T 和 P_F ，所有 Young 型指数都具有较大的向上偏差。将表 19.19 与表 19.20 作比较可以看出，随着支出份额在所有五个时期都更具代表性，同时 Young

型指数的偏差加大。另外，随着定量向量在所有五个时期更具代表性，Lowe 型指数的偏差却在变小。

19.47 请注意，Young 型指数 P_{Y2} 至 P_{Y5} 在量值上都比普通定基 Laspeyres 指数 P_{Y1} 大。但是必须承认，这些 Young 型指数并不是统计机构所计算的那类 Young 指数，按统计机构的算法，权数参考时期是在价格参考时期之前。正如第 19.39 段至 19.42 段讨论的那样，这后一类 Young 指数可能高于或低于对应的定基 Laspeyres 指数。

19.48 本节和上一节的讨论结果可以概括如下：在 Lowe 公式中列入数量权数，代表该指数所涵盖的整个时期，是一个值得尝试的有效方法，但是对 Young 公式采取同一方法未必有效。

表 19.20 五个 Young 型指数以及环比 Törnqvist 指数和环比 Fisher 指数

时期 t	P_{Y1}	P_{Y2}	P_{Y3}	P_{Y4}	P_{Y5}	P_T	P_F
1	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
2	1.4200	1.5148	1.4755	1.4409	1.4355	1.4052	1.4011
3	1.3450	1.3567	1.3765	1.3943	1.4144	1.3112	1.3185
4	1.3550	1.3526	1.3917	1.4267	1.4584	1.2624	1.2689
5	1.4400	1.4632	1.4918	1.5173	1.5482	1.2224	1.2226

第二十章 初级指数

导言

20.1 在所有国家中，消费者价格指数（CPI）的计算都需要分成两个（或更多）阶段进行。首先，为消费者价格指数的初级支出分类估算初级价格指数；其次，在汇总的更高阶段，采用每个基本分类的支出数据作为权数，将这些初级价格指数结合在一起，以得出更高层次的指数。基本分类包括一小组产品的支出，该组产品具有相对的同质性，并属于消费者价格指数的消费类别范畴。价格样本在每个基本分类内收集，以便将基本分类作为抽样的分层。

20.2 在基本分类内，通常没有关于不同货物与服务的支出或数量的数据。由于没有数量或支出权数，第十五章至第十九章所介绍的大多数指数理论都无法直接应用。正如第一章所述，初级价格指数是一个更简单的概念，它只需要价格数据。

20.3 至于究竟什么样的公式才最适合于初级价格指数的估算，本章将对这一问题进行探讨。消费者价格指数的质量在很大程度上取决于初级指数的质量，初级指数是确定消费者价格指数的基石。

20.4 正如第六章所述，编制人员必须在基本分类内选择代表性产品，然后为每个代表性产品收集价格样本——通常从一组包括不同商户的样本中收集价格样本。实际收集其价格的单个产品即被抽样产品。被抽样产品的价格是在几个连续的时间段内收集的。因此，通常根据两组配对的价格观察值来计算初级价格指数。本章绝大部分¹的内容都假设没有缺失的观察值，被抽样产品的质量也没有发生变化，因此，两组价格完全可比。如何处理新产品、正在消失的产品以及质量变化问题是一个复杂的议题，需要单独考虑，本手册第七章、第八章和第二十一章将对此进行详细讨论。

20.5 尽管通常没有可以用来对单个基础报价进行加权的数量或支出权数，但在有支出信息的情况下，可以考虑采用一个理想框架。下一部分将对此进行讨论。此外，它还会讨论随时间推移汇总严格界定的报价时所涉及的各种问题。这样，讨论将为“实际”初级价格指数提供一个理论目标，其中在确定“实际”初级价格指数时，只采用价格信息。

¹ 第 20.23 至 20.37 段有关分类问题的部分将简要讨论样本流失和样本随时间推移缺乏可比性的问题。

20.6 至于怎样才能为基本分类选择一个合适的分解水平，第 20.23 至 20.37 段将针对此方面所涉及的难题稍作讨论。基本分类除了要按产品分类外，是否还应该按地区分类呢？价格是应该从零售商户收集呢，还是应该从住户收集？所有这些问题都是本部分要讨论的内容。

20.7 第 20.38 至 20.45 段介绍了实践中使用的主要初级指数公式。第 20.46 至 20.57 段则为各种指数确定了某种数值关系。

20.8 第十五章到第十七章讨论了在具备价格和数量信息的情况下，运用指数理论的各种方法。对于初级指数，还可以采用公理法、经济分析法或抽样（随机）法等方法，以下第 20.58 至 20.70 段、第 20.71 至 20.86 段以及第 20.87 段将分别对这三种方法进行讨论。

20.9 第 20.88 至 20.99 段将讨论一些最新的扫描数据文献，这些文献采用价格和数量信息来计算基本分类。

20.10 第 20.100 至 20.111 段为初级指数的确定设计了一个简单的统计方法，这种方法类似于高度简化后的特征回归分析法。结论部分对各种结果进行了总结。²

理想的初级指数

20.11 消费者价格指数或生产价格指数（PPI）所涉及的汇总通常以树状层次排列，如《按目的划分的个人消费分类》（COICOP），³或欧洲共同体内部经济活动一般产业分类（NACE）。任何基本分类都是一组经济交易，这种经济交易与特定时期的一组商品有关。每项经济交易都与具体商品（商品或服务）在特定地点和日期变更所有权有关，其次便是数量和价格。计算基本分类价格指数，即计算次级分类价格指数的加权平均数，其中，（支出或销量）权数及平均数的类型取决于指数公式。可以沿着层级一直往下走，直到不能够获得相关信息对权数进行分解为止。最低层级的集合被称为基本分类。基本分类大体分为两类：

- 一类具备价格和数量方面的所有详细信息；
- 另一类，考虑到在获取所有交易的详细价格和数量信息时，存在着经营成本或受访者负担等问题，统

² 本章大量地参考了 Dalén（1992 年）、Balk（1994 年；1998 年 b；2002 年）和 Diewert（1995 年 a；2002 年 c）的最新成果。

³ Triplett（2003 年，第 160 页）对《按目的划分的个人消费分类》这一分类计划提出了尖锐的批评，他认为应该利用经济理论和实证分析制定一个更合适的消费者价格指数分类计划。不过，协调制定一个所有国家通用的分类计划是非常困难的。

计人员决定利用商品或受访者的代表样本。

20.12 研究这一主题具有很大的现实意义。由于基本分类是消费者价格指数或生产价格指数的基石，所以如果在这一层级选择的方案不合适，可能会对总体指数产生巨大的影响。

20.13 本部分将假设：所讨论的两个时期内，所有与基本分类有关的交易都具备详细的价格和数量信息。这种假设有助于我们确定一个理想的基本分类。稍后的部分将不再强调这种要求所有交易都具备详细价格和数量信息的假设，但对于“实际”初级指数而言，有必要有一个理论上的理想目标。

20.14 尽管统计人员可能没有价格和数量方面的详细数据，但从原则上讲，外部世界里一般都存在这方面的信息。一种常见的情况就是：受访者（也就是商户或公司）已经对单个交易信息进行了一定的汇总，这项工作通常是以适合受访者财务或管理信息系统的形式进行的。由受访者决定的这一级信息被称为初级信息层。不过，这种信息并不一定是可以提供给统计人员的最优信息。我们经常会要求受访者提供更细化的信息。如，除了每月的数据外，可以要求提供每周的数据；或者在适当的时候，可以要求提供区域数据而非全球数据；又或者，可以根据更细化的商品分类要求提供相关的数据。更细层级分类所面临的唯一的天然障碍就发生在单个交易这一级。⁴

20.15 现在，有必要讨论单个住户或商户一级的单个交易具备详细数据时，可能出现的一个问题。首先，回顾第十五章的内容。第十五章介绍了价格和数量指数： $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 与 $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 。这些（双边）价格和数量指数把价值比率 V^1/V^0 分解为两个部分，一个是价格变化部分 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ ，另一个是数量变化部分 $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 。这个框架假设商品 i 在时期 t 内的价格 p_i^t 和数量 q_i^t 都具有明确的定义。但是这些定义并不是非常严谨的，因为单个消费者可能会在时期 t 内以不同的价格购买同一种物品。同样，如果对某个商店或商户的销售进行分析，可能会发现：在某一时期，同一物品的售价可能相差很大。因此，在采用本手册前几章所讨论的传统双边价格指数形式 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 之前，必须解决重要的时间汇总问题，以获得作为价格向量 p^0 与 p^1 和数量向量 q^0 和 q^1 组成部分的初级价格 p_i^t 和初级数量 q_i^t 。

20.16 Walsh⁵和 Davies（1924年；1932年）提出了

⁴ 见 Balk（1994年）。

⁵ Walsh的解释如下：

对同一物品报告的所有价格中，需要获得的平均数为算术平均数；在对价格进行加权时，应该以该价格下相对较大的销售数量为依据（Walsh（1901年，第96页））。

关于是否只计算一个国家的消费，还是只计算一个国家的生产，或者既计算消

时间汇总问题的解决方案：他们认为，汇总第一阶段的合适数量应该是狭义商品项目的总购买量，相应的价格等于该项目的购买价值除以总购买量，即狭义的单位价值。

最近，在解决时间汇总问题时，其他研究人员已经采用了 Walsh 和 Davies 的解决方案。⁶ 请注意这一办法具有以下几个优点：

- 数量总计从直观上来讲似乎有一定的道理，它等于住户在被考虑时期购买的或商户在被考虑时期出售的狭义商品项目的集合。
- 价格乘以数量的积等于住户在被考虑时期购买的或商户在被考虑时期出售的总价值。

20.17 解决时间汇总问题的上述方案将被作为汇总第一阶段中价格和数量的概念。这样还有一个尚待解决的问题，这就是所计算的应该是多长时间的单位价值。下文将讨论这一问题。

20.18 在从理论上为汇总的最低层级的某个商品项目的价格和数量选择了适当的定义后（也就是一个狭义单位价值，以及该商品项目在单个商户出售的总数量，或者一个住户或一组住户购买的总数量），就应该考虑如何将这狭义的初级价格和数量合计为一个综合基本分类。假设在选择的基础类别中，最低层级的商品项目或具体商品的数量为 M ，以 q_m^t 表示商品项目 m 在时期 t 的数量，以 p_m^t 表示根据时间汇总后的相应单位价值，其中 $t = 0, 1$ ，商品项目 $m = 1, 2, \dots, M$ 。时期 t 的数量和价格向量定义为： $q^t \equiv [q_1^t, q_2^t, \dots, q_M^t]$ 和 $p^t \equiv [p_1^t, p_2^t, \dots, p_M^t]$ ，其中 $t = 0, 1$ 。现在需要选择一个在理论上比较理想的指数公式 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ ，以便将单个商品项目的价格汇总为被选基本分类中 M 个商品项目的综合价格比中去。为 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 选择一个函数形式的问题类似于第十五章到第十七章所讨论的综合指数问题。前面这些章节研究了指数理论的四不同方法，每个方法都有各自“最佳”的指数公式。从固定篮子法的观点看，Fisher（1922年）价格指数和 Walsh（1901年）价格指数 P_F 和 P_W 似乎是“最佳”的；从检验法的角度看，Fisher 指数似乎是“最佳”的；从指数理论的随机法看，Törnqvist-Theil（1967年）指数公式 P_T 是“最佳”的。最后，从指数理论的经济分析法看，Walsh 价格指数 P_W 、

费及计算生产，出现了一些棘手的问题：关于每个时期对每个商品给出的单一报价，也存在着难题，因为这也必须是平均数。在一个国家中，某个时期的商品在各地并不是以一个价格出售的，甚至其主要市场上的批发价格也不是统一的。各种数量的商品按照不同的价格出售，在计算销售总值时，应该将（商品转向消费者的同时）发生的所有支出金额相加。平均价格等于总金额（或总值）除以总数量（Walsh（1921年a，第88页））。

⁶ 如，可以参照 Szulc（1987年，第13页），Dalén（1992年，第135页），Reinsdorf（1994年），Diewert（1995年a，第20-21页），Reinsdorf 和 Moulton（1997年），Balk（2002年）及 Richardson（2003年）。

Fisher 理想指数 P_F 和 Törnqvist-Theil 指数 P_T 公式同样可取。我们还可以看出，这三个指数公式在数字上彼此非常接近，所以所选择的究竟是哪一种指数并不太重要。⁷因此，理论上的理想初级指数公式为 $P_F(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 、 $P_W(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 或 $P_T(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 这三个公式之一，其中商品项目 m 在时期 t 中的数量 q_m^t 等于住户在时期 t 中购买的（或商户在时期 t 中出售的）狭义商品项目的总量，商品项目 m 的相应价格为 p_m^t ，也是根据时间汇总后的单位价值，其中， $t = 0, 1$ ，项目 $m = 1, 2, \dots, M$ 。⁸

20.19 第 20.38 至 20.45 段对各种“实际”初级价格指数进行了界定。这些指数没有数量权重，因此只是价格向量 p^0 与 p^1 的函数，其中包括时期 0 和时期 1 基本分类内 M 个商品项目根据时间汇总后的单位价值。这样，在实际初级指数公式如 $P_E(p^0, p^1)$ 与理想初级价格指数如 Fisher 价格指数 $P_F(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 相比时， P_E 显然不同于 P_F ，因为实际初级指数公式并没有根据价格的经济意义对其进行加权。⁹这两个指数公式之间的此种差异被称为公式逼近误差。

20.20 实际初级指数还有可能出现其他误差：

- 统计机构可能无法收集到基本分类中 M 个商品项目的全部价格信息；也就是可能只能收集到 M 个商品项目的抽样价格信息。由此引起的不完全基本分类与理论上的理想初级指数之间的偏离被称为抽样误差。
- 即使统计机构已经收集了某个狭义商品项目的价格，这种价格也可能与从理论上根据时间汇总后的单位价值价格不等。在最低层级汇总采用这种不当的价格会引起时间汇总误差。¹⁰
- 统计机构可能会将某些不同的产品归为基本上相同的产品，这有可能导致项目汇总误差。如在以不

⁷ Diewert 定理 5 (1978 年, 第 888 页) 显示: 在相等价格与数量点的邻域, 二阶的 P_F 、 P_T 和 P_W 彼此接近; 实证结果见 Diewert (1978 年, 第 894 页)、Hill (2002 年) 以及第十九章。

⁸ 当然, 所有这些理想的初级指数公式都需要有当期数量 (或支出) 权重, 因此在通常情况下, 这些公式并不是可以用来编制常用月度消费者价格指数的“实际”公式。不过, 由于统计机构会通过回访的方式制定出最优指数, 所以有可能获取权重方面的更新信息, 至少在较高级别汇总可以获取这方面的信息, 见 Greenlees (2003 年)。Gudnason (2003 年, 第 16 页) 也举了一些例子, 在这些例子中, 冰岛获取了消费者价格指数方面的足够信息, 因而能够采用最优公式计算某些初级指数。不管怎样, 就像较高级别汇总需要目标指数一样, 初级层级也需要目标指数。

⁹ Hausman (2002 年, 第 14 页) 也指出: 为了使统计机构对质量变化进行更准确的调整, 在初级层级同时收集数量和价格数据很重要。

¹⁰ 很多统计机构在一个月中的某些日子, 将物价采集员派往各商户收集单个商品项目的标价数据。通常情况下, 物价采集员周末不上班, 不过很多销售都是在周末发生的。这样, 所收集的价格可能并不能充分代表已发生的所有交易。可以将收集到的价格视作近似于这些商品项目的时间汇总单位价值, 但它们只是些近似值。

同包装规格出售同一产品时, 可能只能收集到不同包装规格的每个单位的价格。再比如, 产品之间的细小质量差异可能被忽视。

- 可能会根据某个地区或某类人口群的所有住户汇总, 或根据某个地区出售该商品项目的所有商户或商店汇总, 来确定某个商品项目的单位价值。这有可能会引起经济机构或实体汇总误差。

20.21 第 20.23 至 20.37 段将详细讨论汇总和分类问题。

20.22 第 20.30 至 20.45 段界定了五个主要的初级指数公式。第 20.46 至 20.57 段则确定了这五个指数之间的各种数字关系。第 20.58 至 20.86 段介绍了初级指数的公理法和经济分析法, 并将根据这些方法, 对实践中使用的五个主要基础公式进行评估。

基本分类的汇总和分类问题

20.23 Hawkes 与 Piotrowski (2003 年) 认为基本分类的定义包含了从四个以上维度进行的汇总:¹¹

- 时间维度, 也就是可以根据一年、一个月、一周或一天的期限, 为所有项目交易计算项目的单位价值;
- 空间维度, 也就是可以根据某个国家、省份或州、城市、邻区或单个地点, 为所有项目交易计算项目的单位价值;
- 产品维度, 也就是可以根据总分类 (如食品)、更具体的分类 (如人造黄油)、某个品牌 (忽略包装的大小) 或某个狭义的具体项目 (如, AC Nielsen 通用产品编码), 为所有项目交易计算项目的单位价值。
- 部门 (或实体或经济机构) 维度, 也就是可以为某一类住户或商户计算项目的单位价值。

20.24 以下将逐一讨论选择基本分类的定义范围时会用到的上述维度。

20.25 由于时期被缩短了, 会出现一些问题:

- (住户的) 采购和 (商户的) 销售变得不稳定、零散。这样从一个时期转向另一个时期时, 采购或销售不可比的情况增加, 在界限内 (假设时期为一分钟), 没有可比的采购或销售, 因此双边指数理论不适用。¹²
- 由于时期变短了, 环比指数将会更加“偏离”; 也就

¹¹ Hawkes 与 Piotrowski (2003 年, 第 31 页) 将空间维度和部门维度并入空间维度。他们对 Theil (1954 年) 的开拓性工作表示了认可, Theil 确定了汇总的三个维度: 根据个人汇总、根据商品汇总和根据时间汇总。

¹² 第十五章探讨 Divisia 指数的第 15.65 至 15.71 段对这一点作了说明。David Richardson (2003 年, 第 51 页) 也作了说明: “以更细的尺度来界定各个项目将使缺失的数据增加, 并需要进行更多的插补, 如将不同星期的报价作为多个单个项目来处理, 就属于这种情况。”

是，当一系列时期的期末的值回复到期初时，环比指数却没有回复到“1”。正如第十五章第 15.76 至 15.97 段所讨论的那样，只有当初级的价格和数量数据呈现相对平滑的趋势时，才适合使用环比指数。如果时期很短，那么季节性波动、¹³定期降价销售以及广告宣传¹⁴有可能会引起价格和数量波动（或用 Szulc（1983 年，第 548 页）的话说，会导致“回弹”）。因此，在这些情况下，不宜采用环比指数。如果在这种短期限内采用了定基指数，那么其结果将在很大程度上取决于基期的选择。如果属于季节性的情况，那么在选择的基期内，甚至有可能并不是所有的商品在市场上都有供应。¹⁵为了减轻所有这些问题，可以选择较长的时期，以便使数据趋势不受短期波动的左右。

- 如果时期缩短，实际上所有货物都成了耐用品，因为它们不仅可以在购买时期产生服务，而且还可以在以后时期产生服务。这样，购买或采购时期就不同于使用时期，从而带来了许多复杂问题。¹⁶
- 如果时期缩短，用户将不会特别在意有关指数的短期波动，他们会要求对不稳定的结果进行必要的调整，以使趋势变得平滑。如，用户可能希望将众多的每周或每日指数移动概括为月度或季度价格移动。因此，从满足用户需要的角度来说，对高频率指数的需求相对较少。
- 基于上述考虑，建议指数时期应该至少为四个星期或一个月。¹⁷

20.26 还有必要选择基本分类的空间维度。是应该将有关项目在每个城市或地区的价格视作独立的集合，还是应该构建一个全国性的项目集合？显然，如果可以通过汇总地区消费者价格指数来获得全国消费者价格指数，那么就有必要根据地区来收集有关项目的价格。但至于应该将“地区”细分到什么程度，这一问题还不明确。它们可以细至邮政编码区的一组住户，或全国的单

个商户。¹⁸至于究竟应该将空间细分到什么程度才是最佳的，目前尚无统一的看法。¹⁹每个统计机构必须自己对此做出判断，在做出判断时，应该考虑到收集数据的成本，以及在空间维度方面，用户对消费者价格指数的需求。

20.27 产品维度究竟应该细分到什么程度呢？细分的可能性有很多：可粗至将总类中的所有商品视为等同，细至将某个厂商或服务供应商某个具体包装规格的商品视作等同。Triplett 认为在所有条件相同的情况下，应该按照尽可能细的层级来对产品进行比较，因为这有助于防止质量差异对价格环比产生不良影响。这是一个明智的建议，但在按照尽可能细的商品分类进行比较时，有什么缺点呢？其中最大的缺点就是分类越细，就越难将基期购买或出售的项目与当期的同样项目进行比较。因此，产品分类越细，在进行比较时可比的价格就越少。如果不可比的价格趋势与特定基本分类内可比的价格趋势一致，那么这还不成问题；可是有时（至少有些情况下）情况并非如此。²⁰从原则上讲，分类体系越细，统计机构进行质量调整或插补不可比价格的工作量就越大。选择一个相对粗一些的分类体系将降低质量调整体系的成本（也就是，基本上不需要专门对那些不完全可比的价格进行质量调整或插补），但精确度可能会差一些。这样，在将所有因素考虑在内的情况下，似乎最好选择尽可能细的分类体系。

20.28 在选择分类计划时的最后一个问题就是如何选择部门维度，也就是：是应该为某个特定商户或某个特定住户计算某个特定项目的单位价值？还是应该为某一类商户或住户计算某个特定项目的单位价值？

20.29 在回答上述问题之前，有必要问这样一个问题：特定商户或住户是合适的最细实体分类吗？如果在

¹³ 在存在月度季节性情况下，逐月环比指数失去作用的例子，请见第二十二章。

¹⁴ 呈现严重链偏离现象的最优周指数的相关例子，请见 Feenstra 与 Shapiro（2003 年）。Richardson（2003 年，第 50 至 51 页）针对选择周单位值与月单位值时所涉及的问题进行了讨论。

¹⁵ 解决这些季节性问题的办法，见第二十二章所提出的建议。

¹⁶ 至于处理消费者价格指数中耐用品的办法，详情见第二十三章。

¹⁷ 如果经济体存在着严重的通货膨胀（甚至恶性通货膨胀），那么可能有必要采用周指数，甚至日指数。另外，应该注意的是，有些指数理论学家认为应该探讨可以采用周数据或日数据的新式消费行为理论：“有些研究赞成采用单位价值来减少高频率价格差异，但这将意味着高频率差异在数据中并不起作用，因此对于生活费用指数的编制没有意义。这一问题值得探讨。我们需要创建一种能够解决数据问题的理论，而不是截取数据来适应理论。”（Triplett（2003 年，第 153 页））。但在这种新理论得到充分发展前，一种实用的办法就是根据月或季度而不是天或周来定义项目的单位价值。

¹⁸ 冰岛不再采用地区权重，而是将单个商户作为初级的地理单位，见 Gudnason（2003 年，第 18 页）。

¹⁹ William J. Hawkes 与 Frank W. Piotrowski 认为，在对各国之间进行比较时，完全可以采用全国性的初级集合：

但当我们对鸡蛋价格进行跨地区比较时，将会发现我们不能像穿鞋带一样将跨地区商户合在一起，因为这一边的鞋眼（或者说河这边的商户）和另一边的鞋眼（或者说河另一边的商户）不可比。因此，在进行跨空间比较时，我们别无选择，而只能对商户逐一汇总，直至地区水平（或，在购买力平价的情况下，一直汇总至全国水平）为止。在进行跨空间比较时，我们会毫不犹豫这么做，但在进行跨时间比较时，却不能如此，这是为什么呢？（Hawkes 与 Piotrowski（2003 年，第 31 至 32 页））。

解决这一问题的一个办法就是：最好对尽可能接近的对象进行比较。在这种情况下，统计人员可能喜欢按尽可能细的层级来进行汇总，在进行跨时间比较的情况下，这种层级可能就是单个住户或商户。但正如 Hawkes 与 Piotrowski 在上面所指出的那样，在进行跨地区比较时，除非确定了地区性项目集合，否则将无法进行比较。

²⁰ Silver 与 Heravi（2001 年 a；2001 年 b；2002 年；2003 年，第 286 页）以及 Koskimäki 与 Vartia（2001 年）强调了这一点，并且提出了经验证据来支持其观点。Feenstra（1994 年）与 Balk（2000 年 b）逐步提出了一些以经济理论为基础的方法来处理新商品项目的引入问题。

计算消费者价格指数时，采取的是经济分析法，那么单个住户将是合适的最细实体分类。²¹显然，单一住户不一定能够作为实体观察的极佳初级单位，因为特定住户进行的很多采购都是零散的；也就是如果对单个住户的采购价格进行跨时期比较，工作将变得非常困难。但从理论上来说，如果一组住户的数量足够大，那么就可以将住户作为实体分类的初级单位，而不是像通常情况那样，将商户作为实体分类的初级单位。将住户作为实体分类初级单位的情况并不常见，因为收集单个住户的价格和支出数据不仅成本高，而且还非常困难。²²通常情况下，价格信息是从那些主要面向住户的零售店铺或零售商户收集的。采用这一策略，可以减少（但不会消除）价格可比的问题，因为零售商户通常会不间断地经营相同范围的商品。

20.30 将某个地区所有住户的支出汇总起来，结果会等于该地区所有零售商户的销售额么？在某些条件下，支出汇总的结果会等于该地区的销售额。但条件是：商户没有将商品卖给那些不是本地住户的购买者（没有地区出口的情况，也没有将商品卖给地方企业或政府），同时有关住户没有在该地区以外的其他地方采购任何消费物品（没有住户进口的情况，也没有政府将商品转移给本地住户的情况）。显然，在实践中，我们无法满足这一限制性的条件，但却可以将它们作为初步的近似数据。

20.31 根据 Koskimäki 和 Ylä-Jarkko（2003 年）的最新研究，可以对地区汇总和产品汇总的效果进行考察。该研究采用了 1998 年 9 月和 2000 年 9 月最后一周有关黄油、人造黄油、其他植物脂肪、植物油、软饮料、水果汁和清洁剂的扫描数据，其中，数据由 AC Nielsen 公司向芬兰提供。在最细的项目分类（AC Nielsen 通用产品编码）中，样本中单个商品项目的数量为 1 028。抽样中，商户的总数量为 338。Koskimäki 和 Ylä-Jarkko 当时将空间细分为四个层级：

- 整个国家（1 级）；
- 省（4 级）；
- AC Nielsen 地区（15 级）；
- 单个商户（338 级）。

他们还考虑了四个层级的产品细分：

- 《按目的划分的个人消费分类》五位数分类（6 级）；
- 《按目的划分的个人消费分类》七位数分类（26 级）；
- AC Nielsen 品牌分类（266 级）；
- AC Nielsen 单个通用产品编码（1 028 个不同的产品）。

20.32 为了说明分类细化程度对产品可比所起的决定性作用，Koskimäki 与 Ylä-Jarkko（2003 年，第 10 页）列了一张表格，表格显示：两年中，可以可比的交易比例随着分类计划的逐渐细化而稳步下降。在最高层级汇总（国家和《按目的划分的个人消费分类》5 位数分类），两年中，所有交易都可以可比，但在最低层级汇总（338 个商户乘以 1 028 个产品，或共 347 464 个分类单元），2000 年只有 61.7% 的交易值可以与 1998 年对应的交易值可比。Koskimäki 与 Ylä-Jarkko 的表格 7 见表 20.1。

表 20.1 可以与 1998 年可比的 2000 年交易的比例

	《按目的划分的个人消费分类》	《按目的划分的个人消费分类》	AC Nielsen	AC Nielsen
	5 位数	7 位数	品牌	通用产品编码
国家	1.000	1.000	0.982	0.801
省	1.000	1.000	0.975	0.774
AC Nielsen 地区	1.000	1.000	0.969	0.755
单个商户	0.904	0.904	0.846	0.617

20.33 Koskimäki 和 Ylä-Jarkko（2003 年，第 9 页）针对 1998 年 9 月和 2000 年 9 月供应的产品，根据以上 16 个层级的产品和地区分类，计算了 Laspeyres 价格指数和 Fisher 价格指数。结果见下列表 20.2 和表 20.3。

20.34 我们可以解释表 20.2 和表 20.3 的某些趋势。由于产品分类更细，指数通常会下降。²³这说明被纳入样本的新产品通常要比继续使用的产品更贵。《按目的划分的个人消费分类》5 位数分类的结果与 AC Nielsen 通用产品编码的结果之间存在着很大的差异，这说明即使有可能因为忽略了新产品而出现偏差问题，也需要按照最细层级的产品分类数据来进行指数计算，只有当这种偏差可能非常大的时候，才需要放弃这种做法。

20.35 由于地区分类更细了，Laspeyres 指数可能会增大，这可能是由于购买者转向了最低成本的商户，这样汇总的程度越高，有关项目的单位价值就越低。换句话说，根据商户计算的 Laspeyres 指数会有一些的商户替

²¹ 两位作者在其最近有关扫描数据和价格指数的著作中强调了这一点：

无论在什么情况下，各商店的单位价值都不是住户实际遇到的价格，因此即使单位价值是根据零售商户类型归类的，也不能代表生活消费指数的每期价格（Triplett（2003 年，第 153-154 页））。

此外，还应该注意被估算的关系式并不是合适的消费需求函数，而是“零售店铺的销售函数”。只有在进行了进一步假设后（如固定各店铺的顾客分配后），才可以对需求函数做出判断（Ley（2003 年，第 380 页））。

²² 但在某些情况下，无法收集到准确的住户数据；见 Gudnason（2003 年），他率先为冰岛住户价格和支出数据的收集提出了收据法。

²³ AC Nielsen 品牌一级的结果是本结论的反例。

代偏误（如果愿意将这种现象称之为偏误的话）。

20.36 表 20.1 至表 20.3 中最惹人注目的就是在更细层级汇总，Laspeyres 指数和 Fisher 指数之间存在着很大的差异。在最细层级汇总，Fisher 指数（1.011）要比相应的 Laspeyres 指数（1.028）低 1.7 个百分点。因此，在最细层级汇总，芬兰这个数据集的 Laspeyres 指数每年大约有 0.85 个百分点的代表性偏误或初级替代偏误。

表 20.2 根据分类类型计算的 Laspeyres 价格指数，1998 年 9 月至 2000 年 9 月

	《按目的划分的个人消费分类》 5 位数	《按目的划分的个人消费分类》 7 位数	AC Nielsen 品牌	AC Nielsen 通用产品编码
国家	1.079	1.031	1.046	1.023
省	1.078	1.031	1.048	1.023
AC Nielsen 地区	1.078	1.031	1.048	1.025
单个商户	1.086	1.040	1.060	1.028

表 20.3 根据分类类型计算的 Fisher 价格指数，1998 年 9 月至 2000 年 9 月

	《按目的划分的个人消费分类》 5 位数	《按目的划分的个人消费分类》 7 位数	AC Nielsen 品牌	AC Nielsen 通用产品编码
国家	1.080	1.032	1.048	1.015
省	1.079	1.031	1.048	1.014
AC Nielsen 地区	1.079	1.030	1.047	1.014
单个商户	1.089	1.034	1.049	1.011

20.37 请注意由于对两年的数据进行了直接的比较，上述对指数进行的比较没有链偏离的问题。应该也没有季节性的问题，因为 1998 年 9 月的最后一周是与 2000 年 9 月的最后一周进行比较的。

实践中采用的初级指数

20.38 假设在被选初级类别中有 M 个最低层级的商品项目或具体的商品。时期 t 项目 m 的价格表示为 p_m^t ，其中 $t = 0, 1$ ，项目 $m = 1, 2, \dots, M$ 。将时期 t 的价格向量

定义为 $p^t \equiv [p_1^t, p_2^t, \dots, p_m^t]$ ，其中 $t = 0, 1$ 。

20.39 第一种被广泛使用的初级价格指数公式是法国经济学家 Dutot（1738 年）提出的：

$$P_D(p^0, p^1) \equiv \frac{\sum_{m=1}^M \frac{1}{M} p_m^1}{\sum_{m=1}^M \frac{1}{M} p_m^0} = \frac{\sum_{m=1}^M p_m^1}{\sum_{m=1}^M p_m^0} \quad (20.1)$$

这样，Dutot 初级价格指数等于时期 1 内 M 个价格的算术平均数除以时期 0 内 M 个价格的算术平均数。

20.40 第二个被广泛使用的初级指数公式是意大利经济学家 Carli（1764 年）提出的：

$$P_C(p^0, p^1) \equiv \sum_{m=1}^M \frac{1}{M} \frac{p_m^1}{p_m^0} \quad (20.2)$$

因此，Carli 初级价格指数等于 M 个项目的价格比率或价格比 p_m^1/p_m^0 的算术平均数。

20.41 第三个被广泛使用的初级指数公式是由英国经济学家 Jevons（1863 年）提出的：

$$P_J(p^0, p^1) \equiv \prod_{m=1}^M \sqrt[M]{\frac{p_m^1}{p_m^0}} \quad (20.3)$$

因此，Jevons 初级价格指数等于 M 个项目的价格比率或价格比 p_m^1/p_m^0 的几何平均数。

20.42 第四个初级指数公式 P_H 等于 M 个项目的价格比的调和平均数。Jevons（1865 年，第 121 页）和 Coggeshall（1887 年）首次以指数公式的形式提出了该公式：

$$P_H(p^0, p^1) \equiv \left[\sum_{m=1}^M \frac{1}{M} \left(\frac{p_m^1}{p_m^0} \right)^{-1} \right]^{-1} \quad (20.4)$$

20.43 最后，第五个初级指数公式即 Carli 指数和调和指数的几何平均数；也就是等于 M 个价格比的算术平均数和调和平均数之几何平均数：

$$P_{CSWD}(p^0, p^1) \equiv \sqrt{P_C(p^0, p^1) P_H(p^0, p^1)} \quad (20.5)$$

Fisher（1922 年，第 472 页）第一次提出了该指数公式，即其公式 101。Fisher 指出，以其数据集的经验来说， P_{CSWD} 与 Jevons 指数 P_J 非常接近，这两个指数是他的“最佳”未加权指数公式。在更近一些的时候，Carruthers、Sellwood 和 Ward（1980 年，第 25 页）以及 Dalén（1992 年，第 140 页）也提议将 P_{CSWD} 作为一个初级指数公式。

20.44 以上介绍了最常用的基础公式，现在的问题是：哪个公式是“最好”的？显然，在分析初级指数的重要特征之前，还无法回答这一问题。第 20.46 至 20.57 段将对此进行系统地分析，但本部分将对初级指数的一个重要特征予以说明，即第十五章介绍过的时间逆检验。

在本部分，初级指数 $P(p^0, p^1)$ 的这种检验变为：

$$P(p^0, p^1) P(p^1, p^0) = 1 \quad (20.6)$$

该检验的意思是：如果时期 2 的价格逆转为时期 0 的初始价格，那么从时期 0 到时期 1 的价格变化 $P(p^0, p^1)$ 乘以从时期 1 到时期 2 的价格变化 $P(p^1, p^0)$ 应该等于 1，也就是：在所述条件下，我们最后应该回到起点。可以证明 Dutot 指数 P_D 、Jevons 指数 P_J 和 Carruthers-Sellwood-Ward-Dalén 指数 P_{CSWD} 都能通过时间逆检验，但 Carli 指数 P_C 和调和指数 P_H 无法通过该检验。事实上，没有通过检验的最后两个指数出现了以下形式的偏误：

$$P_C(p^0, p^1) P_C(p^1, p^0) \geq 1 \quad (20.7)$$

$$P_H(p^0, p^1) P_H(p^1, p^0) \leq 1 \quad (20.8)$$

如果时期 1 的价格向量 p^1 与时期 0 的价格向量 p^0 不成比例，那么 (20.7) 和 (20.8) 将会出现严格不等的情况。²⁴ 这样，Carli 指数一般会出现向上偏误，而调和指数一般会出现向下偏误。Fisher (1922 年，第 66 页和第 383 页) 大概是确定 Carli 指数向上偏误的第一人。²⁵ 他针对统计机构采用该指数做出了如下评论：“在指数以外的领域，它通常是可以使用的最佳平均数。但我们应该看到，根据简单算术平均数计算出来的指数是最糟糕的指数之一。如果本书没有其他作用，而只是为了让人们彻底放弃基于简单算术平均数的指数，那么介绍这种平均数才是有意义的。” (Fisher (1922 年，第 29 至 30 页))。

20.45 以下部分介绍了本部分五个初级指数之间的某种数值关系。在随后的部分，将列出一张更全面的有关初级指数重要特征的清单，然后根据这些特征或检验来对五个基础公式进行评估。

常用初级指数之间的数值关系

20.46 可以证明²⁶Carli 初级价格指数、Jevons 初级价格指数和调和初级价格指数均满足以下不等式：

$$P_H(p^0, p^1) \leq P_J(p^0, p^1) \leq P_C(p^0, p^1) \quad (20.9)$$

也就是调和指数总是等于或小于 Jevons 指数，而 Jevons 指数则总是等于或小于 Carli 指数。事实上，如果时期 0 的价格向量 p^0 与时期 1 的价格向量 p^1 不成比例，

²⁴ 这种不等式基于这样一个事实：正数 M 的调和平均数总是等于或小于相应的算术平均数；见 Walsh (1901 年，第 517 页) 或 Fisher (1922 年，第 383 至 384 页)。该不等式是 Schlömilch 不等式的一个特例；见 Hardy、Littlewood 和 Pólya (1934 年，第 26 页)。

²⁵ 另见 Pigou (1920 年，第 59 页和第 70 页)，Szulc (1987 年，第 12 页) 和 Dalén (1992 年，第 139 页)。Dalén (1994 年，第 150 至 151 页) 很好地、直观地解释了 Carli 指数向上偏误的情况。

²⁶ 三个指数 P_H 、 P_J 和 P_C 当中的每个指数都是 r 阶平均数，其中 r 分别等于 -1、0 和 1，因此这种不等式是基于 Schlömilch 的不等式；见 Hardy、Littlewood 与 Pólya (1934 年，第 26 页)。

那么 (20.9) 将出现严格不等的情况。

20.47 不等式 (20.9) 并没有告诉我们 Carli 指数将比 Jevons 指数高出多少以及 Jevons 指数将比调和指数高出多少。因此，本部分的其余内容将对前述五个指数之间的某种近似关系进行分析，从而为每个指数的相对大小提供某些实际的指示。

20.48 首先推算 Carli 指数 P_C 和 Dutot 指数 P_D 之间的近似关系。²⁷ 为每个时期 t ，确定 M 个价格的算术平均数：

$$p^{t*} \equiv \sum_{m=1}^M \frac{1}{M} p_m^t; \quad t = 0, 1 \quad (20.10)$$

现将时期 t 项目 m 价格相对于该时期平均价格的积性偏差 e_m^t 定义如下：

$$p_m^t = p^{t*} (1 + e_m^t); \quad m = 1, \dots, M; t = 0, 1 \quad (20.11)$$

注意等式 (20.10) 和 (20.11) 意味着每个时期的偏离 e_m^t 总额为零；也就是：

$$\sum_{m=1}^M e_m^t = 0; \quad t = 0, 1 \quad (20.12)$$

20.49 注意 Dutot 指数可以表示为平均价格的比率 p^{1*}/p^{0*} ，也就是：

$$P_D(p^0, p^1) = \frac{p^{1*}}{p^{0*}} \quad (20.13)$$

20.50 现在将等式(20.11)代入 Jevons 指数公式(20.3)：

$$\begin{aligned} P_J(p^0, p^1) &= \prod_{m=1}^M \sqrt{\frac{p^{1*}(1+e_m^1)}{p^{0*}(1+e_m^0)}} \\ &= \frac{p^{1*}}{p^{0*}} \prod_{m=1}^M \sqrt{\frac{(1+e_m^1)}{(1+e_m^0)}} \quad \text{代入等式 (20.13), 得} \\ &= P_D(p^0, p^1) f(e^0, e^1) \end{aligned} \quad (20.14)$$

其中 $e^t \equiv [e_1^t, \dots, e_M^t]$ ， $t = 0$ 和 1，函数 f 被定义为：

$$f(e^0, e^1) \equiv \prod_{m=1}^M \sqrt{\frac{(1+e_m^1)}{(1+e_m^0)}} \quad (20.15)$$

20.51 用二阶 Taylor 级数近似法，围绕 $e^0 = 0_M$ 和 $e^1 = 0_M$ 展开 $f(e^0, e^1)$ 。代入等式 (20.12)，可以证明²⁸ P_J 与 P_D 之间存在下列二阶近似关系：

²⁷ 应该注意的是 Dutot 指数还可以写为价格比的加权平均数，也就是：
 $P_D(p^0, p^1) \equiv \sum_{i=1}^n p_i^1 / \sum_{j=1}^n p_j^0 = \sum_{i=1}^n (p_i^1 / p_i^0) p_i^0 / \sum_{j=1}^n p_j^0$
 $= \sum_{i=1}^n (p_i^1 / p_i^0) w_i^0$ ，其中第 i 项加权被定义为： $w_i^0 = p_i^0 / \sum_{j=1}^n p_j^0$ 。这样，如果初级集中的商品属于异质性商品，那么按照一定单位计量的商品越贵，权重将越大，不过从商品支出的角度看，可能不一定会这样。
²⁸ 这种近似关系是由 Carruther、Sellwood 和 Ward (1980 年，第 25 页) 率先计算出来的。

$$P_J(p^0, p^1) \approx P_D(p^0, p^1) [1 + (1/2M) e^0 e^0 - (1/2M) e^1 e^1] = P_D(p^0, p^1) [1 + (1/2)\text{var}(e^0) - (1/2)\text{var}(e^1)] \quad (20.16)$$

其中 $\text{var}(e^t)$ 为时期 t 积性偏离的方差，这样如果 $t=0, 1$ ，就有：

$$\begin{aligned} \text{var}(e^t) &\equiv \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M (e_m^t - e_m^{t*})^2 \\ &= \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M (e_m^t)^2 \quad \text{由于 } e_m^{t*} = 0, \text{ 代入等式(20.12), 得} \\ &= \frac{1}{M} e^t e^t \end{aligned} \quad (20.17)$$

20.52 在正常条件下，²⁹每个时期各个价格偏离其平均数的方差可能接近于常数。因此，在这些条件下，二阶 Jevons 价格指数将接近二阶 Dutot 价格指数。

20.53 注意：除了 Dutot 指数公式外，第 20.23 至 20.37 段定义的其余四个初级指数是被汇总的 M 个项目比价的函数。据此可以推算这四个初级指数之间的某种近似关系。这样，可以将第 m 项价格比定义为：

$$r_m \equiv \frac{p_m^1}{p_m^0}; \quad m = 1, \dots, M \quad (20.18)$$

20.54 将 m 个价格比的算术平均数定义为：

$$r^* \equiv \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M r_m = P_C(p^0, p^1) \quad (20.19)$$

其中，最后一个等式是根据 Carli 指数公式 (20.2) 得出的。最后，第 m 项价格比 r_m 相对于 M 个价格比的算术平均数 r^* 的偏差 e_m 可以定义为：³⁰

$$r_m = r^* (1 + e_m); \quad m = 1, \dots, M \quad (20.20)$$

20.55 请注意等式 (20.19) 和 (20.20) 意味着偏差 e_m 的总额等于零：

$$\sum_{m=1}^M e_m = 0 \quad (20.21)$$

20.56 现在将等式(20.20)代入 P_C, P_J, P_H 和 P_{CSWD} 指数公式(20.2)-(20.5)，然后根据偏离向量 $e \equiv [e_1, \dots, e_M]$ ，获得这些指数的如下表达式：

$$P_C(p^0, p^1) = \sum_{m=1}^M \frac{1}{M} r_m = r^* \equiv r^* f_C(e) \quad (20.22)$$

$$\begin{aligned} P_J(p^0, p^1) &= \prod_{m=1}^M \sqrt[M]{r_m} \\ &= r^* \prod_{m=1}^M \sqrt[M]{1 + e_m} \equiv r^* f_J(e) \end{aligned} \quad (20.23)$$

²⁹一些研究显示：如果总体通货膨胀率发生了重大变化，那么价格偏离其平均值的方差也会发生变化。如果 M 数量较少，那么各期之间价格的方差会出现抽样波动。

³⁰ 请注意：等式 (20.20) 所定义的比率式偏离 e_m 不同于等式 (20.11) 所定义的水平式偏离 e_m' 。

$$\begin{aligned} P_H(p^0, p^1) &= \left[\sum_{m=1}^M \frac{1}{M} (r_m)^{-1} \right]^{-1} \\ &= r^* \left[\sum_{m=1}^M \frac{1}{M} (1 + e_m)^{-1} \right]^{-1} \\ &\equiv r^* f_H(e); \end{aligned} \quad (20.24)$$

$$\begin{aligned} P_{CSWD}(p^0, p^1) &= \sqrt{P_C(p^0, p^1) P_H(p^0, p^1)} \\ &= r^* \sqrt{f_C(e) f_H(e)} \equiv r^* f_{CSWD}(e) \end{aligned} \quad (20.25)$$

其中，等式 (20.22) - (20.25) 中的最后一个恒等式用定义偏离函数 $f_C(e)$ 、 $f_J(e)$ 、 $f_H(e)$ 和 $f_{CSWD}(e)$ 。这些函数³¹在点 $e = 0_M$ 附近的二阶 Taylor 级数近似值为：

$$f_C(e) \approx 1 \quad (20.26)$$

$$f_J(e) \approx 1 - (1/2M)ee = 1 - (1/2)\text{var}(e) \quad (20.27)$$

$$f_H(e) \approx 1 - (1/M)ee = 1 - \text{var}(e) \quad (20.28)$$

$$f_{CSWD}(e) \approx 1 - (1/2M)ee = 1 - (1/2)\text{var}(e) \quad (20.29)$$

其中，为了推算以上近似值，重复使用了等式 (20.21)。³²二阶 Carli 指数 P_C 将比二阶 Jevons 指数 P_J 和二阶 Carruthers-Sellwood-Ward-Dalén 指数 P_{CSWD} 大 $(1/2)r^*\text{var}(e)$ ， $(1/2)r^*\text{var}(e)$ 等于 r^* 乘以 M 个价格比 p_m^1/p_m^0 的方差的二分之一。同样，二阶调和指数 P_H 将小于二阶 Jevons 指数 P_J 和二阶 Carruthers-Sellwood-Ward-Dalén 指数 P_{CSWD} ，其差值为： r^* 乘以 M 个价格比 p_m^1/p_m^0 的方差的二分之一。

20.57 从经验的角度来说，Jevons 指数和 Carruthers-Sellwood-Ward-Dalén 指数一般会非常接近。根据上述近似结果 (20.16)，Dutot 指数 P_D 一般也会非常接近 P_J 和 P_{CSWD} ，但随着时间的推移，会出现某些波动，因为在时期 0 和时期 1，偏差向量 e^0 和 e^1 的方差可能会发生变化。因此，在实际应用中，这三个初级指数的结果一般会很接近。相反，Carli 指数一般会比这三个指数大很多，随着 M 个价格比的方差增大，离散程度也就越大。同样，调和指数也可能大大小于三个中间指数，并且离散程度也会随着 M 个价格比的方差增大而增大。

编制初级指数的公理法

20.58 第十六章曾探讨过编制双边价格指数 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 的公理法。在本章中，初级价格指数 $P(p^0, p^1)$ 只取决于时期 0 的价格向量 p^0 和时期 1 的价格向量 p^1 ，而不取决于时期 0 的数量向量 q^0 和时期 1 的数量

³¹ 从等式 (20.22) 中可以看出， $f_C(e)$ 等于“1”，这样表达式 (20.26) 将名副其实为等式，而不是约等式。

³² 对于 $r^* = 1$ 的情况，二阶近似值是由 Dalén (1992 年，第 143 页) 提出来的，而对于一般情况 r^* ，二阶近似值是由 Diewert (1995 年 a，第 29 页) 提出来的。

向量 q^1 。第十六章讨论了编制双边价格指数 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 的 Fisher 公理法, 获取初级指数公理和检验的一个方法就是参照该章 Fisher 公理法下列出的大约 20 个公理, 并在本部分中酌情运用这些公理, 即以不取决于数量向量的双边价格指数 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ 的检验, 作为初级价格指数 $P(p^0, p^1)$ 的检验。³³ 本部分采用的就是这种方法。

20.59 前八个检验 T 或公理比较简单, 而且也不存在争议。

T1: 连续性: $P(p^0, p^1)$ 是时期 $0M$ 个正价格 $p^0 \equiv [p_1^0, \dots, p_M^0]$ 和时期 $1M$ 个正价格 $p^1 \equiv [p_1^1, \dots, p_M^1]$ 的连续函数。

T2: 恒等性: $P(p, p) = 1$; 也就是: 如果时期 0 的价格向量等于时期 1 的价格向量, 那么指数将等于 1。

T3: 当期价格的单调性: 如果 $p^1 < p$, 那么 $P(p^0, p^1) < P(p^0, p)$; 也就是: 如果时期 1 的任何价格上涨, 价格指数也会上涨。

T4: 基期价格的单调性: 如果 $p^0 < p$, 那么 $P(p^0, p^1) > P(p, p^1)$; 也就是: 如果时期 0 的任何价格上涨, 价格指数将下降。

T5: 当期价格的正比性: 如果 $\lambda > 0$, 那么 $P(p^0, \lambda p^1) = \lambda P(p^0, p^1)$; 也就是如果时期 1 的所有价格变为原来的正 λ 倍, 那么初始价格指数也变为原来的 λ 倍。

T6: 基期价格的反比性: 如果 $\lambda > 0$, 那么 $P(\lambda p^0, p^1) = \lambda^{-1} P(p^0, p^1)$; 也就是: 如果时期 0 的所有价格变为原来的正 λ 倍, 那么初始价格指数变为原来的 $1/\lambda$ 。

T7: 平均值检验: $\min_m \{p_m^1/p_m^0 : m = 1, \dots, M\} \leq P(p^0, p^1) \leq \max_m \{p_m^1/p_m^0 : m = 1, \dots, M\}$; 也就是: 价格指数介于最小价格比和最大价格比之间。

T8: 商户的对称处理: $P(p^0, p^1) = P(p^{0*}, p^{1*})$, 其中 p^{0*} 和 p^{1*} 表示元素 p^0 和 p^1 的置换相同; 也就是: 对于据以获取两个时期报价的商户 (或住户), 如果改变这些商户 (或住户) 排列的顺序, 那么初级指数保持不变。

Eichhorn (1978 年, 第 155 页) 表示检验 T1、T2、T3 和 T5 暗含着检验 T7。这样从逻辑上讲, 上述检验并不都是独立的。

20.60 以下检验存在着更大的争议, 因此并不一定为所有价格统计人员所接受。

T9: 价格回弹检验: $P(p^0, p^1) = P(p^{0*}, p^{1**})$, 其中 p^{0*} 和 p^{1**} 表示元素 p^0 和 p^1 可能存在着不同的置换, 也就是如果以不同的方式改变两个时期的价格排列, 那么初级指数保持不变。

20.61 显然, 检验 T8 是检验 T9 的一个特例, 在检

验 T8 中, 价格初始排序的两个置换是相同的。这样, 检验 T9 暗含检验 T8。检验 T9 是 Dalén 提出的 (1992 年, 第 138 页)。Dalén 提出该公式的理由是: 如果商户价格“回弹”的方式是: 各商户只在两个时期内互换价格, 那么价格指数应该保持不变。尽管从直观上来讲, 这一检验有一定的道理, 但却有违这样一种思想, 即各商户在两个时期内的价格应该是一对一的可比关系。如果各商户之间存在着质量差异, 那么各商户的这种价格可比要比不可比更重要。

20.62 以下检验也是 Dalén (1992 年) 在探讨初级指数时提出的:

T10: 时间逆检验: $P(p^1, p^0) = 1/P(p^0, p^1)$; 也就是如果时期 0 和时期 1 的数据相互交换, 那么相应的价格指数应该等于原价格指数的倒数。

由于在双边指数的情况下, 很多价格统计人员主张采用 Laspeyres 价格指数, 而这种指数并不能通过时间逆检验, 所以就初级指数而言, 并不是所有价格统计人员都会将其作为必须通过的基本检验。不过, 还有很多其他价格统计人员确实将它作为基本的检验, 因为他们很难接受如果逆转时间排序, 指数所给出的答案将会不同这种情况。

20.63 以下检验是加强型的:

T11: 循环性检验: $P(p^0, p^1) P(p^1, p^2) = P(p^0, p^2)$; 也就是: 时期 0 到时期 1 的价格指数乘以时期 1 到时期 2 的价格指数等于直接从时期 0 到时期 2 的价格指数。

循环性检验和恒等式检验暗含时间逆检验 (只需设 $p^2 = p^0$)。这样, 循环性检验基本上属于时间逆检验的强化形式, 所以不赞成采用时间逆检验的价格统计人员将不太可能赞成采用循环性检验。不过总的来说, 循环性检验似乎是一种非常理想化的情况: 它把只适用于单一价格比的性质普遍化了。

20.64 以下是一个非常非常重要的检验:

T12: 共量性检验: 对于所有 $\lambda_1 > 0, \dots, \lambda_M > 0$ 的情况, $P(\lambda_1 p_1^0, \dots, \lambda_M p_M^0; \lambda_1 p_1^1, \dots, \lambda_M p_M^1) = P(p_1^0, \dots, p_M^0; p_1^1, \dots, p_M^1) = P(p^0, p^1)$; 也就是: 如果每个商品的度量单位发生变化, 那么初级指数保持不变。

在双边指数的情况下, 几乎所有价格统计人员都承认该检验的有效性。但在初级指数的情况下, 这一检验较易引起争议。如果基本分类中的 M 个项目都是同质性的, 那么可以用同一单位衡量所有的项目。因此, 如果同质性商品的度量单位发生了变化, 就应当对检验 T12 进行修改, 从而将所有 λ_m 限于同一个数 (比如 λ), 修改后的检验 T12 为:

$$P(\lambda p^0, \lambda p^1) = P(p^0, p^1); \lambda > 0 \quad (20.30)$$

³³ Diewert (1995 年 a, 第 5-17 页) 在 Eichhorn (1978 年, 第 152-160 页) 和 Dalén (1992 年) 早期作品的基础上, 采用了这种方法。

请注意，如果能够满足检验 T5 和 T6，就能满足修改后的检验 T12。这样，如果基本分类中的项目是同质性的，那么就不需要原（没有修改过的）检验 T12。

20.65 在实践中，每个基本分类中通常有数以千计的项目。因此项目同质性的假设并不可靠。在这些情况下，初级指数能够通过共量性检验就很重要，因为基本分类中异质性项目的度量单位具有任意性，因此，价格统计人员只是改变某些项目的度量单位就有可能使指数发生改变。

20.66 以上为初级指数的所有检验。其余部分将讨论第 20.38 至 20.45 段所定义五个初级指数中，每个指数分别通过了多少个检验。

20.67 通过简单的计算就可以发现，Jevons 初级指数 P_J 通过了所有检验。因此，从编制初级指数的公理法这个特定的角度看，Jevons 初级指数是“最佳”的。

20.68 Dutot 指数 P_D 几乎通过了所有检验，但却没有通过重要的共量性检验 T12，如果基本分类中有异质性项目，那么不能通过共量性检验的后果将很严重。因此，在这些情况下，价格统计人员应慎用该指数。

20.69 Carli 初级指数和调和初级指数的几何平均数 P_{CSWD} 仅仅没有通过价格回弹检验 T9 和循环性检验 T11。没有通过这两项检验不一定会使该指数失去适用性。因此，如果出于某种原因，价格统计人员决定不采用 Jevons 公式，那他可以采用该指数。正如第 20.38 至 20.45 段所述，从数字上讲， P_{CSWD} 与 P_J 非常接近。

20.70 Carli 初级指数 P_C 和调和初级指数 P_H 没有通过价格回弹检验 T9、时间逆检验 T10 和循环性检验 T11，但通过了其余检验。同样，没有通过检验 T9 和检验 T11 并不会使这两个指数失去作用，但没有通过 T10 却是一个非常严重的问题。因此，价格统计人员应该慎用这些指数。

编制初级指数的经济分析法

20.71 请回顾第 20.38 至 20.45 段中所提到的表示符号和讨论内容。假设基本分类中各项目的每个买主偏好的是可用线性齐次聚合函数或效用函数 $f(q)$ 表示的购买向量 $q = [q_1, \dots, q_M]$ 。另外，还假设每个买主在每个时期都尽量使成本最小化。这样，正如第十七章所显示的那样，聚合或效用函数 $f(q)$ 或其单位成本对偶函数 $c(p)$ ³⁴ 的某些特殊函数形式会导致特殊函数形式的价格

³⁴ 单位成本函数被定义为：
 $c(p) \equiv \min_q \left(\sum_{m=1}^M p_m q_m : f(q) = 1 \right)$

指数 $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ ：

$$P(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv \frac{c(p^1)}{c(p^0)} \quad (20.31)$$

20.72 假设购买者的聚合函数 f 定义如下：³⁵

$$f(q_1, \dots, q_M) \equiv \min_m \{q_m / \alpha_m : m = 1, \dots, M\} \quad (20.32)$$

其中 α_m ，为正常数。那么根据这些假设，可以证明等式 (20.31) 将变为：³⁶

$$\frac{c(p^1)}{c(p^0)} = \frac{p^1 q^0}{p^0 q^0} = \frac{p^1 q^1}{p^0 q^1} \quad (20.33)$$

两个时期购买的数量向量必须是成比例的，也就是：

$$q^1 = \lambda q^0 \quad \text{其中, } \lambda > 0 \quad (20.34)$$

20.73 从 (20.33) 公式的第一个等式可以看出，根据关于聚合函数 f 的假设 (20.32)，实际生活消费指数 $c(p^1) / c(p^0)$ 等于 Laspeyres 价格指数，即 $P_L(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv p^1 q^0 / p^0 q^0$ 。以下将说明：如何根据价格抽样的各种假设，通过各种基础公式来推算这种 Laspeyres 指数。

20.74 为了说明使用 Dutot 基础公式的理由，可以将 Laspeyres 指数公式表示如下：

$$P_L(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv \frac{\sum_{m=1}^M p_m^1 q_m^0}{\sum_{m=1}^M p_m^0 q_m^0} = \frac{\sum_{m=1}^M \rho_m^0 p_m^1}{\sum_{m=1}^M \rho_m^0 p_m^0} \quad (20.35)$$

其中基期项目概率 ρ_m^0 定义如下：

$$\rho_m^0 \equiv \frac{q_m^0}{\sum_{m=1}^M q_m^0}; \quad m = 1, \dots, M \quad (20.36)$$

这样，项目 m 的基期概率 ρ_m^0 等于基期内项目 m 的购买量除以基期内该商品类别中所有项目的总购买量。请注意这些定义要求该商品类别中的所有项目都具有相同的计量单位。³⁷

20.75 我们很容易看出公式 (20.35) 是如何转换为相关商品类别中抽样价格的精确抽样框架的。³⁸ 如果抽样时相关商品类别中的项目价格的被抽中可能与其基期概率 ρ_m^0 成比例，那么 (20.35) 公式中第一个等式所定义的 Laspeyres 指数可以通过公式 (20.35) 中第二个等式所定义的 Dutot 指数来进行估算，其中，该 Dutot 指数是经过概率加权的。一般来说，对于同质性商品项目，如果抽样方案得当，那么在初级层级汇总使用 Dutot 公式

³⁵ 与该聚合函数 f 相应的偏好就是所谓的 Leontief 偏好 (1936 年)，或无替代偏好。

³⁶ 见 Pollak (1983 年)。符号 $p^1 q^0$ 被定义为 $\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^0$ 或其他。

³⁷ 只有当商品项目为同质性时，等式 (20.36) 所定义的概率才有意义。

³⁸ 详情见 Balk (2002 年，第 8-10 页)。

完全符合 Laspeyres 指数的概念。

20.76 Dutot 公式还可以与 Paasche 指数概念保持一致。如果在初级层级汇总使用 Paasche 公式，那么可以求出以下公式：

$$P_P(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv \frac{\sum_{m=1}^M p_m^1 q_m^1}{\sum_{m=1}^M p_m^0 q_m^1} = \frac{\sum_{m=1}^M \rho_m^1 p_m^1}{\sum_{m=1}^M \rho_m^1 p_m^0} \quad (20.37)$$

其中时期 1 内商品项目的概率 ρ_m^1 定义如下：

$$\rho_m^1 \equiv \frac{q_m^1}{\sum_{m=1}^M q_m^1}; \quad m = 1, \dots, M \quad (20.38)$$

这样，时期 1 内商品项目 m 的概率 ρ_m^1 等于时期 1 商品项目 m 的购买量除以该时期内该商品类别中所有商品项目的总购买量。

20.77 同样，很容易看出公式 (20.37) 是如何转换为相关商品类别中抽样价格的精确抽样框架的。如果抽样时相关商品类别中的项目价格的被抽中可能与其在时期 1 的概率 ρ_m^1 成比例，那么公式 (20.37) 中第一个等式所定义的 Paasche 指数可以通过公式 (20.37) 中第二个等式所定义的 Dutot 指数来进行估算，其中，该 Dutot 指数是经过概率加权的。一般来说，对于同质性基本分类，如果抽样方案得当，那么在初级层级汇总使用 Dutot 公式完全符合 Paasche 指数的概念。

20.78 对于 Laspeyres 指数和 Paasche 指数，可以不采用固定篮子表达式，而采用支出份额表达式，并将支出份额 s_m^0 或 s_m^1 作为价格比的概率权数。这样，如果对对被考虑商品类别中项目的比价进行抽样，所采用的权数与该商品类别中其基期支出份额成比例，那么下列经过概率加权的 Carli 指数：

$$P_C(p^0, p^1, s^0) \equiv \sum_{m=1}^M s_m^0 \frac{p_m^1}{p_m^0} \quad (20.39)$$

将等于 Laspeyres 指数。³⁹当然，与等式 (20.35) 和 (20.37) 不同的是，公式 (20.39) 并不需要假设商品项目具有同质性。

20.79 如果对有关商品类别中项目的比价进行抽样时，所采用的权数与其在该商品类别中在时期 1 的支出份额成比例，那么下列经过概率加权的调和指数：

$$P_H(p^0, p^1, s^1) \equiv \left(\sum_{m=1}^M s_m^1 \left(\frac{p_m^1}{p_m^0} \right)^{-1} \right)^{-1} \quad (20.40)$$

将等于 Paasche 指数。

20.80 以上结果显示：对于同质性基本分类，如果价格抽样方案得当，Dutot 初级指数可以接近初级的 Laspeyres 价格指数或 Paasche 价格指数。上述结果还表明：对于异质性基本分类，如果价格抽样方案得当，我们可以证明 Carli 初级指数和调和初级指数近似于初级的 Laspeyres 价格指数或 Paasche 价格指数。

20.81 前面曾提到过，从编制初级指数的经济分析法来看，公式 (20.32) 有关函数 f 的假设说明 Laspeyres 指数和 Paasche 指数可以反应“实际”的基本分类。假设将公式 (20.32) 的假设替换为下述 Cobb-Douglas (1928 年) 偏好假设：⁴⁰

$$f(q_1, \dots, q_M) \equiv \prod_{m=1}^M q_m^{\beta_m}; \quad \beta_m > 0$$

$$\text{其中 } m = 1, \dots, M \text{ 和 } \sum_{m=1}^M \beta_m = 1 \quad (20.41)$$

20.82 根据公式 (20.41) 的假设，实际的经济初级价格指数为：⁴¹

$$\frac{c(p^1)}{c(p^0)} = \prod_{m=1}^M \left(\frac{p_m^1}{p_m^0} \right)^{\beta_m} \quad (20.42)$$

20.83 结果是，如果购买者的偏好为上述 Cobb-Douglas 偏好，那么两个时期内的商品项目支出应该是成比例的，这样：

$$p_m^1 q_m^1 = \lambda p_m^0 q_m^0 \text{ 其中 } m=1, \dots, M, \text{ 其中 } \lambda > 0 \quad (20.43)$$

在这些条件下，基期支出份额 s_m^0 将等于相应的时期 1 的支出份额 s_m^1 ，以及相应的 β_m ，也就是 (20.41) 的假设意味着：

$$s_m^0 = s_m^1 \equiv \beta_m; \quad m = 1, \dots, M \quad (20.44)$$

这样，如果对对被考虑商品类别中项目的比价进行抽样时，所采用的权数与其在该商品类别中的基期支出份额成比例，那么经过概率加权后的下述 Jevons 指数：

$$\ln P_J(p^0, p^1, s^0) \equiv \sum_{m=1}^M s_m^0 \ln \frac{p_m^1}{p_m^0} \quad (20.45)$$

将等于等式 (20.42) 所定义的实际初级价格集合的对数。⁴²

20.84 上述结果显示：对于异质性基本分类来说，如果价格抽样方案得当，我们可以证明 Jevons 初级指数近似于初级的 Cobb-Douglas 价格指数。

20.85 Leontief 偏好的假设意味着与两个被考察时期有关的数量向量是成比例的；请回顾等式 (20.34)。相反，Cobb-Douglas 偏好的假设意味着两个被考察时期的支出将是成比例的，请回顾等式 (20.43)。长期以来，

⁴⁰ Konüs 和 Byushgens (1926 年) 在稍早些时候介绍了这些偏好。

⁴¹ 见 Pollak (1983 年)。

⁴² 严格推导见 Balk (2002 年，第 11-12 页)。

³⁹ 抽样框架的严格推导，见 Balk (2002 年，第 13-14 页)。

指数理论家一直讨论的一个问题就是：相比较而言，成比例数量假设和成比例支出假设的优点分别是什么。有些作者认为，从经验的角度来讲，成比例支出假设的可能性更大，这些作者包括：Jevons（1865年，第295页）和 Ferger（1931年，第39页；1936年，第271页）。这些早期作者在研究指数理论时，并没有经济分析法可以使用，但从直觉上，他们以及 Pierson（1895年，第332页）都认为，由于发生了替代效应，成比例支出假设似乎要比成比例数量假设更可靠。

20.86 如果成比例支出假设的可能性要比成比例数量的可能性大，那么从某种程度上讲，前些部分的结果更支持使用未加权的 Jevons 初级指数，而不是未经加权的 Dutot 指数、Carli 指数或调和指数。但这种支持是很勉强的，因为为了取得前述结果，必须有一个适当的商品项目价格抽样方案。因此，从经济分析法的角度来看，（如果没有适当的抽样方案，）将无法找到一个真正的理由来支持采用未经加权的 Dutot 指数、Carli 指数或调和指数。不过，相对于经过加权的其他指数而言，本部分的结果对使用经过适当加权的 Jevons 指数提供了大力支持，因为从经济角度来看，交叉商品项目的替代弹性更有可能接近“1”（这与 Cobb-Douglas 偏好的情况一致）而不是“0”（这与 Leontief 偏好的情况一致）。对于经过加权的 Jevons 指数，如果该指数中的概率权重被视作时期 0 和时期 1 内商品项目支出份额的算术平均数，并以狭义的单位价值作为价格概念，那么经过加权的 Jevons 指数就成了第 20.11 至 20.22 段所讨论的理想初级指数。

编制初级指数的抽样法

20.87 前述部分显示，经过适当加权的初级指数可以接近各种经济总体的初级指数，随着抽样覆盖面的更加全面，近似值会变得更加精确。反之，可以看出在一般情况下，即使基本分类中商品的所有项目价格都被抽中了，第 20.38 至 20.45 段所定义的未加权初级价格指数也不可能接近第 20.11 至 20.22 段所定义的理论理想的初级价格指数。⁴³因此，价格统计人员不应只是对价格进行抽样，还应收集与被抽样价格有关的交易值（或数量），这样才能使样本基本分类随着样本规模的加大而接近理想的基本分类目标。为此，不应只是收集价格样本，还应收集相应的样本数量（或样本值），这样才可以确定一个 Fisher 价格指数、Törnqvist 价格指数或 Walsh 价格指数样本。这种基于样本的最优初级价格指数将会随着样本规模的加大而接近总体的理想初级指数。在进行抽样的情况下，通过这种方法来确定初级指数的建议是由

⁴³ 第 20.91 至 20.99 段所列举的数例说明了这一点。

Pigou（1920年，第66至67页）、Fisher（1922年，第380页）、Diewert（1995年a，第25页）和 Balk（2002年）提出的。⁴⁴特别是，Pigou（1920年，第67页）建议采用基于抽样的 Fisher 理想价格指数来缩减相关分类的价值比率，以便估算相关分类的数量比率。

构建基本分类过程中扫描数据的使用

20.88 直到最近的时候，还无法确定第 20.38 至 20.45 段所定义的未加权初级指数与理想基本分类之间的接近程度是多少。如今，在有了扫描数据之后（也就是有了关于零售商户单个商品项目的详细价格和数量数据后），已经可以为某些商品项目层计算出理想的基本分类，并将有关结果与统计机构对同一类别项目的价格变化所进行的估算进行比较。当然，统计机构在对价格变化进行估算时，通常是以 Dutot 公式、Jevons 公式或 Carli 公式为基础的。以下摘录的内容反应了多项扫描数据研究的结果。

近期的第二大发展趋势就是统计机构愿意尝试使用扫描数据。扫描数据是在零售商户的销售端点所产生的电子数据，一般包括交易价格、数量、位置、购买的日期和时间以及产品的牌子或型号。为了在初级层级建立更好的指数，这种详细的数据可能非常有用。在最新的研究中，使用这种扫描数据的人员包括：Silver（1995年）、Reinsdorf（1996年）、Bradley、Cook、Leaver 与 Moulton（1997年）、Dalén（1997年）、de Haan 与 Oppendoes（1997年）以及 Hawkes（1997年）。根据这些研究对初级指数偏差进行的（年度）估算包括：联合王国，电视机 1.1 个百分点；美国，咖啡 4.5 个百分点；美国，番茄酱、卫生纸、牛奶和金枪鱼 1.5 个百分点；瑞典，脂肪、清洁剂、早餐谷类食品和冻鱼 1 个百分点；荷兰，咖啡 1 个百分点；美国，咖啡 3 个百分点。这些偏差估算将基础偏差和商户替代偏差结合在一起，它们比我们早期大致的估算值（0.255 和 0.41 个百分点）高出很多。另一方面，至于这些大的偏差估算值究竟能在多大程度上被普遍用到其他商品上，目前尚不明确（Diewert（1998年a，第54-55页））。

在对结果进行分析之前，有必要对有关扫描数据的某些常见结论进行评述。应该强调的是，此处只是一种试验的结果，在这种试验中，采用了同一数据来对不同方法进行比较。无法对英国零售价格指数的结果进行合理的比较，因为其指数是以截然不同的做法和数据为基础的，其数据由价格采集员收集，既有优点也有缺点（Fenwick、Ball、Silver 和 Morgan（2003年））。然而，有必要分析 Diewert（2002年c）对英国零售价格指数电器部分所做的

⁴⁴ Balk（2002年）对这种抽样框架进行了详细说明。另一名作者，也就是 Hausman（2002年）也强调了在初级层级收集数量和价格信息的重要性。

评价, 这些电器所涉及的范围很广, 如电熨斗、烤箱、冰箱等, 从 1998 年 1 月到 1998 年 12 月期间, 这些电器的指数从 98.6 下降到 98.0, 下降了 0.6 个百分点。Diewert 将这些结果与洗衣机的结果进行比较后指出: “……在这一期间, 电器指数中非洗衣机项目的价格上涨可能足以抵消洗衣机价格的大幅下降, 但我认为这有点不太可能。” 在这一期间, 利用扫描数据对类似产品进行的研究有很多, 而且已经根据扫描数据对 Fisher 环比指数进行了计算 (零售价格指数 (一年内) 属于定基 Laspeyres 指数), 结果发现各电器的下降幅度分别为: 电视机大约 12% (Silver 与 Heravi, 2001 年 a)、洗衣机 10% (以下表 7)、洗碗机 7.5%、照相机 15%、吸尘器 5% (Silver 与 Heravi, 2001 年 b)。这些结果与零售价格指数部分的结果差异很大, 正如 Diewert 所说的那样, 这说明洗衣机的差异可能并非异常现象。传统方法和数据来源似乎会使消费者价格指数的比率远远高于采用扫描数据时的比率, 然而, 引起这些差异的原因并不在本研究的主题范围内 (Silver 与 Heravi (2002 年, 第 25 页))。

20.89 以上引文总结了众多以扫描数据为基础的基本分类指数研究的成果。研究显示: 为了计算支出类别的最优指数或特征指数而采用详细的价格和数量数据时, 衡量价格变化的指标通常低于官方统计机构对该类别价格变化所做出的相应估算。⁴⁵有时, 基于扫描数据的价格变化指标远远低于相应的官方指标。⁴⁶这些结果说明, 如果采用经过加权的抽样框架, 那么可能会大大提高初级指数的精确度。

20.90 关于上述实证结果, 可以做出简单直观的解释么? 通过分析商品项目需求的动态情况, 也许可以从某种程度上加以解释。在任何市场经济中, 企业或商户所出售的商品价格要么在下降要么在上升。这样, 对于那些价格正在下降的商品项目来说, 与其相关的支出份额通常会增加, 而对于价格正在上升的商品项目来说, 情况正好相反。遗憾的是, 初级指数并不能说明价格变化与支出份额相应变化之间的这种负相关所带来的影响, 因为初级指数只取决于价格而不是支出份额。

20.91 举个例子可以说明上述问题。假设基本分类的商品项目只有三个, 在时期 0 内, 每个项目的价格为 $p_m^0=1$, 每个项目的支出份额是相等的, 这样当 $m=1, 2, 3$

时, $s_m^0=1/3$ 。假设在时期 1 内, 项目 1 的价格上涨到 $p_1^1=1+i$, 项目 2 的价格保持不变 $p_2^1=1$, 项目 3 的价格下降到 $p_3^1=(1+i)^{-1}$, 其中项目 1 的价格上涨率为 $i>0$ 。另外, 还假设项目 1 的支出份额下降到 $s_1^1=(1/3)-\sigma$, 其中 σ 是介于 0 与 1/3 之间的小数字, 项目 3 的支出份额上升到 $s_3^1=(1/3)+\sigma$ 。⁴⁷

项目 2 的支出份额保持不变 $s_2^1=1/3$ 。第 20.23 至 20.37 段所定义五个初级指数全部可以表示为项目 1 通货膨胀率 i (这也是项目 3 的通货紧缩率) 的函数, 具体如下:

$$P_J(p^0, p^1) = [(1-i)(1+i)^{-1}]^{1/3} = 1 \equiv f_J(i) \quad (20.46)$$

$$P_C(p^0, p^1) = (1/3)(1+i) + (1/3) + (1/3)(1+i)^{-1} \\ \equiv f_C(i) \quad (20.47)$$

$$P_H(p^0, p^1) = [(1/3)(1+i)^{-1} + (1/3) + (1/3)(1+i)]^{-1} \\ \equiv f_H(i) \quad (20.48)$$

$$P_{CSW}(p^0, p^1) = [P_C(p^0, p^1)P_H(p^0, p^1)]^{1/2} \\ \equiv f_{CSW}(i) \quad (20.49)$$

$$P_D(p^0, p^1) = (1/3)(1+i) + (1/3) + (1/3)(1+i)^{-1} \\ \equiv f_D(i) \quad (20.50)$$

20.92 请注意, 在本例子中, Dutot 指数 $f_D(i)$ 的结果等于 Carli 指数 $f_C(i)$ 。下述 (20.51) - (20.55) 显示的是公式 (20.46) - (20.50) 中五个初级指数的二阶 Taylor 级数近似值:

$$f_J(i) \approx 1 \quad (20.51)$$

$$f_C(i) \approx 1 + (1/3)i^2 \quad (20.52)$$

$$f_H(i) \approx 1 - (1/3)i^2 \quad (20.53)$$

$$f_{CSW}(i) \approx 1 \quad (20.54)$$

$$f_D(i) \approx 1 + (1/3)i^2 \quad (20.55)$$

这样, 如果 i 的值很小, Carli 指数和 Dutot 指数将略大于 “1”,⁴⁸Jevons 指数和 Carruthers-Sellwood-Ward 指数将约等于 “1”, 调和指数将略小于 “1”。请注意,

⁴⁵ 另外可以回顾 Koskimäki 和 Ylä-Jarkko (2003 年) 的研究结果, 采用芬兰扫描数据, 该结果显示 Laspeyres 指数大大高于所获得的相应 Fisher 指数。

⁴⁶ 但扫描数据研究并不总是显示官方消费者价格指数可能存在着较大的偏差。据 Masato Okamoto 称, 日本正在进行大规模的比较研究。在对 1997 年-2000 年期间大约 250 个类别的加工食品和日常必需品采用了扫描数据后, 发现基于扫描数据的指数平均起来只比每年相应的官方指数大约低 0.2 个百分点。日本在其官方消费者价格指数的初级层级采用了 Dutot 公式。

⁴⁷ 参数 σ 用以衡量初级集合中各项目之间的可替代程度。它并不正好等于第十七章第 17.61 至 17.64 段在解释 Lloyd-Moulton 公式时提到过的参数 σ 的替代弹性。但替代弹性越大, 本部分出现的参数 σ 就越大。David E. Lebow 与 Jeremy B. Rudd 指出, 根据营销类文献的研究结果, 狭义初级集合中各品牌之间的替代弹性大约为 2.5 (这大大高于 Cobb-Douglas 个案中的替代弹性, Cobb-Douglas 个案中的替代弹性为 1); “Gerard Tellis (1988 年) 对大量有关交叉品牌弹性估算的营销文献进行了分析, 结果 (在对结果中的某些偏误进行调整后) 发现平均弹性为 2.5” (Lebow 与 Rudd (2003 年, 第 167-168 页))。

⁴⁸ 第 20.51 段曾讨论过 Dutot 指数和 Jevons 指数之间的近似关系 (20.16)。在此处的数例中, $\text{var}(e^0) = 0$ 而 $\text{var}(e^1) > 0$ 。这也说明了为什么在本例中 Dutot 指数不会大约等于 Jevons 指数。

所有五个指数的一阶 Taylor 级数近似值均为“1”。这样，为了让一阶近似值准确，所有五个指数都等于 1。

20.93 以下将计算基本分类的 Laspeyres 指数、Paasche 指数和 Fisher 指数：

$$P_L = (1/3)(1+i) + (1/3) + (1/3)(1+i)^{-1} \equiv f_L(i) \quad (20.56)$$

$$P_P = \left\{ \left[\frac{(1/3) - \sigma}{(1+i) + (1/3)} + \frac{(1/3) + \sigma}{(1+i)^{-1}} \right] \right\}^{-1} \equiv f_P(i) \quad (20.57)$$

$$P_F = (P_L P_P)^{1/2} \equiv f_F(i) \quad (20.58)$$

20.94 下述 (20.59) - (20.61) 显示的是上述 (20.56) - (20.58) 指数在 $i = 0$ 附近的一阶 Taylor 级数近似值：

$$f_L(i) \approx 1 \quad (20.59)$$

$$f_P(i) \approx 1 - 2\sigma i \quad (20.60)$$

$$f_F(i) \approx 1 - \sigma i \quad (20.61)$$

20.95 三个商品项目的理想初级指数为 Fisher 理想指数 $f_F(i)$ 。(20.51) - (20.55) 以及 (20.61) 的近似值显示：如果求出六个指数的一阶近似值，那么 Fisher 指数比其余五个初级指数小 σi 。这样，和理想的基本分类相比，五个初级指数将向上偏误，偏误值大约为 σi 。

20.96 假设价格正在上涨的商品项目，其年度通货膨胀率为 10% ($i = 0.10$)，这样对于价格正在下降的商品项目来说，其价格下降的比率也大约为 10%。如果价格上涨项目的支出份额下降了 5 个百分点，那么 $\sigma = 0.05$ ，这样所有五个初级指数的年度向上偏误值大约为： $\sigma i = 0.05 \times 0.10 = 0.005$ ，或者一个百分点的二分之一。如果 i 上升到 20%，而 σ 上升到 10%，那么偏误大约增加到 $\sigma i = 0.10 \times 0.20 = 0.02$ 或者 2%。但应该注意的是，如果时期二的价格逆转为时期 0 的价格，那么偏误也将逆转。因此，只有在价格和市场份额呈长期趋势的情况下，上述模型中的基础偏误才会随着时期的连续而累积。⁴⁹

20.97 上述例子属于极其简单化的模型。更复杂一些模型至少可以解释官方初级指数和最优指数（对于某个类别的支出，采用扫描数据来计算相关指数）之间的某些差异。如果不采用相关的数量或价值权数，那么所定义的初级指数初级上不能说明商品项目价格波动所引起的支出份额变化。⁵⁰为了消除这一问题，有必要在基

⁴⁹ White (2000 年) 对加拿大商户的替代偏误进行了研究，结果显示：对于同一商品项目，折扣店不仅价格较低，而且在一段时间内，其通货膨胀率也较低。

⁵⁰ 换言之，初级指数容易存在替代或代表性偏误。但在 Cobb-Douglas 偏好的情况下，本部分的参数 σ 将等于“0”，Jevons 初级集合将不会偏误。但营销文献中的研究结果（请回顾 Tellis (1988 年)）显示 σ 将大于“0”。因此，Jevons 初级指数将向上偏误。根据 Lebow 和 Rudd (2003 年，第 167 页) 的估算，如果采用 Jevons 公式，初级替代偏误每年只有大约 0.05 个百分点，这已经很低了。

期和比较期对价值和价格都进行抽样。

20.98 在这一点上，可以用几句话来概括注意事项。如果与较长的价格趋势相比，时期与时期之间的价格和数量波动很大，那么在使用最优环比指数时，结果可能会存在很大的偏误。从长期来说，大幅波动可能是由季节因素⁵¹或临时性销售因素引起的。⁵²

20.99 以下部分将简单介绍编制初级指数的简单回归法。分析结果将再一次显示对报价进行加权的重要性。

编制初级指数的简单随机法

20.100 请回顾上述第 20.38 至 20.45 段使用的符号。假设时期 0 和时期 1 内 M 个商品项目的价格大约等于等式 (20.62) 和 (20.63) 右边的值：

$$p_m^0 \approx \beta_m; m = 1, \dots, M \quad (20.62)$$

$$p_m^1 \approx \alpha \beta_m; m = 1, \dots, M \quad (20.63)$$

其中 α 和 β_m 为正参数。请注意在等式 (20.62) 和 (20.63) 的左边有 $2M$ 个价格，而在这些等式右边只有 $M + 1$ 个参数。对于等式 (20.62) 和 (20.63) 所定义的价格行为模型，其初级假设是两个价格向量 p^0 和 p^1 是成比例的 ($p^1 = \alpha p^0$ ，其中 α 是比例系数)，但随机积性误差除外。据此， α 将代表相关初级价格集合的值。在等式 (20.62) 和 (20.63) 两边取对数，并在取了对数以后的等式右边加上随机误差 e_m^0 和 e_m^1 ，便可以得出下列线性回归模型：

$$\ln p_m^0 = \delta_m + e_m^0; m = 1, \dots, M \quad (20.64)$$

$$\ln p_m^1 = \gamma + \delta_m + e_m^1; m = 1, \dots, M \quad (20.65)$$

其中

$$\gamma \equiv \ln \alpha \text{ 和 } \delta_m \equiv \ln \beta_m; m = 1, \dots, M \quad (20.66)$$

20.101 请注意：可以将等式 (20.64) 和 (20.65) 解释为高度简化的特征回归分析法。⁵³每个商品的唯一特征就是商品本身。该分析法是“国家-产品-虚拟法”的

⁵¹ 至于采用最优环比指数时，季节性波动会引起大幅向下偏误的例子，见第二十二章。

⁵² 至于采用最优环比指数时，定期降价销售会引起大幅向上偏误的例子，见 Robert C. Feenstra 与 Matthew D. Shapiro (2003 年)：

其原因是：只有在有广告的情况下，低价时期（也就是贱卖时期）才会吸引顾客大量的购买，这种情况往往在销售的最后几个星期发生。因此，在销售的开始阶段，初始价格下降在累积指数中所占的权重不同于在销售结束时最终价格上涨在累积指数中所占的权重。导致特恩奎斯特环比指数向上偏误的这种需求行为（在销售结束时，购买量更大）说明消费者很可能购买货物以累积库存。在这种情况下，理论上唯一正确的指数就是第 5.3 部分所述的定基指数 (Feenstra 和 Shapiro (2003 年，第 125 页))。

但在这些情况下，采用定基指数所产生的结果可能会在很大程度上取决于基期的选择。在这种情况下，可以尝试其他解决方案：要么延长时间期限（见第 20.23 至 20.37 段的讨论），要么采用第二十二章中移动年的概念。

⁵³ 特征回归分析法的相关讨论，见第七、第八和第二十一章。

一个特例，“国家-产品-虚拟法”是用来比较不同国家的价格的。⁵⁴在编制初级价格指数时，这种回归法的一个主要优势就是可以求出指数 α 的标准误差。Selvanathan 和 Rao (1994 年) 强调了指数理论中随机法的这一优势。

20.102 可以证明 γ 的最小平方估算公式为：

$$\gamma^* \equiv \sum_{m=1}^M \frac{1}{M} \ln \frac{p_m^1}{p_m^0} \quad (20.67)$$

20.103 如果对 γ^* 取幂，那么基本分类 α 的估算公式如下：

$$\alpha^* \equiv \prod_{m=1}^M \sqrt[M]{\frac{p_m^1}{p_m^0}} \equiv P_J(p^0, p^1) \quad (20.68)$$

其中 $P_J(p^0, p^1)$ 为上述第 20.38 至 20.45 段中定义的 Jevons 初级价格指数。这样，等式 (20.64) 和 (20.65) 所定义的简单回归法说明可以采用 Jevons 初级指数。

20.104 试分析以下没有经过加权的平方模型：

$$\min_{\gamma, \delta^s} \sum_{m=1}^M (\ln p_m^0 - \delta_m)^2 + \sum_{m=1}^M (\ln p_m^1 - \gamma - \delta_m)^2 \quad (20.69)$$

可以证明：无限制极小化问题 (20.69) 的答案 γ 为等式 (20.67) 所定义的 γ^* 。

20.105 关于等式 (20.69) 所定义的未加权最小平方模型，有一个问题，这就是：在模型中，不管每个时期有关商品项目的支出为多少，每个项目报价的对数都采用了同样的权数。这种模型显然不够理想，因为在回归模型中，对于没有多大经济意义的价格（也就是在每个时期内支出份额很小的项目），其权数与重要商品项目的权数相同。为此，有必要考虑采用以下的加权最小平方模型：⁵⁵

$$\min_{\gamma, \delta^s} \sum_{m=1}^M s_m^0 (\ln p_m^0 - \delta_m)^2 + \sum_{m=1}^M s_m^1 (\ln p_m^1 - \gamma - \delta_m)^2 \quad (20.70)$$

其中商品 m 在时期 t 的支出份额按通常的方式定义如下：

$$s_m^t \equiv \frac{p_m^t q_m^t}{\sum_{m=1}^M p_m^t q_m^t}; t = 0, 1; m = 1, \dots, M \quad (20.71)$$

在模型 (20.70) 中，每个时期每个商品项目报价的对数根据其在该时期内的支出份额加权。请注意：根据价格所具有的经济意义进行加权与 Theil (1967 年，第

⁵⁴ 见 Summers (1973 年)。在本部分的特例中，只有两个“国家”，对这两个国家在两个时期内初级集合的价格进行了观察。

⁵⁵ Balk (1980 年 c) 分析了一个类似的加权最小平方模型，该模式针对的是多个时期，采用了不同的权数。

136 至 138 页) 有关指数理论的随机法一致。⁵⁶

20.106 最小化问题 (20.70) 的解 γ 为：

$$\gamma^{**} \equiv \frac{\sum_{m=1}^M h(s_m^0, s_m^1) \ln \frac{p_m^1}{p_m^0}}{\sum_{m=1}^M h(s_m^0, s_m^1)} \quad (20.72)$$

其中

$$h(a, b) \equiv [(1/2)a^{-1} + (1/2)b^{-1}]^{-1} = 2ab/(a + b) \quad (20.73)$$

而 $h(a, b)$ 是 a 和 b 的调和平均数。这样 γ^{**} 等于价格比 p_m^1/p_m^0 的对数根据份额加权后的平均值。如果对 γ^{**} 取幂，就可以求出基本分类 α 的估算式 α^{**} 。

20.107 与第 20.11 至 20.22 段所定义的理想初级价格指数相比， α^{**} 会如何呢？可以证明⁵⁷：在相等价格与数量点的邻域， α^{**} 二阶近似三个指数，也就是：对于大多数数据集来说，将非常接近 Fisher 初级指数、Törnqvist 初级指数和 Walsh 初级指数。

20.108 事实上，采用一个与最小化问题 (20.70) 类似，但加权略有不同的最小平方问题也可以获得 Törnqvist 初级指数。请看下列加权最小平方模型：

$$\min_{\gamma, \delta^s} \sum_{m=1}^M \frac{1}{2} (s_m^0 + s_m^1) (\ln p_m^0 - \delta_m)^2 + \sum_{m=1}^M \frac{1}{2} (s_m^0 + s_m^1) (\ln p_m^1 - \gamma - \delta_m)^2 \quad (20.74)$$

这样，在模型 (20.74) 中，每个时期每个商品项目报价的对数是根据两个相关时期内支出份额的算术平均数进行加权的。

20.109 最小化问题 (20.74) 的解 γ 为：

$$\gamma^{***} = \sum_{m=1}^M \frac{1}{2} (s_m^0 + s_m^1) \ln \frac{p_m^1}{p_m^0} \quad (20.75)$$

它等于 Törnqvist 初级指数的对数。这样， γ^{***} 的幂正好是 Törnqvist 价格指数。

20.110 本部分的结果对使用 Jevons 初级指数只提供了某种微弱的支持，但对使用第 20.11 至 20.22 段所定义的加权初级指数却提供了更强有力的支持。

20.111 另外，根据本部分的结果，建议在特征回归分析法中采用基于价值的权数。

结论

20.112 本章的主要内容总结如下：

⁵⁶ Rao (1995 年) 也支持 Theil 的方法，Rao 将等式 (20.70) 普遍化，从而将多个时期的情况包括了进去。

⁵⁷ 采用 Diewert (1978 年) 的方法。

- 为了定义一个“最佳”初级指数公式，有必要确定一个目标指数概念。第 20.11 至 20.22 段的内容显示，通常的双边指数理论既适用于初级层级也适用于较高的层级，因此目标概念应是 Fisher、Törnqvist 或 Walsh 这三个公式之一。
- 在对某个时期同样的狭义商品项目进行价格汇总时，狭义的单位价值是一个合理的目标价格概念。
- 编制传统初级指数所采用的公理法（也就是无数量或价值权数）主张在所有情况下都采用 Jevons 公式。⁵⁸ 如果基本分类中的商品项目属于同质性的（也就是它们的计量单位是相同的），那么可以采用 Dutot 公式。如果基本分类中的商品项目属于异质性的（常见的情况），那么 Jevons 公式之外的另一个选择，就是采用 Carruthers-Sellwood-Ward 公式，两个公式的数字答案初级上一样。
- Carli 指数会向上偏误，而调和指数会向下偏误。
- 有关初级指数的经济分析法只为 Jevons 公式的使用提供了微弱的支持。
- 五个未加权的初级指数没有一个是真正令人满意的。一种更令人满意的方法就是：在收集价格信息的同时收集数量或价值信息，然后确定最优指数样本，以此作为首选的初级指数。但如果计算了最优环比指数，那么应该对链偏离情况进行检查，也就是：只有在数据比较平滑，并且呈长期趋势而不会有短期波动的情况下，才应该使用环比指数。
- 有关初级指数的简单特征回归分析法主张使用 Jevons 公式，但加权的特征回归分析法更理想。据此求出的指数将非常接近第 20.11 至 20.22 段所定义的理想指数。

⁵⁸ 这一建议的一个例外情况就是：当价格在一个时期内可能为“零”，而在另一个比较时期可能为“正”时。在这种情况下，Jevons 指数将不起作用，在初级指数中，将不得不忽略相应的商品项目，或者采用第十七章第 17.90 至 17.94 段所介绍的方法。

第二十一章 质量变化和特征

导言

21.1 第十五章至第二十章讨论了有关指数公式选择的理论问题，讨论是基于这样一个简化的假设：集合是对两个比较时期内相同的可比项目 ($i=1, \dots, n$) 进行的。对两个时期内的价格进行比较，要求每个项目的质量在这两个时期保持不变。价格采集员需要在每个月内对具有相同质量设定的项目进行可比，以便仅衡量“纯”价格变化，而不是因消费品质量变化引起的价格变化。实际上，消费品的质量确实会发生变化。此外，新的货物与服务会不断上市，它们的相对价格变化可能与现有货物与服务的价格变化有所不同。而且，这些新货物与服务占支出的份额可能非常大。第 21.2 段至第 21.60 段概述了一种理论框架，该框架扩大了项目的定义，使之包括项目的质量特征。这有助于为实际进行第七章所讨论的质量调整以及第八章中的项目替代和新产品处理奠定基础。

新的和正在消失的项目

21.2 我们在前几章中假设每个时期对同一项目集合进行比较。这可理解为对时期 0 和时期 t 内的所有可比项目——只包括可比项目的交叉总体¹——进行抽样。但在许多产品领域内，旧的项目不断消失，新的项目不断出现，仅从这种交叉总体进行抽样是不现实的。商户可能会在时期 0 内销售某一项目，而该项目可能会在随后的时期 t 内不再销售。² 新的项目可能会在时期 0 之后被引入市场，它们无法与时期 0 内的相应项目进行比较。这些项目可能是旧有项目的变种化形式，或无法与以前任何服务直接进行比较的全新服务。时期 0 和时期 t 中所有项目的这一总体是一种动态的双重总体。

21.3 还存在可从中进行价格抽样的第三种总体：替代总体。确定时期 0 内一组项目样本的价格，并在随后的时期内对这些价格进行监测。如果项目供应中断了，不再有价格记录，那么可采用一个可比替代项目的价格来延续该价格系列。这种总体是一种替代总体，它开始时以基期总体为基础，但当基期样本中的某一项目在当期消失时，它还包括一对一的替换。

21.4 理想的情况是替代项目与被替代项目在质量上具有可比性。如果找不到这种可比的替代项目，那么可以选择一种不可比的项目。两种方法都是可行的。对于质量存在差别的旧项目或替代项目，由于它们的质量不同，可对旧项目或替代项目的价格进行显性调整。或者可以假设：“旧”项目（如果它继续存在）的价格变化与可比总体内目标项目组的总体价格变化一致。在这第二种情况下，就质量变化对价格的影响进行了隐性调整，也就是：可比组的价格变化与旧项目（如果它继续存在）经过质量调整后的价格变化之间没有差别。³ 在此，为考虑缺失项目问题，需要根据质量差异来调整价格。

21.5 于是就出现了三个实际的困难。第一，就是替代项目与旧项目之间的显性质量调整问题。旧项目不再被使用，而替代品与旧项目在质量上不完全具备可比性。这样，如果“新”替代项目的价格系列被用来延续“旧”项目的价格系列，那么在确定替代项目与旧项目之间的质量差异后，就必须为这些差异确定一个价格。

21.6 第二，正如第八章所讨论的那样，在市场中，如果项目的周转速度很快，那么从可比总体选取的样本空间将越来越不能代表动态的总体。甚至替代总体也可能变得不合适，因为它所包括的系列只在某一项目需要替代时才进行补充。由于许多产品领域的技术正在发生飞速变化，所以这种总体可能不具有代表性。在这种情况下，最好不要从可比样本中采集价格，而应从每个时期现有的主要项目样本（或代表性样本）中采集——尽管这些样本的质量有所不同。在有些情况下，比如在项目质量提高的情况下，对这些项目平均价格所做的比较可能是有偏的。因此需要采取各种办法消除平均价格比较中的这种变化所带来的影响，有关这一问题的详细讨论，请见第七章。

21.7 最后，就是关于新的以及正在消失的产品和服务问题。在有些情况下，新项目不是旧项目的变化形式，而是一种全新的服务。在这种情况下，如果通过质量差异方面的价格调整，就将这种新项目用来替代旧项目是不可行的，因为根据定义，它所提供的是一种全新的东西。

21.8 质量调整的方法有很多，第七章对这些方法进行了分析。其中之一就是通过特征回归方程计算出相应的系数或预计值，然后采用这种系数或预计值，根据旧项目与替代项目之间的质量差异对价格进行显性调整。特征回

¹ 该术语是由 Dalén (1998 年 a) 提出的；另见附录 8.1。

² 这种缺失可能是暂时的，比如季节性项目；第八章分析了处理这种暂时退市项目的方法。但此处所关心的是那些永久性消失的项目。

³ 第七章详细讨论了这类方法及其假设的情况。

归是指某一产品各种型号特征价格的回归，例如，电视机在屏幕尺寸、立体声功能或文字检索等方面的价格。这些变量的系数可用以估算产品不同量化特征的边际价值。可以使用这些系数针对不可比替代项目与旧项目之间的质量差异——例如，替代电视机可能具有文字检索功能，而先前的电视机则没有——进行价格调整。在使用这种估算系数进行质量调整时，尤其是推行使用这种系数时，重要的是需要清楚了解这些系数的含义。⁴要了解这些估算参数的含义，首先有必要将这些项目视为其自身特征的聚合。与项目不同的是，特征本身没有单独的价格。但是项目价格却是其整体特征的“捆绑”价格。这就需要考虑什么因素可能会决定这些特征的价格：经济理论指出，可通过考察特征的需求与供应（见第 21.13 段至第 21.21 段的讨论）以及二者之间的相互作用来确定一个均衡价格（见第 21.22 段和第 21.23 段）。在对这些价格制定出分析框架之后，就需要考虑我们可以根据这种经济理论框架，对这些计算的系数做出怎样的解释（见第 21.24 段至第 21.28 段）。

21.9 在第七章第 7.125 段至第 7.158 段中，针对周转速度快的产品项目，提出了两种主要处理方法。如果时期 0 的样本很快过时，那么可比总体，甚至替代总体将越来越无法代表双重总体，这就需要从双重总体中重复采样。在这种情况下，建议采用链指数（见第 7.153 段至第 7.158 段），或众多特征指数中的一个指数（见第 7.132 段至第 152 段）。这种指数不同于使用特征回归并根据某一缺失项目的质量差异对价格进行调整的情况。如以下部分以及第七章所述，这些指数采用特征回归等式，比如在等式右边列入一个时间虚拟变量，以估算经过质量调整的价格变化，在估算时以第十七章以及第 21.13 段至第 21.36 段的理论为基础。第十七章概述的价格指数经济理论旨在将那些可以根据其项目特征定义的捆绑产品纳入消费效用函数。根据定义，理论上的消费者价格指数包括特征价格的变化。正如第十七章中所分析的产品价格指数一样，这些指数可以用许多公式表示，在讨论第 21.40 段至第 21.60 段中的备选方法时，会出现类似的问题和公式。

21.10 目前可以采用用户友好且具有强大统计和计量经济学功能的软件，这种软件的使用大大便利了特征回归的估算及其统计特征的检验。正如 Kennedy（1998 年）和 Maddala（1988 年）所论述的那样，在回归方程的估算过程中存在许多普遍的问题，而该软件的诊断性检验功能可以解决这些问题。然而还有许多与特征方程估算有关的问题，如函数形式、加权最小二乘估算式以及产品设定等。第七章对其中的很多问题进行了讨论，而本章的附录 21.1 则对某些理论层面进行了阐述；另见 Gordon（1990 年）、

Griliches（1990 年）以及 Triplett（1990 年）。

21.11 最后，在第 21.61 段至第 21.68 段中，采用了经济分析理论就新的和正在消失的货物与服务问题提出建议。在下述情况下会出现这种问题：如果现有货物与服务与新的货物与服务之间在性质上存在重大差异，那么即使做了质量调整，也无法进行有意义的比较。在上述段落中，对保留价格的经济理论进行了分析，并对该经济理论的具体实施表示了某种担忧。

特征价格和隐性市场

作为一揽子特征的项目

21.12 特征回归是一个涉及项目价格 p 与特征数量关系的回归等式，其中向量 $z = (z_1, z_2, \dots, z_n)$ ，也就是：

$$p(z) = p(z_1, z_2, \dots, z_n) \quad (21.1)$$

其中，根据项目特征的不同价值对项目加以定义。实际上，对每个项目（产品的变化形式）所观察的是其价格和特征，可能还有销售的数量和价值。这方面的经验工作涉及两个问题：首先，当每项特征发生单位变化时，估算一个项目的价格将如何变化，即估算等式 (21.1) 的系数；其次，估算每项特征的供求函数。项目被描述为一揽子特征，每个特征都有其自身的隐性价格（影子价格），这反过来需要设定关于这些特征的市场，因为价格源于市场作用。Houthakker（1952 年）、Becker（1965 年）、Lancaster（1966 年）以及 Muth（1966 年）都是根据项目特征来确定项目需求的。销售一个项目就是向消费者销售该项目的一揽子特征，可将消费者选择各项目的经济行为描述为选择捆绑特征的行为。⁵Rosen（1974 年）进一步发展了这种分析法，他从生产者和消费者的角度提出了一种结构性的市场框架，框架有两个层面：需求与供应。每个特征的供应和消费数量取决于“消费者对特征的需求”以及“生产者对特征的供应”这两者之间的相互关系。以下将依次对此进行分析。

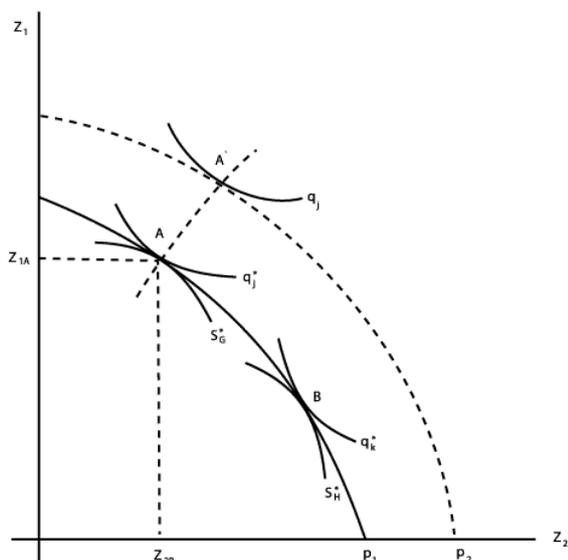
消费者或需求方

21.13 试分析图 21.1——见 Triplett（1987 年，第 634 页）。图中显示的仅是两个特征之间的简化特征空间。特征面 p_1 和 p_2 描绘的是能够以价格 p_1 和 p_2 购买的两种特征 z_1 和 z_2 的所有组合。无差异曲面 q_j^* 所描绘的是能够为消费者带来同等满意度的特征 z_1 和 z_2 的不同组合；也就是说，消费者可从曲线上任何一点得到同样的效用。在

⁵ 假设用以定义项目范围的特征组合是连续的。还可以描绘出不连续的情况，在这种情况下，价格函数属于分段的线性函数，最优特征集合是通过组合不同项目的购买情况而获得的。见 Lancaster（1971 年）和 Gorman（1980 年）。

⁴ 见 Boskin、Dullberger、Gordon、Griliches 与 Jorgenson（1996 年和 1998 年）以及 Schultze 与 Mackie（2002 年）。

图 21.1 有关不同特征组合的消费和生产决策



给定预算（价格 p_1 ）和品味（在 q_j^* 中反映出来）的情况下， q_j^* 与 p_1 在 A 的切线是效用最大化问题的解。

21.14 特征面斜率为消费者获得特征组合的边际成本，而效用函数的斜率则是他们从购买中获得的边际效用；在 A 的切线是以该价格购买时特征的最大效用组合。如果消费者购买图 21.1 空间中的任何其他特征组合，那么他们要么花费较高，要么得到的效用水平较低。例如，在 A' 点， z_1 和 z_2 的特征都更多，消费者在 q_j 上可以得到更高水平的效用，但消费者为此也必须做更高的预算，支付更多的费用（ p_2 ）。第十七章的图 17.1 以产品空间的形式说明了消费者是如何选择产出 q_1 和 q_2 两种不同组合的。图 21.1 中的特征空间问题类似于产品空间问题，消费者在特征 z_1 和 z_2 的不同组合之间进行选择。注意，图 21.1 描述的特征面是非线性的，因此特征的相对价格也是不确定的。具有 q_k^* 品味的消费者按照价格 p_1 选择特征集合 B。这样，在市场中观察到的数据取决于品味集合。Triplet (2002 年) 认为，如果所有的品味都是相同的，那么，人们购买产品（如，个人电脑）的型号将只有一种。但在现实生活中，确实存在着多种型号的情况，这反映了人们不同的品味和收入水平。Rosen (1974 年) 通过证明显示，在所有特征组合以及这些特征组合的价格中，特征面描绘出切线的包络，⁶其中，包括图 21.1 中 p_1 上的 q_j^* 和 q_k^* 。该包络只是对选点轨迹的描述。根据

⁶ 注意：在对包络做出更正式的定义时，设 $f(x,y,k) = 0$ 是 x 和 y 的隐函数。假设函数的形式取决于 k ，也就是本例中的品味。与 xy 平面中每个 k 值相对应的是一个不同的曲线。这一组曲线的包络本身就是一个曲线，该曲线的特征是：它与该组曲线的每个曲线相切。在推算包络的等式时，针对 $f(x,y,k)$ 的 k 求偏导数，并从 $f(x,y,k) = 0$ 和 $\partial f(x,y,k) / \partial k = 0$ 这两个等式中消除 k ；见 Osgood (1925 年)。

相关的经济理论，这些点是我们可以在市场上观察到的点（假设消费者的理性行为为“效用最大化”），这些点将被用于特征回归的估算。还需注意的是：单靠点 A 和点 B，将无法通过回归确定 z_1 相对于 z_2 的价格，因为观察到的数据将是同一价格基础上的两个产出组合。但是根据扩张路径 AA' 上点的轨迹，将可以确定该价格。当然，对于不同品味的消费者也可能存在扩张路径，如 B，而这可能会产生彼此矛盾的估价值。根据市场中观察到的交易，通过回归方式确定的总体参数估算值实际上是这种数据的混合。当然，这只是经济生活现实的一种反映。这种解释所要说明的是：特征函数形式在某种程度上是由购买者的分布情况及其在市场上的品味决定的。

21.15 继 Rosen (1974 年) 之后，这种解释已程式化，它包括各种品味参数和一个计价商品，⁷其他总量的各种组合是根据这些参数和计价商品来选择的。特征函数 $p(z)$ 描述的是项目特征的市场价格差异。假设消费者的购买决策是基于效用最大化行为， $U(z, x; \alpha)$ 为效用函数，其中， x 为计价商品，而效用最大化取决于收入 y 确定的预算约束，表示为 $y = x + p(z)$ （花在计价商品及特征产品上的金额）， α 为说明消费者品味的个别消费者特征的向量。效用函数中的 x 自然可以用 $y - p(z)$ 表示。消费者将根据预算约束，通过选择数量 x 和特征 z 的组合使其效用最大化。假设市场为竞争性市场，而消费者为“价格的接受者”，他们只购买该一种项目，所以他们的购买决策对市场价格不产生影响。他们为特征组合向量 z 所支付的价格为 $p(z)$ 。由于他们在消费时追求的是效用最大化，因此，他们选择的组合为：

$$\begin{aligned} & [\partial U(z, y - p(z); \alpha) / \partial z_i] / [\partial U(z, y - p(z); \alpha) / \partial x] \\ & = \partial p(z) / \partial z_i \equiv p_i(z) \end{aligned} \quad (21.2)$$

其中， $\partial p(z) / \partial z_i$ 是针对特征函数 (21.1) 每个 z 特征的一阶导数。特征价格函数的系数等于它们的影子价格 p_i ，也就是在预算和品味一定的情况下，等于该特征相对于计价商品的效用。

21.16 价值函数 θ 可定义为具有品味 α 的消费者在效用 u 和收入 y 一定的情况下，愿意为不同的 z 值所支出的价值，表示为 $\theta(z; u, y, \alpha)$ 。它所描述的是一族无差异曲线，这种曲线将 z_i 与放弃的 x “货币”联系起来。对于个别特征 z_i 来讲， θ 为 z_i 与货币之间的边际替代率，或（在给定的效用水平和收入的情况下）具有品味 α 的消费者对于 z_i 所估算的隐性边际价值。它显示的是：增加一个单位 z_i 时⁸的保留需求价格。⁹市场价格为 $p(z)$ ，

⁷ 计价商品代表的是消费的所有其他商品与服务——它代表的是“正常”的非特征商品。假设价格 x 等于 1， $p(z)$ 和收入采用该单位来衡量。

⁸ 假设效用函数为严格的凹函数，这样在 z_i ， θ 是下凹的，在 z_i ，价值函数以不断下降的速度增加。

当 $\theta(z; u, y, \alpha) = p(z)$ 时，效用最大，也就是：当无差异曲面 θ 与特征价格面相切时，将会产生购买行为。如图 21.1 所示，如果不同购买者的价值函数（品味）不同，那么在价格函数一定的情况下，某些购买者所购买的特征要比其他购买者多。

21.17 品味与收入集合的联合分布函数显示的是一族价值函数，其中每个价值函数在与价格函数相切时所表示的是一次购买，同时定义了价格函数，价格函数的包络为市场特征价格函数。这样，由特征函数描绘的购买点将取决于购买个别特征集合的个别消费者的预算和品味。如果要描绘出需求函数，那么就需要确定市场上具有特定预算及品味的消费者的联合概率分布情况，也就是： $F(y, \alpha)$ 。通过该函数以及等式 (21.1)，就可以反映出需求等式的每项特征。

生产者或供应方

21.18 图 21.1——见 Triplett (1987 年)——也显示了生产层面的情况。假设对于一位追求收益最大化的生产者来说，其收益最大化的问题可表示为：¹⁰

$$R(p, v) \equiv \max_q \left\{ \sum_{n=1}^N p_n q_n : (q) \text{ 属于 } S(v) \right\} \quad (21.3)$$

其中，假如其产出价格向量为 p ，可用投入向量为 v ，并使用时期 t 的技术，那么 $R(p, v)$ 是该公司所能生产的最大产出值， $\sum_{n=1}^N p_n q_n$ 。回顾一下图 17.1，该图显示了生产者是如何在产品空间内来选择产出 q_1 和 q_2 的不同组合的。在图 21.1 中，特征空间问题也属于在特定技术和投入 $S(v)$ 水平的情况下，生产者在 z_1 和 z_2 的不同组合之间进行选择以做出生产决策的问题。对于投入和技术水平为 S_G^* 的生产者来说，如果其面临的价格曲面为 p_1 ，那么其最佳生产组合位于 A 点。但是，对于技术和投入水平为 S_H^* 的另一生产者来说，如果其面临的价格面为 p_1 ，那么将会在 B 点进行生产。正如该点的切线所示，在这些点， z_1 相对于 z_2 的边际成本等于特征面中的边际价格。在这些情况下，任何其他组合的生产都不是最优的。切线包络，如 S_G^* 和 S_H^* ，所描绘的是生产决策，这种生产决策可以在市场上从那些作为价格接受者追求生产最优化的生产者那里观察到，切线包络数据可用以估算特征回归函数。可以认为，特征函数在某种程度上是通过生产者技术分布情况（包括其产出规模）来确定的。

21.19 Rosen (1974 年) 为生产方确定了相应的形

⁹ 该价格为假设的价格，它只要使商品的需求等于 0，也就是：在将这种价格插入需求函数时，会使需求等于 0。假设效用函数为严格的凹函数，这样在 z ， θ 是下凹的，在 z_1 ，价值函数以不断下降的速度增加。
¹⁰ 在这种情况下，时间上标不相关。

式，假设接受价格的生产者具有成本函数 $C(Q, z; \tau)$ ，¹¹ 其中， $Q = Q(z)$ 为产出规模——即公司生产的单位数量（该公司提供具有特征 z 的设定项目）。生产者必须决定生产什么项目，即生产哪种 z 组合。为此，必须解决成本最小化的问题，这就要求 τ 与上述的 $S(v)$ 相当，这是每个生产者的技术向量，它所描述的是：在给定投入成本的情况下，每个生产者使用其生产要素及要素价格所能生产的各种产出组合。生产者之间 τ 的差异将说明：对于生产哪种 z 组合的问题，图 21.1 中生产者 A 与生产者 B 之间的决策存在着差异。生产者追求的是最优化，他们将通过选择最优的 Q 和 z 来使利润最大化，这种情况可以表示为：

$$Qp(z) - C(Q, z; \tau) \quad (21.4)$$

假设供应市场属于竞争性市场，生产者是价格的接受者，因此，生产者不能通过生产决策来影响价格。另外假设生产者可在短期内改变 Q 和 z ，在这种情况下，对于每种 z 究竟应该生产多少，生产者的决定将取决于 z 的价格。¹²用表达式 (21.4) 除以 Q ，并使之等于 0，一阶利润最大化条件为：

$$\frac{\partial p}{\partial z_i} = p_i = \frac{C_{z_i}(Q, z; \tau)}{Q} \quad (21.5)$$

其中， $p = p(z_1, z_2, \dots, z_n)$ ——见等式 (21.1)。

21.20 生产特征 z_i 的边际单位收益将根据其在价格函数的影子价格及其边际生产成本计算得出。从生产的角度而言，对于具有给定特征集合的项目而言，如果要显示该项目的总供应量，那么有必要确定公司技术的概率分布函数 $G(\tau)$ 。由于选择要生产的最佳特征组合是一个利润最大化的问题，所以增加特征时所得到的边际收益必须等于每个售出单位的边际生产成本。生产数量应该达到单位收益 $p(z)$ 与其边际生产成本相等时的数量——这将根据供应的最佳特征组合来估算。

21.21 在考虑消费者的价值函数时，也应该考虑生产者的要价函数 $\phi(z; \pi, \tau)$ 。要价是当选择的产量为最优，而价格 $p(z)$ 为各种型号在市场上可以得到的最高价格时，卖方在利润水平 π 不变的情况下，对不同价值的 z 所愿意接受的价格。生产者均衡表现为利润特征无差异面与市场特征价格面的切线，其中， $p_i(z_i) = \phi_{z_i}(z; \pi, \tau)$ ，

¹¹ 假设成本函数为可分的凸函数，在给定特征组合的情况下，每增加一个项目的生产，其边际成本是递增的，并且为正值。同样，每增加一个特征的生产，其边际成本是非递减的，而且为正值。

¹² Rosen (1974 年) 对其他两个供应特征进行了分析：在短期情况下，只有 M 为变量，在长期情况下，设备可能增加或报废。不能简单地确定供求均衡点。所要求的函数 $p(z)$ 应该能使所有 z 的市场需求等于市场供应，从而使市场出清。但需求与供应取决于总体 $p(z)$ ，因为在进行价格调整而使某个项目组合的需求与供应相等的情况下，会引起替代问题和其他变化。Rosen (1974 年，第 44-48 页) 对此进行了较详细的讨论。

$p_i(z_i) = \varphi_{z_i}(z; \pi z, \pi)$ 。由于技术分布函数为 $G(\tau)$ ，因此，生产者均衡表现为一族包络市场特征价格函数的要价函数。不管资本质量、劳动力或中间投入及其组织如何，可变 τ 将取决于项目在不同国家生产时的不同要素价格、具有规模经济的产品多样化公司以及技术方面的差异。针对 τ 的不同值，定义了一族生产曲面。

均衡

21.22 理论框架首先将每个项目定义为由质量特征 z_1, z_2, \dots, z_n 组成的若干维面上的一点；每个项目都是价值 z_1, z_2, \dots, z_n 的一个组合。如果只有两个特征定义该项目，那么图 21.1 上正空间内的每个点都表示一个项目。项目的各种特征不是单独购买的，而是被捆绑在一起以构成一个项目。假设市场是有差异的，这样可选范围很广。¹³同时假设市场是一个完全竞争的市场，消费者和生产者是价格的接受者，他们以最优的行为方式来决定要购买或销售的项目（捆绑的特征集合）。竞争性市场和最优行为方式这种假设是为了使一个项目的需求量与供应量相等。由于项目是由特征 z 构成的，所以对项目所有特征 z 的需求量必须与其供应量相等。业已证明，消费者和生产者的选择，或这种选择在平面上的“位置”受消费者品味及生产者技术的支配。Tauchen 和 Witte（2001 年，第 4 页）指出，不同市场的特征价格函数将因家庭及公司特征分布的均值与方差（在某些情况下还包括高阶矩）而有所不同。

21.23 Rosen（1974 年，第 44 页）指出，当买方与卖方各自的价值函数与要价函数相切时，他们之间的可比达到完美。在这一点上的公共梯度是由市场出清隐性价格函数 $p(z)$ 的梯度决定的。消费和生产决策可在价值函数和要价函数中观察到，在 $p(z)$ 一定的情况下，该函数是由 $F(y, \alpha)$ 和 $G(\tau)$ 共同决定的。在竞争市场中，在确定特征等式时，有一种同时性，因为 $F(y, \alpha)$ 和 $G(\tau)$ 的分布有助于确定需求量和供应量以及函数梯度。尽管消费者和生产者作为价格接受者来做出决策的，但他们所接受的价格源于特征函数。一种观点认为特征函数及其影子价格源于市场运作。产品市场暗示了特征函数。由于消费者和生产者在竞争性市场上追求的是最优化行为，所以从原则上讲，特征函数所表示的是任何特征束的最低价格。有鉴于此，Rosen（1974 年，第 44 页）提出了这样一个问题：特征价格的含义是什么呢？

特征价格的含义

21.24 在构建消费者价格指数的情况下，如果从特

¹³ 这样，对 z 不同组合的选择是连续的，另外，进一步假设 $p(z)$ 具有连续的二阶导数。

征回归中估算的系数是根据特征或用户价值估算的边际效用，那么将十分方便。但理论告诉我们事实并非如此。另外，对其解释也不清楚。

21.25 1960 年代曾有一种错误观念，这种观念认为利用特征方法得出的系数表示的是用户价值而不是资源成本。Rosen（1974 年）发现特征系数通常既反映用户价值，又反映资源成本；既反映供应情况，又反映需求情况。这些系数比率可以反映出消费者的特征边际替代率，或生产者的特征边际替代（转换）率。在经济计量学上，有一种所谓的“识别”问题，在这种情况下，被观察到的价格和数量是由供应与需求因素共同决定的，因此，不能将它们的基本来源割裂开。所采集的价格数据一方面源于具有不同品味与偏好的不同消费者在需求方面的差异，另一方面源于具有不同技术的生产者在供应方面的差异。

21.26 首先，有必要就这种同时性问题达成共识。特征回归是一种日益重要的分析工具，为推广之目的，本手册对这种函数予以了关注；一些组织，如经合组织（见 Triplett（2002 年））和欧共体统计局（2001 年 a）的手册也对其进行了推广。另外，美国劳工统计局也广泛采用了这种分析工具——见 Kokoski、Waehrer 与 Rozaklis（2001 年）以及 Moulton（2001 年）。那么，对这一问题进行论述的经济学家是如何根据这些研究结果来阐述其智慧的观点呢？

Rosen（1974 年，第 43 页）将特征函数称为：

……由一族价值函数和另一族要价函数组成的一个联合包络。包络函数本身并不显示其据以生成的成员函数；成员函数反过来组成观察值的生成结构。

Griliches（1988 年，第 120 页）指出：

我本人认为，特征法是为了对消费者面临的预算约束进行估算，从而在质量发生变化时，对“缺失”的价格进行估算。它并不是估算效用函数本身，不过可以将它用于此类目的……所要估算的是“品味各异的不同消费者的需求曲线”与“生产技术各异的不同生产者的供应曲线”之间相交的实际轨迹。因此，只根据这些数据来重新获取基础的效用及成本函数似乎不太可能，除非是在非常特殊的情况下。

Triplett（1987 年）认为：

$h(\cdot)$ 的形式 [特征函数] 既不能从 $Q(\cdot)$ 和 $t(\cdot)$ 的形式 [效用与生产函数] 中得出，也不能代表从 $Q(\cdot)$ 和 $t(\cdot)$ 得出的“简化”供应与需求函数，这点非常明确，但仍未得到广泛理解。

Diewert（2003 年 a，第 320 页）的研究重点为消费者，他说：

因此，我赞成 Muellbauer（1974 年，第 977 页）在其实例中所持的观点，Muellbauer 说他的“方法完全是单方面的；只对需求方进行处理……”。因此，其主题与 Sherwin Rosen 最近的学术论文不同。供应方以及可能会出现的同时性问题被忽略掉。

21.27 Diewert (2003 年 a) 的方法令人感兴趣, 因为特征系数的估算值只是根据需求方得出的。有益的做法是考虑特征系数只由需求方或供应方因素决定时的条件——即能够明确做出有效解释的情况。问题是: 由于特征函数的系数是消费者和生产者在对各自条件进行优化时相互作用的结果, 因此不可能只从单方面, 如生产者边际成本, 或消费者边际价值来解释函数。但是, 假如生产技术 τ 对每个生产企业来说都是相同的, 购买者不同, 但销售者相同, 那么, 就不会存在一族杂乱的要价函数, 而会存在一种独特的要价函数, 其中, 在主流技术一定的情况下, 特征函数描绘的是企业向具有当前品味组合的消费者提供的特征价格。函数 $p(z)$ 成为要价函数, 因为它没有被 τ 分布混淆。由于消费者一方存在着不同的品味, 因此, 市场上显示的都是技术和利润水平不变的情况下, 公司试图满足消费者偏好的结果: 供应结构通过特征价格函数显示。图 21.1 显示的只是由类似 AA' 的 S_H^* 所描绘的扩张路径。假设销售者不同, 而购买者品味 α 相同。在此, 价值函数族简化为特征函数 $p(z)$ ——特征函数 $p(z)$ 用以确定需求结构, 如图 21.1 中的 AA'。¹⁴ Triplett (1987 年, 第 632 页) 指出, 在所有这些可能性中, 技术一致性的可能性最大, 如果从长期来看, 获取技术的途径不受限制时, 尤其如此, 而品味一致性则不太可能。当然, 某些细分市场中消费者的品味会更趋一致, 某些特定的项目集合是为这些市场量身定做的, 而且可以为个别细分市场估算特征函数。¹⁵

21.28 第 21.12 段至第 21.27 段中的分析显示对有关特征系数的解释模糊不清。这种分析是有必要的, 因为在估算特征的基本供求函数时, 所涉及的问题对于估算特征函数有一定的意义。附录 21.1 分析了这一方面的识别和估算问题。下一部分内容将根据 Diewert (2003 年 a) 进行另一种理论推导, 以揭示在根据需求 (或消费者) 进行解释时, 所需要做出的假设。

另一种基于消费者的特征理论公式

21.29 本部分在推导理论特征函数时, 将采取基于消费者的方法, 假设:

¹⁴ 与之相应的是, 如果供应曲线为完全无弹性的曲线, 以致价格变化不会影响差异化产品的任何供应, 那么作为数据基础并为特征估计提供支持的价格差异将由需求因素决定。可以通过系数来估计用户价值。同样, 如果供应市场属于完全竞争性的市场, 那么估计的将是资源成本。差异化项目之间的任何价格差异都与特征的创新配置无关, 这种情况不会带来暂时的垄断利润, 市场力量的作用也不会带来暂时的垄断利润, 见 Berndt (1991 年)。

¹⁵ Berry、Levinsohn 和 Pakes (1995 年) 列举了一个汽车方面的有趣例子。在这种例子中, 根据牌子对市场进行细分。Tauchen 与 Witte (2001 年) 对供应、需求和特征函数的估算问题进行了系统的理论研究, 在研究中, 为不同社区的消费者、生产者及其交易确定了指数。

- 每个消费者具有同样的可分子效用函数 $f(z_1, \dots, z_N)$, 在购买一个单位具有特征向量 $z \equiv (z_1, \dots, z_N)$ 的复杂特征商品之后, 消费者所得到的子效用为: $Z = f(z)$; ¹⁶
- 在时期 t 内, 消费者从消费 Z 单位的特征商品中所得到的子效用与消费者从消费 X 单位的“其他”综合商品中得到的子效用一起为消费者提供总效用 $u = U^t(X, Z)$, 其中, U^t 是时期 t 内的“宏观”效用函数。Rosen (1974 年, 第 38 页) 确定了 X 的价格形式, 并使之等于 1。在本方法中, 并无这种要求。相反, 每单位的普通消费品 X 在时期 t 内都有一个明确的价格 p^t 。

21.30 该方法首先对 X 与 Z 的各种组合进行分析, 这些组合可以在时期 t 内为消费者带来效用水平 u^t 。这便是 $\{(X, Z) : U^t(X, Z) = u^t\}$ 集, 它表示消费者在时期 t 内消费等效组合的一般消费品 X 与特征商品 Z 时, 相应的无差异曲线。在等式 $U^t(X, Z) = u^t$ 中, X 的解为 u^t 和 Z 的函数, 也就是: ¹⁷

$$X = g^t(u^t, Z) \quad (21.6)$$

假设无差异曲线向下倾斜, 并进一步假设 g^t 对于 Z 是可微的, 而且

$$\partial g^t(u^t, Z) / \partial Z < 0 \quad (21.7)$$

设 p^t 和 P^t 分别为时期 t 内 X 和 Z 的单位价格。时期 t 内消费者支出最小化问题可定义如下:

$$\begin{aligned} \min_{X, Z} \{p^t X + P^t Z : X = g^t(u^t, Z)\} \\ = \min_Z \{p^t g^t(u^t, Z) + P^t Z\} \end{aligned} \quad (21.8)$$

在解方程 (21.8) 时, Z 的一阶必要条件为:

$$p^t \partial g^t(u^t, Z) / \partial Z + P^t = 0 \quad (21.9)$$

在对方程 (21.9) 进行重新整理后, 可以得出特征总量的价格 P^t , 该价格是时期 t 内效用水平 u^t 和一般消费价格 p^t 的函数:

$$P^t = -p^t \partial g^t(u^t, Z) / \partial Z > 0 \quad (21.10)$$

其中, 不等式是根据假设 (21.7) 取得的。这样, 可以将等式 (21.10) 的右边解释为消费者在时期 t 内支付价格函数的意愿:

$$w^t(Z, u^t, p^t) \equiv -p^t \partial g^t(u^t, Z) / \partial Z \quad (21.11)$$

21.31 因此, 对于时期 t 内消费者无差异曲线上的每个点 (表示为 Z), 等式 (21.11) 表示的是: 消费者为了停留在同一无差异曲线上, 而愿意对每个单位 Z 支付的

¹⁶ 并没有假设市场上存在所有可能的模型。事实上, 我们将假设每个期间只存在有限的一组模型。但假设消费者对所有可能的模型都有偏好, 并根据特征向量 $z = (z_1, \dots, z_N)$ 来确定每个模型的指数。这样, 当 $f(z^1) > f(z^2)$ 的时候, 而且只有当 $f(z^1) > f(z^2)$ 的时候, 每个消费者将偏好具有特征向量 $z^1 = (z_1^1, \dots, z_N^1)$ 的模型, 而不是另一具有时期向量 $z^2 = (z_1^2, \dots, z_N^2)$ 的模型。

¹⁷ 如果时期 t 的无差异曲线与两个轴相交, 那么根据定义, $g^t(u^t, Z)$ 的值域仅限于非负值 Z 与上界之间。

货币金额——可以通过效用水平 u^t 来表示。这样，时期 t 内支付价值函数 v^t 的意愿可定义为 Z 的消费数量乘以愿意支付的相应单位价格， $w^t(Z, u^t, p^t)$ ：

$$v^t(Z, u^t, p^t) \equiv Z w^t(Z, u^t, p^t) \\ = -Z p^t \partial g^t(u^t, Z) / \partial Z \quad (21.12)$$

其中，最后一个等式是根据等式 (21.11) 获得的。函数 v^t 是 Rosen (1974 年，第 38 页) 价值函数或出价函数的对应函数；它显示的是消费者为消费 Z 单位的商品而愿意支付的货币金额。对上述所有代数的解释都与特征型号无关，它只是说明如何根据消费者对两种商品的偏好，来推导消费者支付价格和价值函数的意愿。

21.32 假设消费者具有一种可分的子效用函数 $f(z_1, \dots, z_N)$ ——该函数显示的是，消费者在购买一个单位具有特征向量 $z \equiv (z_1, \dots, z_N)$ 的复杂特征商品之后，所得到的子效用 $Z = f(z)$ 。¹⁸ 请注意已经假设函数 f 不随时间发生变化。设时期 t 内消费者效用函数为 $U^t(X, f(z))$ 。以上有关支付意愿的代数依然成立。具体来说，在新时期 t 内，对具有特征 $z = (z_1, \dots, z_N)$ 的某一特定型号，消费者支付价格函数的意愿为：

$$w^t(f(z), u^t, p^t) \equiv -p^t \partial g^t(u^t, f(z)) / \partial Z \quad (21.13)$$

新时期 t 内支付价值函数的意愿（即消费者为得到具有特征向量 z 型号的服务而愿意支付的货币金额）为：

$$v^t(f(z), u^t, p^t) \equiv f(z) w^t(f(z), u^t, p^t) \\ = -f(z) p^t \partial g^t(u^t, f(z)) / \partial Z \quad (21.14)$$

21.33 假设在时期 t 内有 K^t 种型号可供消费者选择，其中，型号 k 按单位价格 P_k^t 销售，特征向量为 $z_k^t \equiv (z_{1k}^t, \dots, z_{Nk}^t)$ ，其中， $k = 1, 2, \dots, K^t$ 。如果消费者在时期 t 内购买一个单位的型号 k ，那么型号价格 P_k^t 可换算成等式 (21.14) 所定义的支持价值的适当意愿，其中， z 可用 z_k^t 替换，也就是下列等式应该成立：

$$P_k^t = f(z_k^t) p^t \partial g^t(u^t, f(z_k^t)) / \partial Z \\ \text{其中，} t = 1, \dots, T; \quad k = 1, \dots, K^t \quad (21.15)$$

可分性假设的含义是什么？假设特征商品为一辆汽

¹⁸ 比如，如果一个消费者按价格 P 购买两个单位具有特征 z_1, \dots, z_N 的模型，那么为了用人工模型来表示这种情况，可以假设某个具有特征 $2z_1, \dots, 2z_N$ 的模型将按价格 $2P$ 出售。这样，特征面 $Z = f(z)$ 只由最有效的模型（包括人工模型）组成。在此，并不假设 $f(z)$ 为 z 的准凹函数或凹函数。在常规的消费需求理论中， $f(z)$ 可以被假设为准凹函数，而不失去其普遍性，因为线性预算约束以及完全可分割性的假设将意味着“有效”无差异曲线将包含凸集。正如 Rosen (1974 年，第 37-38 页) 所指出的那样：在特征商品的情况下，无法将各种特征分开。另外，不能做出完全可分割性的假设，而且在市场上并不是所有可能的特征组合都有供应。因此，在特征商品的情况下，“常规”消费需求理论中所进行的通常假设不可行。另外，在假设宏观函数 $g^t(u, Z)$ 为平滑函数时，也就是假设存在着偏导数 $\partial g^t(u, Z) / \partial Z$ 时，并没有对特征子效用函数 $f(z)$ 的平滑性施加任何限制。

车，而且只有三种特征：车内座位数量、燃油经济性以及功率。那么可分性假设是指消费者可完全独立于其选择的其他商品，来权衡这三项特征并对基于这三种特征进行组合的任何车确定相应的效用。特别是，车型效用的等级不受消费者子女数量或汽油价格的影响。显然，在现实世界中，可分性假设不可能完全成立，但为了使型号易于处理，这种有一定限制的假设是必要的。

21.34 需要进一步对型号的另一层面进行解释。明确假设消费者不能购买小数单位的型号，而只能购买非负值的整数单位型号。也就是，明确假设型号的供应方具有不可分性。因此，在每个时期只能提供有限数量的特征商品型号。尽管假定消费者在每个时期对特征 (z_1, \dots, z_N) 所有可能的组合具有连续偏好，但在市场上，只有有限的孤立型号。

21.35 至此，型号进一步特定化了。假设每位消费者具有同样的特征子效用函数¹⁹ $f(z)$ ，且消费者 i 在时期 t 内具有以下线性无差异曲线宏观效用函数：

$$g^t(u_i^t, Z) \equiv -a^t Z + b_i^t u_i^t \quad \text{其中 } t = 1, \dots, T \\ \text{并且 } i = 1, \dots, I \quad (21.16)$$

其中， a^t 和 b_i^t 为正常数。

对每个时期 t 和每个消费者 i 来说，时期 t 内 X 与 Z 不同组合之间的无差异曲线是线性的，其固定斜率—— a^t 对所有消费者都是一样的。²⁰ 注意该斜率随着时间的推移是可以发生变化的。现在，对等式 (21.16) 的 Z 进行微分，将该偏导数带入等式 (21.15)，由此得出的等式为：²¹

$$P_k^t = p^t a^t f(z_k^t) \quad \text{其中 } t = 1, \dots, T, \\ \text{并且 } k = 1, \dots, K^t \quad (21.17)$$

将时期 t 内一个单位 Z 的总量价格定义为：²²

$$r_t \equiv p^t a^t \quad \text{其中 } t = 1, \dots, T \quad (21.18)$$

¹⁹ 这种“同一性”的假设是一个强假设，需要某些证明。该假设完全相当于假设：消费者对项目，比如食品，具有相同的同位偏好。尽管在某些情况下，这种假设是不合理的，但它却足以作为食品确定一个价格指数，因为我们最感兴趣的就是在食品各组成部分的相对价格发生变化时，捕捉食品综合价格中的替代效应。同样，我们所感兴趣的是确定“普通”消费者如何看待计算机更快的运算速度与更大内存之间的关系，也就是我们主要对特征替代效应感兴趣。

²⁰ 我们并不要求一个关于全局的线性无差异曲线，而只需要有局部部一定购买范围的线性无差异曲线。另外，我们可以认为该线性无差异曲线可以为一个非线性无差异曲线提供一个一阶近似。

²¹ 将等式 (21.17) 与等式 (21.15) 进行比较后可以发现：通过简化假设 (21.16)，可以去掉项 $\partial g^t(u_i^t, f(z_k^t)) / \partial Z$ ，该项取决于特征商品与其他商品之间的个别消费者无差异曲线。如果可以获取个别家庭消费特征商品和其他商品的数据，那么就可以采用常规的消费者需求法，来对这些无差异曲线的重要参数进行估算。

²² 为保持回归模型参数的习惯，已经从上标改为下标。也就是常数 r_t 将为下文中的回归参数。还应当注意 r_t 等于“其他”商品的价格 p^t 乘以期间 t 的斜率参数 a^t 。需要假设该斜率参数将随时间变化而变化，这样，在高新技术特征商品相对于“其他”商品的价格一直在下降的情况下，就可以为这种商品确定需求模型，也就是：对于高新技术商品，我们认为 a^t 将随时间而下降。

现在，将替代等式 (21.18) 带入等式 (21.17)，从而得出基本特征等式体系：²³

$$P_k^t = r_t f(z_k^t) \quad \text{其中 } t = 1, \dots, T, \\ \text{并且 } k = 1, \dots, K^t \quad (21.19)$$

21.36 只需要为特征子效用函数 f 假设一个函数形式，并为等式 (21.19) 增加一个随机设定以产生一个基本特征回归型号。这样就可以估算 f 中的未知参数，以及时期 t 的特征价格参数 r_t 。²⁴可以推广上述型号，但如果“其他”综合商品 X 被 $h(x)$ 所替代，那么将能得出相同的型号 (21.19)，其中， x 是一个消费向量， h 是一个线性齐次、递增的聚合凹函数。在这些新假设的情况下，得出的不是等式 (21.17)，而是以下等式：

$$P_k^t = c(p^t) a^t f(z_k^t) \quad \text{其中 } t = 1, \dots, T, \\ \text{并且 } k = 1, \dots, K^t \quad (21.20)$$

其中， p^t 为时期 t 内 x 商品的价格向量， c 为单位成本或 h 的对偶支出函数。²⁵ 现将 r_t 重新定义为 $c(p^t) a^t$ ，那么仍然可以得出基本特征方程体系 (21.19)。等式 (21.19) 有一个特性，它很可能出现在更复杂但更接近现实的消费者选择型号中。这个特性就是：在处于一般价格水平 p^t 的情况下，时期 t 内的型号价格是一次齐次的。这样，如果对于任何 $\lambda > 0$ 的情况 (比如突然出现恶性通货膨胀时， λ 非常大)，用 λp^t 替代 p^t ，那么等式 (21.17) 和 (21.19) 将意味着型号价格应变成 λP_k^t 。请注意：对于下列加法特征型号来说，这种齐次特性不成立：

$$P_k^t = r_t + f(z_k^t) \quad \text{其中 } t = 1, \dots, T, \\ \text{并且 } k = 1, \dots, K^t \quad (21.21)$$

这样，在先验基础上，基于线性型号 (21.21) 的特征回归可能会被排除在外。请注意：将型号价格 P_k^t 的对数作为因变量的特征型号往往与基本特征等式 (21.19) 一致，而类似 (21.21) 的线性型号将与微观经济学理论所隐含的普通线性齐次特性不一致。

²³ 基本模型最终与 Muellbauer (1974 年，第 988-989 页) 特征模型中的一个模型非常相似，尤其是他的等式 (32)。

²⁴ 可以对上述理论加以修订，并根据生产者理论对其进行解释。现在，与支出最小化问题 (21.8) 相对应的是下列利润最大化问题： $\max_{z, X} \{PZ - w^t X\}$ ，其中 Z 为特征产出， P^t 为时期 t 内一个单位特征产出的价格， w^t 为时期 t 内可变投入的价格， X 为投入所使用的数量， K^t 为时期 t 内某一固定要素 (如资本) 的数量，而 g^t 为公司要素需求函数。假设 $Z = f(z)$ ，那么可以得到与等式 (21.15) 对应的生产者理论公式： $P_k^t = f(z_k^t) \partial g^t(K^t, f(z_k^t)) / \partial Z$ 。对于公司 i ，与假设 (21.16) 相对应的公式为： $g_i^t(k_i^t, Z) \equiv a^t Z - b_i^t k_i^t$ ，而与等式 (21.17) 相对应的公式为： $P_k^t = w^t a^t f(z_k^t)$ 。但是，生产者理论模型的假设并不像对应的消费者理论模型假设那么可靠。尤其是，在时期 t 内，每个生产者对一个单位的可变投入 w^t 不太可能具有相同的综合价格，特征市场上每个生产者的技术参数 a^t 也不太可能相同。在生产者理论中不可行的关键假设是：每个生产者都能生产整个系列的特征模型；但在消费者理论中，却完全可以假设每个消费者有可能购买并消费每一种模型。

²⁵ 将 c 定义为 $c(p^t) = \min_x \{p^t x : h(x) = 1\}$ ，其中， $p^t x$ 表示向量 p^t 与 x 之间的内积。

特征指数

21.37 以上曾指出：在进行质量调整时，需要采用特征函数，其目的有两个。首先，当某一项目已不复存在，而替代项目在以原始价格为基础时，其质量与原有项目不同，但其价格却用以延续价格系列。如果决定价格的变量为 z ，那么可以根据 z 变量子集的不同值来确定质量差异。正如增加 z (即：每个质量分项) 的单位数量时，对增加单位的货币价值进行估算一样，根据特征回归求出的系数可用以调整价格，比如旧项目的价格，以便让旧项目的价格与新项目的价格之间具有可比性²⁶——也就是能够进行同类与同类的比较。可以将该过程描述为“打补丁”，因为在此过程中，需要根据质量差异对旧的 (或新的替代) 系列的价格进行调整，以便将新系列补在旧系列上。其次，可利用特征函数来估算特征指数。这些方法适用于：项目替代速度和规模非常大的情况；以及当质量调整过程中存在某些误差或偏差时，大量使用修补有可能导致大量错误或导致从有偏差的替代总体取样的情况 (见第 21.12 段至第 21.36 段所述)。特征指数使用每个时期从项目更新样本中获得的数据，这些样本应包括那些占有很大销售支出份额的样本——每个时期从双重总体中采集样本。没有必要为可比预先选定一组项目并让价格采集员为该组项目不断采集价格。所需要的是每个月重新采集一次项目样本，并同时收集有关样本的价格和特征的信息，在可能的情况下，还可收集关于数量/价值方面的信息。在特征回归中，通过“剔除”可以由质量差异解释的部分，来控制质量差异，这与价格采集员对价格进行可比不同。在估算特征指数时，可以采取很多方法，以下将对这些方法进行简单介绍。

理论特征价格指数

21.38 第十七章对理论生活费用指数做出了定义，实际指数公式是根据这些指数估算出来的。在此，不仅根据生产的产品，而且根据产品的特征来定义生活费用指数。根据第十七章的介绍，如果在时期 0 和时期 1，消费者所面临的分别是严格的正价格向量 $p^0 \equiv (p_1^0, \dots, p_N^0)$ 和 $p^1 \equiv (p_1^1, \dots, p_N^1)$ ，那么与两个时期有关的 Konüs (1924 年) 真实生活费用指数族可以被定义为：获得同等效用水平 $u \equiv f(q)$ 的最低成本率，其中， $q \equiv (q_1, \dots, q_N)$ 是一个正参考数量向量；也就是：

²⁶ 第 7.103 段至第 7.109 段，以及 Triplett (2002 年) 对这种调整的各种方法进行了介绍，其中包括采用从明显特征集中求出的系数，或从整体回归中求出的预测值。但无论采用哪种方法，都是对旧项目进行调整，以便与新项目进行比较，或对新项目进行调整，以便与旧项目比较，或对新旧两种项目进行有效的平均。

$$P_K(p^0, p^1, q) \equiv C[u, p^1] / C[u, p^0] \\ = C[f(q), p^1] / C[f(q), p^0] \quad (21.22)$$

对于特征空间的理论指数来说, 收益函数也是根据产品来定义的, 产品由特征束组成, 而特征束以特征函数表示:²⁷

$$P_K(p^0, p^1, q) \equiv C[u, p^1, p(z_1)] / C[u, p^0, p(z_0)] \\ = C[f(q), p^1, p(z_1)] / C[f(q), p^0, p(z_0)] \quad (21.23)$$

21.39 根据等式(21.23)的定义, 理论价格指数等于消费者在时期1实现给定效用的假定成本与其在时期0实现该效用的假定成本之间的比率。等式(21.23)含有替代效应: 如果某些特征的价格比其他特征的价格增长的幅度大, 那么追求效用最大化的消费者会调整其特征的产出组合, 转向这些特征。等式(21.23)中的分子是当消费者在时期1面临商品价格 p^1 和隐性特征影子价格 $p(z^1)$ 时, 能够获取最大效用时的成本, 而等式(21.23)中的分母则是当消费者在时期0面临商品价格 p^0 和特征价格 $p(z^0)$ 时, 能够获得的最大效用。请注意, 除了商品价格和特征价格向量不同外, 分子和分母函数中的所有变量完全相同。这是价格指数的一个显著特点。当然, 与第十五章中的经济指数一样, 也有一整族据以选择参考效用水平的指数。第21.48段至第21.58段对某些明确的公式进行了介绍, 其中包括时期0参考水平和时期1参考水平, 它们类似于第十七章中Laspeyres和Paasche指数的推导。在对这种特征指数进行介绍之前, 将首先介绍两个更简单的公式: 利用时间虚拟变量的特征回归(第21.40段至第21.42段)及特征虚拟指数(第21.43段至第21.47段)。它们非常简单, 但却用途广泛, 因为它们不需要有关数量或权重方面的信息。它们也不需要可比数据, 因此在对所有数据进行重新取样时, 可以采用这两个公式。基于这种原因, 对它们进行解释的经济理论较有限。但是, 正如附录21.1所显示的那样, 如果采用一种加权的最小二乘估算式, 那么加权公式是可行的。

特征回归与时间虚拟变量

21.40 设一件产品具有 K 个特征, 时期 t 内产品型号或项目 i 具有特征向量 $z_i^t \equiv [z_{i1}^t, \dots, z_{ik}^t]$, 其中 $i = 1, \dots, I$, $t = 1, \dots, T$ 。用 p_i^t 表示时期 t 内型号 i 的价格。那么, 在时期 t 内型号 i 的价格在其特征集合 z_i^t 上的特征回归为:

$$\ln p_i^t = \gamma_0 + \sum_{t=2}^T \gamma^t D^t + \sum_{k=1}^K \beta_k z_{ik}^t + \varepsilon_i^t \quad (21.24)$$

²⁷ 在Pollak(1975年)之后, Triplett(1987年)和Diewert(2002年d)提出了一个两阶段预算法, 根据该方法, 效用中被定义为项目特征的那一部分, 其理论指数是根据“特征选择成本最小化”的原则来定义的, 并以综合商品和特征商品的最优产出水平为条件。在第二阶段, 采用有关这些数量的反馈信息, 来实现总体收益的最大化。

其中, D^t 为时间时期的虚拟变量, D^2 在时期 $t=2$ 时为1, 否则为0; D^3 在时期 $t=3$ 时为1, 否则为0等等。系数 γ^t 是经过质量调整的价格变化估算值, (通过 $\sum_{k=1}^K \gamma_k z_{ki}^t$)对质量差异的影响进行控制——关于估算偏差的调整, 见Goldberger(1968年)、Teekens和Koerts(1972年)。

21.41 上述方法采用时间虚拟变量, 将时期1内的价格与其后每个时期内的价格进行比较。这样就可以将参数 β_k 限定为在时期 $t=1, \dots, T$ 内的常数。在进行追溯的情况下, 这种方法是可行的, 但在实时的情况下, 可能会采用定基或链基公式来估算指数。定基公式采用等式(21.24)(其中 $t=1, 2$), 对时期1和时期2的指数 $I_{1,2}$ 进行估算; 采用等式(21.24)(其中 $t=1, 3$)对时期3的指数 $I_{1,3}$ 进行估算; 采用等式(21.24)(其中 $t=1, 4$)对时期四的指数 $I_{1,4}$ 进行估算, 依此类推。在这种情况下, 虚拟变量在当期取的值为1, 在价格参考期取的值为0。例如, 对于 $I_{1,4}$, 时期4的观察值为1, 否则为0, 也就是时期1内的观察值为0。只有时期1和时期四的数据可用于估算等式。虚拟变量的系数为质量调整后价格变化的一个估算值。在每种情况下, 指数将当期(时期1)质量特征的系数估算值与价格参考期(时期4)质量特征的系数估算值限定为同一值。采用等式(21.24)进行定基双边比较时, 使用了价格比较两个时期内的约束参数估算值。例如, 采用链公式进行估算时, 将 $I_{1,4}$ 估算为一系列链环指数的乘积: $I_{1,4} = I_{1,2} \times I_{2,3} \times I_{3,4}$ 。每个连续二元比较或链环, 都通过连续相乘结合在一起。利用等式(21.24)来估算每个链环指数。由于比较的时期非常接近, 所以一般来说, 时间虚拟特征链指数所要求的参数约束很可能比其定基指数所要求的参数约束较为宽松。

21.42 在这些公式中, 没有显性加权, 这是一个严重的缺陷。实际上, 可以采用截止抽样方式只纳入最重要的商品项目。如果有销售数据, 应采用一个加权(通过相对销售份额加权, 见附录21.1)最小二乘估算式, 而不是普通最小二乘估算式(OLS)。²⁸这种方法不需要可比数据; 可在每个时期内对项目重新取样以便将新技术包括进来。

特征虚拟指数

21.43 对时期1和时期 t 进行比较的另一种方法是: 对时期 t 估算一个特征回归式, 然后将时期1内每个现有型号的特征值插入时期 t 的回归式中, 以预测出每个项目的价格 $\hat{p}_i^t(z_i^1)$ 。这样, 根据时期 t 的影子价格 $\hat{p}_i^t(z_i^1)$

²⁸ Ioannidis与Silver(1999年)以及Bode与van Dalén(2001年)对这些不同估计式的结果进行了比较, 发现各结果之间有明显的差异, 但并不是所有情况都是这样。另见Silver与Heravi(2003年)。

(其中, $i = 1, \dots, N$), 可以求出时期 1 现有项目的价格预测值。这些价格(或平均价格)可与时期 1 内型号 $i=1, \dots, N$ 的实际价格(平均价格)进行比较。可以是算术平均值, 如 Dutot 指数, 也可以是几何平均值, 如 Jevons 指数。算术式如下:

$$\frac{\sum_{i=1}^N (1/N) \hat{p}_i^t(z_i^1)}{\sum_{i=1}^N (1/N) p_i^1(z_i^1)} \quad (21.25a)$$

21.44 另一种方法是, 将时期 t 内现有的型号特征插入时期 1 的回归中。根据时期 1 的影子价格(或平均价格)求出的时期 t 项目的预测价格可与时期 t 的实际(平均)价格进行比较:

$$\frac{\sum_{i=1}^N (1/N) p_i^t(z_i^t)}{\sum_{i=1}^N (1/N) \hat{p}_i^1(z_i^t)} \quad (21.25b)$$

21.45 对于利用公式 (21.25a) 或 (21.25b) 进行定基双边比较, 只需要估算一个时期的特征等式。公式 (21.25a) 的分母是时期 1 观察到的平均价格, 该价格应该等于采用时期 1 的数据和特征进行特征回归时所预测的平均价格。但公式的分子需要一项估算的特征回归值, 以便按照时期 t 的特征价格来预测时期 1 的特征。同样, 在公式 (21.25b) 中, 只有分母需要一项特征回归值。与第十五章所解释的原因一样, 需要为这些指数的对称平均数提供某些理论支持。

21.46 请注意, 第 21.40 段至第 21.45 段中描述的所有指数都可以采用可比数据, 或每个时期内的一切可用数据。如果在某个时期内, 比如在时期 4 内, 加入了一个新项目, 那么该项目应被纳入数据集中, 并且通过回归对其质量差异进行控制。同样, 如果旧的项目退出, 那么它们仍应被纳入它们在时期的指数中。这是自然估算法的一部分, 它不同于只采用特征回归对不可比项目进行价格调整的做法。

21.47 如同虚拟变量方法一样, 也不需要可比数据。但在这些公式中, 也没有明确采用数量加权, 这是一个严重的不利因素。很明显, 一旦有了关于数量或价值的价格, 就应该将这种权数添加到个别 $i=1, \dots, N$ 价格或其估算值中去。以下将对这一问题进行分析。

最优的精确特征指数

21.48 在第十七章中, 在理论上对 Laspeyres 和 Paasche 界限下了定义, 对两个时期进行对称处理的最优指数也是如此。这些最优指数公式包括 Fisher 指数,

根据第十六章的介绍, 它具有理想的公理特性。另外, 从经济理论上来说, Fisher 指数是 Laspeyres 界值和 Paasche 界值的对称平均数。据发现, 在公理的基础上, Fisher 指数是这两个界值最适合的对称平均数。Törnqvist 指数也具有理想的公理特性, 从随机的观点来看它似乎是最好的, 而且作为一种最优指数, 在采用经济分析法进行推导时不需要强假设。据发现, Laspeyres 和 Paasche 指数与潜在的 (Leontief) 聚合函数相对应 (完全符合), 不存在任何替代可能性, 而最优指数则完全符合弹性函数形式, 包括分别用于 Fisher 和 Törnqvist 指数的二次式和超越对数形式。如果有价格、特征以及数量方面的数据, 那么, 对于特征指数来说, 将会采用类似的方法和出现类似的结果; 见 Fixler、Zieschang (1992 年) 以及 Feenstra (1995 年)。Feenstra (1995 年) 定义了这种指数的准确界限。见等式 (21.23) 中的理论指数, 但现在只根据项目的特征进行定义。价格仍然属于项目的价格, 但它们完全通过 $p(z)$ 进行定义。对线性特征等式进行算术集合后发现, Laspeyres 上界 (随着相对价格增加, 供应数量下降) 可表示为:

$$\frac{\sum_{i=1}^N x_i^{t-1} \hat{p}_i^t}{\sum_{i=1}^N x_i^{t-1} p_i^{t-1}} = \sum_{i=1}^N s_i^{t-1} \left(\frac{\hat{p}_i^t}{p_i^{t-1}} \right) \geq \frac{C(u^{t-1}, p(z)^t)}{C(u^{t-1}, p(z)^{t-1})} \quad (21.26a)$$

右边的式子为获取时期 $t-1$ 效用水平 (u^{t-1}) 时的成本比率, 其中效用为数量向量的函数, 也就是: $u^{t-1} = f(x^{t-1})$; 价格比较在时期 $t-1$ 的固定数量水平上进行, s_i^{t-1} 是指在时期 $t-1$ 内, 在产品 i 的支出总值中所占的份额:

$$s_i^{t-1} = x_i^{t-1} p_i^{t-1} / \sum_{j=1}^N x_j^{t-1} p_j^{t-1}$$

21.49 Laspeyres 公式与等式 (21.26a) 左边式子的区别在于等式 (21.26a) 左边式子分子中的价格是一个预测价格:

$$\hat{p}_i^t \equiv \hat{p}_i^t(z_i^{t-1}) = \sum_{k=1}^K \beta_k^t z_{ik}^{t-1} \quad (21.26b)$$

或者, 如果采用一个不可比的替代项目, 那么这种预测价格对新旧项目之间的质量差异进行了调整。即: 预测价格

$$\hat{p}_i^t \equiv p_i^t - \sum_{k=1}^N \beta_k^t (z_{ik}^t - z_{ik}^{t-1}) \quad (21.26c)$$

是根据每个质量特征变化总和进行了调整的时期 t 价格, 并且根据特征变化各自从线性特征回归所得出的系数进行了加权。请注意: 集合是在两个时期内对同一项目 i 进行的, 因为当一个项目缺失时, 会纳入替代项目。等式 (21.26c) 通过 $\sum_{k=1}^N \beta_k^t (z_{ik}^t - z_{ik}^{t-1})$, 根据质量差

异对时期 t 的价格进行调整。

21.50 Paasche 下界被估算为:

$$\frac{\sum_{i=1}^N x_i^t p_i^t}{\sum_{i=1}^N x_i^t \hat{p}_i^{t-1}} = \left[\sum_{i=1}^N s_i^t \left(\frac{\hat{p}_i^{t-1}}{p_i^t} \right) \right]^{-1} \leq \frac{C(u^t, p(z)^t)}{C(u^t, p(z)^{t-1})} \quad (21.27a)$$

其中 $s_i^t = x_i^t p_i^t / \sum_{j=1}^N x_j^t p_j^t$, 而且

$$\hat{p}_i^{t-1} \equiv \sum_{k=1}^K \beta_k^{t-1} z_{ik}^t \quad (21.27b)$$

$$\hat{p}_i^{t-1} \equiv p_i^{t-1} + \sum_{k=1}^K \beta_k^{t-1} (z_{ik}^t - z_{ik}^{t-1}) \quad (21.27c)$$

以上分别为虚拟调整和替代调整。后者为根据每个质量特征变化总和进行了调整的时期 $t-1$ 价格, 并且根据特征变化各自从线性特征回归所得出的系数进行了加权。

21.51 在 (17.5) 的不等式中, Laspeyres P_L 和 Paasche P_P 指数成为其“真实” P_K 经济理论指数的界限 (17.8):

$$P_L \leq P_K \leq P_P \text{ 或 } P_P \leq P_K \leq P_L \quad (21.28)$$

因此, 一个合适的指数应该是 Laspeyres P_L 和 Paasche P_P 指数的 Fisher 几何平均数, 它包括对质量差异进行的特征调整。

21.52 这样, 基于最优指数与精确特征指数的方法首先将特征回归中得到的系数用于特征变化, 以便根据质量变化对被观察的价格进行调整。其次, 它包含了一套加权体系, 该体系根据每种型号销售的数量数据及其特征进行加权, 而不是千篇一律地认为每个型号的重要性都是相同的。最后, 它与采用经济理论定义的公式直接对应。

21.53 半对数特征回归将提供一套 β 系数, 该系数可与基期几何界限以及当期几何界限一起使用:

$$\prod_{i=1}^N \left(\frac{p_i^t}{\hat{p}_i^{t-1}} \right)^{s_i^t} \leq \frac{C(u^t, p(z)^t)}{C(u^t, p(z)^{t-1})} \leq \prod_{i=1}^N \left(\frac{\hat{p}_i^t}{p_i^{t-1}} \right)^{s_i^{t-1}} \quad (21.29a)$$

$$\hat{p}_i^{t-1} \equiv \exp \left[\sum_{k=1}^K \beta_k^{t-1} z_{ik}^t \right]$$

$$\hat{p}_i^t \equiv \exp \left[\sum_{k=1}^K \beta_k^t z_{ik}^{t-1} \right] \quad (21.29b)$$

$$\hat{p}_i^{t-1} \equiv p_i^{t-1} \exp \left[\sum_{k=1}^K \beta_k^{t-1} (z_{ik}^t - z_{ik}^{t-1}) \right]$$

$$\hat{p}_i^t \equiv p_i^t \exp \left[- \sum_{k=1}^K \beta_k^t (z_{ik}^t - z_{ik}^{t-1}) \right] \quad (21.29c)$$

21.54 在不等式 (21.29a) 中, 各自理论指数的两条界限显示被放在了一起。对于可比的数据来说, 这种指数的计算相对简单, 但对于不相可比的数据来说, 则不是一件易事。关于采用这种指数对一个时期不可比的

数据进行比较的例子, 见 Silver 与 Heravi (2002 年; 2003 年) 以及第七章第 7.132 段至第 7.152 段; 关于对全国不同地区之间可比价格所进行的比较, 见 Kokoski、Moulton 与 Zieschang (1999 年)。

21.55 还可以采用 Diewert (2003 年 a) 概括的理论框架来定义精确特征指数。²⁹ 回顾一下基本特征等式 (21.19)。假设价格 P_k^t 为类型 k 的所有型号在时期 t 内的平均售价, 同时假设 q_k^t 为时期 t 内销售型号 k 的单位数量。前面曾提到过时期 t 内市场中的型号数量为 K^t 。假设在我们取样期的所有 T 时期内, 市场上有 K 种型号。如果某一特定型号 k 在时期 t 内根本没有售出, 那么可以假设 P_k^t 和 q_k^t 均为 0。有了这些条件之后, 那么, 时期 t 内消费者购买总值就等于:

$$\sum_{k=1}^K P_k^t q_k^t = \sum_{k=1}^K r_t f(z_k) q_k^t, \text{ 其中 } t = 1, \dots, T \quad (21.30)$$

21.56 在型号中, 特征子效用函数 f 起到了重要的作用, 它将型号 k 在时期 t 内产生的效用转换成一种在所有型号中可以进行基本比较的“标准”效用 $f(z_k)$ 。对每种型号 k 来讲, 如果希望取得时期 t 特征商品的市场总量 Q_t , 那么只需将该型号乘以时期 t 内所销售的单位总数 q_k^t 。结果为:³⁰

$$Q_t \equiv \sum_{k=1}^K f(z_k) q_k^t, \text{ 其中 } t = 1, \dots, T \quad (21.31)$$

21.57 与 Q_t 相对应的特征商品总价格为 r_t 。这样, 在第 21.29 段至第 21.36 段所介绍的高度简化的型号中, 特征商品在时期 t 内的精确总价格及数量分别为等式 (21.31) 所定义的 r_t 和 Q_t , 只要已经估算出特征回归中的参数, 并且可以获取每个时期的销量数据 q_k^t , 就可以很容易计算出 r_t 和 Q_t ³¹。一旦求出 r_t 和 Q_t (其中时期 $t = 1, \dots, T$), 那么就可以根据普通指数理论, 将特征商品的这些总价格和数量估算值与非特征商品的总价格和数量结合起来。第十七章中所阐述的所有指数公式, 包括 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 指数公式, 都可根据数量信息分别做出定义。

21.58 上述内容说明了经过质量调整的加权价格

²⁹ 这些假设与 Fixler 和 Zieschang (1992 年) 所做的假设截然不同, 他们采用另一种方法来确定精确特征指数。

³⁰ 这与 Muellbauer (1974 年, 第 988 页) 在其特征模型中所定义的数量指数相对应, 见 Muellbauer 的等式 (30)。当然, 根据 Hicks (1946 年, 第 312-313 页) 的聚合定理, 可以将 r_t 看作特征商品数量总量根据等式 (21.31) 定义的一个价格, 因为模型价格 $P_k^t = r_t f(z_k)$ 都具有比例公因数 r_t 。

³¹ 正如附录 21.1 中所讨论的那样, 如果有 q_k^t 的数据, 那么最好进行销量加权回归。如果不能获取有关个别模型销售的全部市场数据, 但我们却可以获取每个期间的总体销量数据, 那么可以采用一个型号价格样本来估计特征回归模型, 期间 t 的销量可除以估计的 r_t 参数, 以便为 Q_t 求出一个估计式。

指数公式是如何利用一个商品项目的价格、数量及特征数据构建起来的。第 21.40 段至第 21.42 段中采用时间虚拟变量的方法不需要可比数据。附录 21.1 讨论的是一套加权体系。前面介绍了对于可比数据，可使用加权最优指数。采用第七章以及 Silver 和 Heravi (2001 年 a; 2001 年 b; 2003 年) 所介绍的方法，加权最优指数还可用于非可比数据。但未加权指数又如何呢？这是本章开始部分所关注的问题。第 21.40 段至第 21.42 段介绍了利用所有数据的未加权特征时间虚拟指数，那么该指数与可比的未加权指数公式之间有什么类似之处呢？如果产品领域的商品项目周转很快，这将是一个至关重要的问题。前面还建议使用时间虚拟变量方法，而不是可比方法。那么对于未加权指数，会有什么不同呢？附录 21.1 对权数的效果以及用途进行了分析。

未加权特征指数和未加权可比指数公式

21.59 Triplett (2002 年) 和 Diewert (2003 年 a) 认为：对于可比数据，根据未加权的几何平均 Jevons 指数 (见等式 (20.3)) 所求得的结果与同样数据情况下根据对数虚拟变量特征指数所求得的结果相同。可以证明 (见 Aizcorbe、Corrado 和 Doms, 2001 年)，对于可比型号，源于虚拟变量特征回归 (如，等式 21.24)，但以双对数 (重对数) 形式出现的指数——等于：

$$\ln(p^t / p^{t-1}) = \sum_{m \in M_t} (\ln p_m^t - Z_m^t) / M^t - \sum_{m \in M_{t-1}} (\ln p_m^{t-1} - Z_m^{t-1}) / M^{t-1} \quad (21.32)$$

其中， m 是可比样本，而 Z^t 与 Z^{t-1} 是对等式 (21.24) 中时间虚拟变量 (即 $\sum_{k=1}^K \beta_k z_k^t$) 的质量调整，等式 (21.32) 就是两个价格 (已经过质量调整) 几何平均值之差。样本空间 $m = M_t = M_{t-1}$ 在每个时期的型号相同。假设引进新型号 n ，该型号在时期 t 引进，在时期 $t-1$ 没有对应的型号，旧型号 o 消失了，因此在时期 t 没有对应的型号。因此，在时期 t ，样本空间 M_t 包括时期 t 可比项目 m 和新项目 n ，在时期 $t-1$ ， M_{t-1} 包括时期 $t-1$ 可比项目 m 和旧项目。Silver 与 Heravi (2002 年) 通过证明显示虚拟变量特征比较为：

$$\begin{aligned} \ln(p^t / p^{t-1}) = & [m/(m+n) \sum_m (\ln p_m^t - Z_m^t) / m + \\ & n/(m+n) \sum_n (\ln p_n^t - Z_n^t) / n] - \\ & [m/(m+o) \sum_m (\ln p_m^{t-1} - Z_m^{t-1}) / m + \\ & o/(m+o) \sum_o (\ln p_o^{t-1} - Z_o^{t-1}) / o] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} = & [m/(m+n) \sum_m (\ln p_m^t - Z_m^t) / m - \\ & m/(m+o) \sum_m (\ln p_m^{t-1} - Z_m^{t-1}) / m] + \\ & [n/(m+n) \sum_n (\ln p_n^t - Z_n^t) / n - \\ & o/(m+o) \sum_o (\ln p_o^{t-1} - Z_o^{t-1}) / o] \end{aligned} \quad (21.33)$$

21.60 分析一下等式 (21.33) 中的第二个表达式。首先， m 个可比的观察值发生了价格变化。这是可比型号 m 在时期 t 和时期 $t-1$ 经质量调整后的平均价格变化。注意时期 t 内该可比分项的权数为时期 t 内可比观察值与所有观察值 (包括可比和不可比的新观察值 (n)) 之间的比例。同样，对于时期 $t-1$ 来说，可比权数取决于样本中可比以及不可比的旧观察值 (o) 数量。在等式 (21.33) 的最后一行，变化介于时期 t 和时期 $t-1$ 内不可比的新平均价格与不可比的旧平均价格 (经过质量调整) 之间。因此，可以看出可比法忽略了等式 (21.33) 中的最后一行，因而与特征虚拟变量法不同。从等式 (21.33) 中可以看出，特征虚拟变量法包含不可比的新旧观察值，因而可能不同于可比价格变化的几何平均数，在该未加权公式中，差异的程度取决于退出样本和进入样本的旧项目和新项目之比例，并取决于新旧项目相对于可比项目的价格变化。如果在产品市场中，经过质量调整后的旧价格通常较低，而经过质量调整后的新价格通常较高，那么可比指数将低估价格变化；相关例子请见 Silver 与 Heravi (2002 年) 以及 Berndt、Ling 与 Kyle (2003 年)。不同的市场行为将导致不同的偏差形式。此外，还有另一种情况可能会产生不同的结果。指数公式为价格变化提供权数。例如，Carli 指数对每个观察值采用同等的权数，而 Dutot 指数则根据每个观察值在基期内的相对价格来对每个观察值进行加权。Jevons 指数对经济行为不做任何假设，该指数对每个观察值采用同等的权数。然而 Silver (2002 年) 认为：普通最小二乘回归中每个观察值的权数也取决于观察值的特征，某些带有不寻常特征观察值应具有更重的权数。这样，通过这两种方法得到的结果差异可能会更大。

新产品与服务

21.61 本部分着重论述将新产品纳入指数的相关理论问题。第八章第 8.36 段至第 8.60 段概述了一些实际问题。在本文中，术语“新产品”是指那些发生了重大实质性变化的产品，而不是在现有服务流的基础上提供更多的服务，如引擎具有更大马力的车辆新款车。在后一种情况下，存在着服务与生产流延续的情况，这可能会与现有型号的服务流和生产技术联系在一起。新产品

定义所涉及的实际问题是：与质量变化相比，不能仅仅因为产品的“新”特性，就轻易地将新产品与作为现有资源基础和服务流延续的现有项目混为一谈。当然还有别的定义；Oi（1997年）将定义“新”产品的问题转向定义垄断的问题。如果市场上没有相近的替代品，那么该产品就是新的。一个垄断供应商也许可以通过一项新技术，提供一个带有新特征集合 z 的项目，而且供应商的垄断地位也使其能够这么做。但实际上，新的产品可通过特征集合与现有产品联系起来。从这个角度来讲，这种新产品在本手册中就不能称之为“新”了。

21.62 此处所采用的术语是Merkel（2000年）在衡量生产者价格指数时所采用的术语，但在本文中，是从消费者价格指数的角度来考虑这种术语的。其目的是为了区分演变性产品与突变性产品。演变性产品是指那些继续提供类似服务流的替代型号或补充型号，这种服务流可能以新的方式提供，服务的程度也可能不同。而突变性产品则是全新的产品，与原有产品没有密切关系。虽然突变性产品可以用一种新的方式来满足消费者的长期需求，但却无法将它们纳入任何既有的消费者价格指数项目类别。因此，从原则上讲，有关新产品含义的基本理论不仅适用于演变性产品，也同样适用于突变性产品。但在构建实际指数时，不应该以现有产品的延伸或改进为依据，来考察新产品。根据第七章中阐述的方法，可以将演变性产品纳入指数。不过，引入新产品所增加的效用被忽略了。这种方法还存在着其他问题。由于该项目在本质上是独特的，因此不太可能将其作为现有某项目的替代项目而纳入样本中。如果希望根据其于现有商品之间的质量差异来对其价格进行显性调整，那么既没有可比性，也没有必要。由于它不是一种替代项目，因此不能采用现有的权数，将这种项目纳入指数将意味着需要对指数进行重新加权。

21.63 关于将新产品纳入消费者价格指数的问题，关键是需要就纳入的必要性及其时间做出决定。如果忽视在产品生命周期关键阶段出现的价格异常变动，而一直等到新产品确定后，或等到指数基期重新确定后才纳入新产品，那么可能会使价格变化的衡量出现误差。正如第八章中所阐述的那样，有一些在早期采纳演变性产品和突变性产品的实际方法。对于演变性产品，这些办法包括重订指数基期、对项目重新取样、将新产品作为定向替代样本纳入；见Merkel（2000年）。有用的方法还包括第七章第7.103段至第7.109段、第7.153段至第7.158段以及第21.37段至第21.60段中简单介绍的特征质量调整和指数，通过这些方法可以将演变性产品纳入指数。这些产品具有类似于现有产品的特征集合，但其所提供的特征数量不同。如果产品领域的项目周转很快，也许更适合采用第7.153段至第7.173段中介绍的短期或

链框架。一旦获取了连续两个时期的新产品价格数据，就可以采用这些方法将新产品的价格变化纳入指数，不过，还存在着如何对这种变化进行适当加权的问题。

21.64 但对于突变性产品来说，替代可能不合适。第一，可能无法将突变性产品纳入现有分类体系的定义范围。第二，突变性产品可能主要由某个新商户生产，这就要求将这种商户纳入样本范围。第三，在对价格进行质量调整时，可能无法从以前的项目中找到与这种产品可比的项目，因为根据定义，这种产品与以前的产品截然不同。最后，没有任何权数可用于这种新商户或新项目。样本替代适合于演变性产品，而样本扩大适合于突变性产品。除现有样本以外，还有必要将新的突变性产品纳入样本。这可能涉及扩展分类、商户样本以及新的或现有商户内的项目清单（Merkel，2000年）。

21.65 衡量新产品的第二个问题是：如何纳入处于推出阶段产品的福利效应。前面曾提到一旦有连续两个时期的价格数据，就可以将价格变化纳入指数。但将这些时期的第一期价格与推出前的时期价格（假设价格）比较时，存在着消费者获益的问题。在消费者价格指数的情况下，新产品在时期1内的合适影子价格应该刚好是导致新产品消费者在先前时期内消费零数量的价格。这是一个假设价格。如果在产品推出之前的时期内，这种假设价格相对较高，但推出期内的实际价格低很多，那么新产品的推出显然会对消费者带来某些好处。如果忽略这种利益以及推出期内虚拟价格向实际价格转变的情况，那么将会忽略引发支出变化的某些价格变动因素。

21.66 样本扩大法忽略了新产品推出之前的时期与推出时期之间价格所受到的影响。在经济理论和实践中，都有相应的手段来对这种影响进行估算，见Hicks（1940年）和Diewert（1980年，第498-503页）。其中包括：在推出前的时期内设定一个虚拟价格。该价格是供应量设为0时的价格。将该虚拟价格与推出期内的实际价格进行比较，这种方法用以估算该产品推出对消费者增加的福利。Hausman（1997年）对推出新品牌早餐谷物食品（Apple-Cinnamon Cheerios）给消费者带来的福利进行了某种估算。他的结论是：

据了解，自Hicks首创以来，采用正确的经济分析方法对新产品进行估算的历史已有50多年。但政府统计部门却从未实施过这种方法，这也许是由于其复杂性和数据要求的缘故。如今数据已经有了。根据本文对需求的估算，新产品对消费者福利的影响似乎非常大，谷物食品的消费者价格指数可能太高，约高出25%，因为消费者价格指数没有纳入新品牌的谷物食品。如此高的估算值应该引起我们的忧虑。

21.67 Shapiro与Wilcox（1997年b，第144页）

持有同样的观点：

……能够提供与先前任何产品完全不同服务的稀有新项目。例如，甚至最早一代的个人计算机都使消费者能够从事以前原本昂贵得根本无法承担的工作。

解决该问题的唯一办法就是估算每个新项目的退出给消费者带来的盈余。Hausman（1997年）认为，这需要对每个新项目的需求确定明确的型号……。尽管确定一个可以在消费者价格指数中得到广泛运用的明确需求型号可能不太现实，但在某些情况下，战略性应用可能是值得的。

21.68 进行这种估算需要丰富的专门知识，即使运用了这些专业知识，也并非没有争议；关于这最后一点，见 Bresnahan（1997年）。Balk（2000年 b）利用 Haan（2001年）提供的经验估算，介绍了有关消费者价格指数的另一种方法，详情见第八章和附录 8.2。虽然这种方法要比 Hausman（1997年）采取的方法简单，但两种方法都要求具备统计和计量经济学方面的丰富知识。关于在常规基础上纳入这种效应的问题，并没有相应的部门对其予以积极的考虑，甚至有着非常完善系统的统计部门也未为之。³²

³² 即使估算了虚拟价格，将新产品纳入 Laspeyres 指数之类的指数仍然存在，因为在基期内缺少权数。

附录 21.1 一些计量经济学问题

1. 根据第七章的内容, 特征回归估算可用于对价格进行质量调整。当普通最小二乘法 (OLS) 的标准假设不成立时, 特征回归的设定与估算、诊断性统计量的使用以及一连串行动将会出现很多问题。其中许多问题是—般的计量经济学问题, 而并非本手册之议题。但这并不是说它们不重要。使用特征回归要求具有计量经济学和统计方面的某些专门知识, 但一般可以找到相关的文献; 除其他人以外, 可参见 Berndt (1991 年)——尤其是有关特征回归的一章——以及 Maddala (1988 年) 和 Kennedy (1998 年) 等。当普通最小二乘法假设不成立时, 现代统计和计量经济学软件可以提供充分的诊断性检验来对出现的问题进行检验, 但仍存在一些值得注意的具体问题; 这些不属于计量经济学文献中重要的标准计量经济学考虑范围。

识别与适当的估算式

2. Wooldridge (1996 年, 第 400-401 页) 在标准计量经济学的基础上指出: 通过普通最小二乘法对供求函数的估算存有偏差, 而且这种偏差还被带入特征函数的估算中。首先, 有必要对供求函数方面的估算问题进行分析。在实践中, 很少对供求函数进行估算。更常见的一种方法是对要价函数、报价或价值函数进行估算。在要价函数的情况下, 企业提供的边际价格取决于属性 (产品特征) 和企业特征; 在报价或价值函数的情况下, 消费者支付的边际价格取决于选定的属性和消费者特征。³³如前所述, 所观察的价格和数量取决于结构性需求与供应等式之间的相互作用, 以及生产者技术与消费者品味的分布; 它们并不能揭示要价和价值函数的参数。Rosen (1974 年, 第 50-51 页) 为确定这些参数提出了一种方法。由于这些估算是以品味 (α) 和技术 (τ) 为条件的, 估算程序需要包括经验指标或 α 和 τ 的“代理变量”。对于消费者的品味 α , 经验对应变量可能是社会人口统计和经济变量, 它们可能包括年龄、收入、教育及地理区域。对于技术 τ , 变量可能包括技术类型、规模及生产要素价格。首先, 在没有这些变量的情况下, 按照通常的方式采用最适合的函数形式来估算特征等式。这是为了表示消费者和生产者在做出决定时所面临的价格函数。然后, 对每个特征计算出一个边际价格隐函数: $\partial p(z) / \partial z_i = \hat{p}_i(z)$, 其中 $\hat{p}_i(z)$ 是估算的特征等式。切记, 在有关产品的正常供/求研究中, 产品的价格是在

市场上观察到的价格, 但特征价格是无法观察到的; 进行估算时, 第一步就是根据特征回归对参数进行估算。然后将购买和销售 z_i 的每个实际值插入每个边际价格隐函数, 这样就可以求出每个特征的数值。第二步³⁴就是将这些边际值作为内生变量来对需求方进行估算:

$$\hat{p}_i(z) = F(z_1, \dots, z_K, \alpha^*) \quad (\text{A21.1})$$

其中 α^* 为品味的代理变量; 而供应方:

$$\hat{p}_i(z) = F(z_1, \dots, z_K, \tau^*) \quad (\text{A21.2})$$

其中 τ^* 为技术的代理变量。

当技术不存在差异时, 变量 τ^* 退出, $\hat{p}_i(z)$ 为要价函数的一个估算值。同样, 当销售者不同而购买者相同时, α^* 变量退出, 截面估算值描绘的是补偿需求函数。

3. Epple (1987 年) 认为, Rosen 的型号策略很可能使需求和供应参数的估算程序不适当。在对特征需求进行估算的特征方法中, 可能会遇到一个难题, 因为边际价格可能为内生价格——它们取决于每个特征的消费数量, 并且必须根据特征函数进行估算, 而不是通过直接观察获得。这样, 将会产生两个问题。首先, 存在着识别问题 (见 Epple (1987 年)), 因为一个特征的边际价格和反报价取决于特征的消费水平。其次, 如果没有对重要特征进行衡量, 而这些重要特征却与已衡量的特征相关联, 那么被衡量特征的系数就会带有偏差。这适用于所有经济型号, 尤其适用于特征型号; 关于此点, 特别见 Wooldridge (1996 年, 第 400-401 页)。特征价格的均衡条件隐含了需求者、供应者及产品特征之间的函数关系; 而这反过来又使型号中被排除的重要变量与被纳入的变量之间不发生关联的可能性减少; 关于这一点, 另见 Bartik (1988 年)。由于购买者是根据特征 (y, α) 进行区分的, 而销售者是根据技术 τ 进行区分的, 因此会产生偏差。购买者将要购买的项目类型与 (y, α) 有关, 而销售者提供的项目类型与技术 τ 有关。在被交易的 z 组合平面上, 所选择的均衡组合可能是系统相关的; 购买者特征与销售者特征相关。Epple (1987 年) 列举了一个有关立体声设备的例子: 某些高收入购买者会购买高质量的设备, 有技术能力的销售者会提供这些设备。消费者和生产者特征可以是相互关联的。

4. Wooldridge (1996 年, 第 400-401 页) 认为, 消费者和企业的个别特征, 如收入、教育及投入价格等, 应作为估算特征函数的工具。此外, 如果产品特征之外的变量对价格有决定性的作用, 那么也应该将其作为工具纳入——如, 这类变量有地理位置 (毗邻港口、良好的道路和气候等)。假定经济主体存在着各种群体, 在这

³³ 这些相当于反需求 (或供应) 函数, 其中价格取决于需求 (或供应) 的数量及个别消费者 (或生产者) 的特征。

³⁴ 虽然 Wooldridge (1996 年) 在讨论时, 将对特征、需求及供应函数作为一个体系进行联合估计, 但在文献中, 这种两阶段法很常见。

些群体内，消费者和生产者彼此进行消费和生产，同一产品在不同群体之间的生产和消费价格是不同的。群体特征的变量本身不进入供求等式，但对于不同群体所记录的价格，它们却具有决定性的作用。在对所有群体估算一个单一回归等式的情况下，消费者、生产者及群体特征可能会对这种回归方程的特征参数估算值产生影响，Tauchen 与 Witte（2001 年）对产生这些影响的条件进行了一次系统调查。一个关键问题就是特征价格函数的误差项是代表经济主体和研究人员都没有观察到的因素，还是只代表研究人员没有观察到的因素呢？在后一种情况下，误差项可能与产品属性有关；因此需要对工具变量进行估算。如果误差项与产品特征——准线性偏好——不相关，那么可根据普通最小二乘法估算一个适当设定的特征回归，包括群体特征或适当的斜率虚拟变量。在其他情况下，根据消费者与生产者特征之间的关联、对误差项的假设以及将群体特征纳入回归的方法，可能需要使用工具变量（包括消费者、生产者或群体虚拟变量或特征）。

函数形式

5. Triplett（1987 年和 2002 年）认为，无论传统的效用理论还是生产理论都无法确定特征函数的函数形式。³⁵这种观点可追溯到 Rosen（1974 年，第 54 页），他将观察结果描述成“……一种联合包络函数，其本身不能确定其据以生成的消费者偏好和生产者技术结构”。至于函数形式应该如何的问题，先验性判断可基于消费者和生产技术如何对价格变化做出反应的思想。当观察值由需求和供应因素共同决定时，就很难做出这些判断，当然这并不是没有可能的，只是这种情况极少。但是如果是在定价时，采用的是加成定价法，那么情况将会复杂化。在一项产品的生命周期内，价格加成的幅度会发生变化。有些捆绑特征组合的加成幅度将高于其他特征组合的加成幅度。推出的新项目可能会根据这些加成幅度高的特征进行生产，这将具有增加供应的效应，从而使加成的幅度和价格下降；见 Cockburn 与 Anis（1998 年）、Feenstra（1995 年，第 647 页）和 Triplett（1987 年）。在任何先验性论证中，都必须考虑到这一点——这并不是一个简单或直接的问题。

6. 在某些情况下，特征函数的函数形式也可能是简单直接的。例如，在网站上，产品各选项的价格往往采取“相加”的方法。基础成本和效用结构不太可能共同产生这种线性函数，但生产者或消费者还要为这种销售方式所带来的便利买单，在特征 z 具有较高价值的情况下，成本或效用可能低于也可能高于确定的价格，他们

愿意承担由此带来的亏损或获取由此带来的利益。一般情况下，通过数据应该能够推断函数形式应是什么样的；强行采取人为的函数形式只会导致设定偏差。至于特征函数形式的计量经济学检验，相关的例子见 Cassel 与 Mendelsohn（1985 年）、Cropper、Deck 与 McConnell（1988 年）、Rasmussen 与 Zuehlke（1990 年）、Bode 与 van Dalén（2001 年）以及 Curry、Morgan 和 Silver（2001 年）。

7. 文献中常见的形式有三种：线性、半对数和双对数（重对数）。在没有明确理论说明的情况下，许多研究都采用了计量经济学检验方法来对这些形式进行选择。正如 Curry、Morgan 和 Silver（2001 年）所论述的那样，有关特征的研究有很多，在其中许多研究中，这些简单的形式取得了不错的效果，至少提出的 \bar{R}^2 ³⁶ 以及根据先验论证（通常侧重于消费方）得出的参数就属于这种情况。在三种常见的形式中，有些倾向于检验，例如，Murray 和 Sarantis（1999 年）倾向于采用半对数形式，而其他一些人，例如 Hoffmann（1998 年），则认为这三种函数形式的解释能力几乎没有什么差异。从这些简单的形式中所得出的参数（通常为消费方的参数）有希望与先验论证的结果一致，但研究人员应清楚这种情况是不确定的。也很可能是供应方影响参数值。Indeed Pakes（2001 年）认为，无法为变量的参数确定一个符合直觉的符号，因为生产者可能会改变特征价格的加成幅度，而这有可能使某些理想的特征产生与直觉相反的负号。

8. 在这三种形式中，半对数形式有很多可取之处。其对系数的解释非常简单，因为价格的成比例变化源于特征价值的单位变化³⁷（见第七章第 7.39 段和第 7.40 段）。这是一种有用的公式，因为质量调整通常按照乘法而不是加法进行。

9. 与重对数型号不同，半对数形式可纳入特征虚拟变量，该特征要么存在（ $z_i=1$ ），要么不存在（ $z_i=0$ ）。此外，Diewert（2002 年 e）认为，由于特征价值非常大的项目将拥有很高的价格，并且很有可能具有较大的误差项，因此，与线性特征等式所产生的误差相比，半对数特征等式所产生的错误更可能为同方差（方差为常数）。另一方面，对于特征价值非常小的型号来说，其价格低，平均数也小，因此从其平均数中产生的型号价格

³⁶ 在半对数和重对数模式之间做出选择时，可以将 \bar{R}^2 作为选择的标准。但在将线性模式与这些对数公式中的任何一个公式进行比较时，建议不要以 \bar{R}^2 作为选择标准，在进行这种比较时，有很多检验公式可供使用。见 Maddala（1988 年）。

³⁷ 这里应注意二点：首先，在对系数进行解释时，需要 $e^{\beta-1}$ ，其中 $\hat{\beta}$ 为估计系数。其次，普通最小二乘法估计系数的逆对数并非没有偏差——作为线性回归变换式的半对数函数估计需要进行调整，以便得出条件平均数各参数的最小方差无偏估计值。标准调整是：从估计系数中减去二分之一的系数标准误差平方；见 Goldberger（1968 年）以及 Teekens 与 Koerts（1972 年）。

³⁵ 尽管 Arguea、Haseo 及 Taylor（1994 年）在套利的基礎上提出了一个特征线性形式，他们认为在竞争性市场上这似乎是可能的，但 Triplett（2002 年）认为，在大多数商品市场中，这是不太可能的。

离差必然也小。由于普通最小二乘法假设残差为同方差，因此，最好采用半对数等式，而不是线性等式。

10. 当然，还可以采用更复杂的形式。简单形式的优点是可以节省成本，并有助于对给定样本做出更有效的估算。但是不能为了节省成本，而以型号设定错误为代价，因为这会引起偏差。首先，如果特征函数是根据多个独立市场进行估算的，那么就要求有交叉项（见 Mendelsohn (1984年)，关于捕鱼地点）。如果将这些交叉项排除出去，那么就相当于缺漏了变量，从而不适当地限制了回归的估算系数。Tauchen 和 Witte (2001年) 在特征研究中概述了缺漏变量可能产生的具体偏差。其次，可以认为函数形式应该与指数的聚合函数相对应——Laspeyres 指数采用线性形式，Laspeyres 几何指数采用对数形式，Törnqvist 指数采用超越对数形式，而 Fisher 指数则采用二次形式（见第十七章）。但 Triplett (2002年) 指出，对特征回归进行估算的目的是要根据质量差异对价格进行调整；对数据强行采用一个与数据不协调的函数形式可能会使质量调整过程出现误差。但 Diewert (2003年 a) 认为，弹性函数形式包含了这些简单函数形式，重对数形式是等式 (17.42) 中超越对数形式的一个特例，而半对数形式则是等式 (17.49) 中半对数二次式的一个特例。正如第 7.99 段的例子所述，如果根据先验推理，具体特征具有交叉项，那么，可以采用这种更普通的形式。根据特征函数理论，既不要求采用某种特征形式，也不限制某种特征形式。

不断变化的品味与技术

11. 如下所述，从特征回归中得出的系数估算值可能会随时间变化而变化，其中有些变化可能源于抽样误差，在存在多重共线性的情况下更是如此。但在其他情况下，它可能真实反映了品味和技术的变化。如果采用从特征回归中估算的系数子集来对不可比替代价格进行质量调整，那么采用先前时期的过时系数估算值来对新替代型号的价格进行调整可能是不合适的。有必要根据变化的情况定期对指数进行更新。³⁸对特征虚拟指数进行估算更加复杂。Silver (1999年) 通过简单的例子说明了在估算经过质量调整的价格变化时，为什么需要一揽子参考特征。对于第 21.37 段至第 21.60 段的特征虚拟指数来说，这一点是显而易见的，其中单个指数是利用基期以及当期的特征进行估算的。一般认为可以采取这些指数的对称平均数。基于时间虚拟变量的特征指数间接地将基期和当期的估算系数限定为同一值。Diewert (2003年 a) 对以下情况下参考特征的选择问题进行了规范：在对一个时期的不同价格进行比较，当特征函数参

数本身可能随时间推移发生变化时。他发现随着参考期特征向量集合 z 的变化，特征指数结果并非一成不变的。正如 Silver (1999年) 所建议的，他考虑采用特征的销量加权平均向量，但他指出，经过长时期后这可能会变得不具代表性。³⁹当然，如果采用链公式，那么特征的加权平均值可合理地保持最新，尽管链接有其自身的利弊（见第十七章第 17.44 段至第 17.49 段）。Diewert (2003年 a) 指出的另一种定基方法是利用基期参数集合进行比较的 Laspeyres 指数和利用当期参数集合进行比较的 Paasche 当期指数，并求出这两种指数的几何平均数，其理由与第十五章第 15.18 段至第 15.32 段所述的理由类似。根据 Feenstra (1995年) 的论述，由此求出的 Fisher 指数类似于等式 (21.26) 和 (21.27) 中 Laspeyres 指数和 Paasche 指数的几何平均值。⁴⁰第 21.40 段至第 21.42 段中时间虚拟变量方法的一个特点就是系数限定为同一值，这隐含着取系数的对称平均值。但如果只有基期特征回归系数（很可能发生这种情况），那么会怎样呢？由于特征指数最好以系数对称平均值为基础，所以在根据当期特征集合或参考期特征集合进行估算的情况下，如果两者估算的结果存在着差异，那么说明可能存在着偏差，在这种情况下，可以采取追溯性方法来对这种差值进行估算。如果差值太大，那么在估算时，应该慎用单一时期（比如当期）的特征集合。更频繁地对特征回归结果进行更新可能会缩小差值，因为比较期会更接近，比较期内的项目特征也会更相似。

加权

12. 尽管某些项目销量非常大，而其他项目销量非常小，但普通最小二乘估算式隐含着平等对待每个项目。显然，对于一个每个月销量超过 5 000 的项目来说，其在回归估算式中的影响力不应与销量很小的项目相同。销量非常小的项目可能处于其生命周期的末端或者属于客户定制的项目。无论哪种情况，其（经过质量调整后的）价格和价格变化可能是异常的。⁴¹不应让带有异常价格的观察值对指数造成不当的影响。⁴²

³⁹ 当然，也可以建议使用其他平均数；例如，如果需要确定一个能够代表“典型”企业的指数，那么最好采用截尾平均数或中位数。

⁴⁰ Diewert (2002年 e) 还建议在可能的情况下对项目进行匹配，并采用特征回归来虚拟缺失的新旧项目价格。可以将不同形式的加权体系，包括最优加权体系，用于每个期间的这种价格数据集（包括可比的和不可比的数据）。

⁴¹ 这些观察值的误差项将具有更高的方差，从而会导致参数估计值不准确。这说明应该采用加权最小二乘估计式，并用销售数量作为权重。这是处理残差异方差的常规方法；见 Berndt (1991年)。

⁴² Silver 和 Heravi (2002年) 表明，旧项目具有高于平均水平的杠杆作用和低于平均水平的残差。它们不仅存在着差异，而且还会因其规模（观察值数目）产生不适当的影响。关于例子，见 Berndt、Ling 和 Kyle (2003年)；Cockburn 和 Anis (1998年) 以及 Silver 和 Heravi (2002年)。

³⁸ 在调整与当期价格相对的基期时，对数据有不同的要求，见第七章第 7.49 段。

13. 最好通过加权最小二乘 (WLS) 估算式对特征回归等式进行估算。这一估算式最大限度地缩小了实际价格与通过回归等式求出的预计价格之间加权平方离差的——这与普通最小二乘法 (OLS) 不同, 普通最小二乘法对每个观测对象采用同样的权数。在这方面, 存在的一个问题是: 应该采用数量 (物量) 权数还是支出权数。可以首先对数量所对应的“价格”性质进行分析, 然后决定是否采用数量权数。这种价格为众多交易的平均 (通常是相同的) 价格。基本取样单位为个别交易, 因此, 采用普通最小二乘估算式, 似乎可以复制数据, 比如, 使其包括 12 个观察值——这与使用加权最小二乘估算式时, 权数为 12 的单一观察值不同。两种方法将产生同样的结果。Diewert (2002 年 e) 以代表性为理由, 坚持认为销售值是适当的权数。在根据数量加权时, 对于价格高的型号来说, 其权重太小, 而对于有用特征相对少的便宜型号来说, 其权重又太大。有必要将相对支出或销售价值作为权数, 这主要是基于对指数的考虑: 它们将价值变化分解为价格和数量。Silver (2002 年) 通过证明显示, 对于一个使用价值权数的加权最小二乘估算式来说, 其为每个观察值所赋予的权数并不一定等于该观察值的相对价值。对于那些具有高杠杆作用和残差的观察值来说, 该估算式将会赋予其更大的权数。有些观察值, 如非常旧或非常新的型号, 其特征价值与其平均值之间的离差很大, 这类观察值将具有相对高的杠杆作用。对新型号和旧型号所确定的价格很可能与从特征回归中预测的价格不同, 即使在考虑了其不同的特征后也是如此。例如, 这种价格可能与某种定价策略有关, 该策略旨在对那些愿意为某种新型号支付额外价格的细分市场采取撇脂定价法; 这种价格也可能与另一种定价策略有关, 该策略旨在抛售旧型号以便为新型号让路, 因此对旧型号制定相对低的价格。在这些情况下, 这些型号对系数估算的影响力将超过对其价值权数的影响。Silver (2002 年) 建议为每个观察值计算杠杆作用, 应该剔除那些具有高杠杆作用和低权数的观察值, 并重新进行回归。这样, 一方面, 不管是数量权数还是价值权数, 都比没有权数强 (即普通最小二乘法); 另一方面, 价值权数比数量权数更合适。但即使如此, 仍应考虑到那些具有不适当影响的观察值。

14. 对于第 21.40 段至第 21.42 段中阐述的时间虚拟变量特征指数, Diewert (2002 年 e) 也对其加权问题进行分析。使用根据价值加权的加权最小二乘法包括对两个时期的观察值使用的权数。但是, 比如在高通货膨胀率的情况下, 当期某一型号的销售值通常会比基期对应型号的销售值大, 这样残差同方差的假设很可能不成立。Diewert (2002 年 e) 建议使用每个时期内的支出份额 (而不是价值) 作为加权最小二乘法时间虚拟特征指数的权数。

他还建议为可比型号使用对比期内支出份额的平均值。

15. 对权数来说, 并非总是有销售数据可用, 但通常可以确定主要的销售项目。在这种情况下, 对销量相对较小的项目来说, 限制观察值的数量这点很重要, 限制程度取决于观察值的数量和销量分布的偏度。在某些情况下, 销量非常少的项目能够为回归等式的有效估算提供必要的变异性。在其他情况下, 低销量可能是由于各种因素造成的, 这些因素可能使其不能代表其特征面, 而它们的残差通常很高。其中一个例子是低价抛售型号, 以便为新型号让路。这样, 未加权回归可能会遇到一个取样问题——即使根据质量对价格进行了很好的调整, 但指数仍然可能存在偏差, 因为已不能代表价格与特征关系的低价销售项目对其产生了不适影响。在没有权数的情况下, 回归诊断能够起到一定的作用, 它有助于确定某些观察值中的不当方差是否属于此类低价销售的异常项目。⁴³

多重共线性

16. 对某些产品来说, 有先验性理由认为一个质量特征价值的变差不独立于另一个质量特征或多个此类特征的线性组合之外。其结果是, 参数估算值将不存在偏差, 但也不精确。为说明这一点, 一个参数估算值相对于另一个共线估算值的置信区间图常常被描绘为椭圆形的, 因为它们取的组合值很容易“漂移”, 如从 β_1 的高价值和 β_2 的低价值转向 β_2 的高价值和 β_1 的低价值。由于估算值的样本规模大大减少, 所以增大和减小样本对参数估算值所产生的影响可能比预期的要大。这些是 Maddala (1988 年) 与 Kennedy (1998 年) 所分析的标准统计问题。在特征回归中, 可能会出现多重共线性, 因为出于技术方面的缘故, 某些特征可能与其他特征捆绑在一起。产品只包括一种特征的生产者可能需要将其他特征包括进来, 以使其产品取得成功, 而消费者, 如希望购买一个高档品牌的消费者, 可能希望在购买该项目的同时得到某些组合的特征。Triplett (2002 年) 极力主张研究人员要了解产品和消费市场的特征。存在着衡量多重共线性的标准指标 (如方差膨胀因子), 当然这不完全可靠, 但为了探讨多重共线性的性质, 应该了解市场, 同时还应了解纳入和剔除个别变量对符号、系数以及其他诊

⁴³ 另一种较不正式的方法是采用回归中的标准残差, 然后根据那些可能代表低销量的模型特征来绘制残差图, 比如, 这些特征可以是项目的品牌 (牌子) 或役龄 (如果没有直接纳入), 或是某些技术特征, 这些技术特征使项目不太可能被大量购买。较高的方差可以很容易地从散点图上看出来。如果预计某些特征的平均销量较低, 但似乎具有较高的方差、杠杆作用和残差 (见 Silver 和 Heravi, 2002 年), 那么至少存在着低估其影响力的问题。Bode 与 van Dalén (2001 年) 根据正规的统计标准来对不同的加权体系进行分析, 并对普通最小二乘法和加权最小二乘法的结果进行了比较, 结果发现不同的加权体系会产生不同的结果, 这与 Ioannidis 和 Silver (1999 年) 的发现相同。

断性检验统计数据的影响，见 Maddala (1988 年)。⁴⁴

17. 可采用从特征回归中求出的估算系数子集来对不可比替代价格进行质量调整，如果该子集中的变量与其他自变量之间存在多重共线性，那么用于调整的系数估算值可能不精确。多重共线性实际上缩小了样本规模，子集中变量的某些影响可能会被错误地归于其他自变量。这种错误的程度取决于所有这种“自”变量之间多重相关系数的强度（多重共线性）、标准误差或回归的拟合程度、相关自变量的离差以及样本规模。所有这些都会影响估算的精确度，因为它们是 t -统计量中标准误差的组成部分。即使预计多重共线性的程度可能非常高，但较大的样本规模和非常合适的型号可能会将 t -统计量中的标准误差降低到可接受的水平。如果预计多重共线性的程度会很严重，那么可能需要通过整个回归来计算某一项目价格的预计值，并采用该预计值进行调整，第十七章第 17.103 段至第 17.109 段对此进行了阐述。从某种意义上来说，如果使用了基于 β_1 和 β_2 的预计价格，那么无论应归于 β_1 的变量被错误地归到了 β_2 ，或应归于 β_2 的变量被错误地归到了 β_1 ，可能都没有关系。

缺漏变量偏差

18. 前面已经讨论过将品味、技术及群体特征排除在外的情况。这里所关心的是产品特征。考虑再次使用从特征回归中求出的估算系数子集，来对不可比替代

价格进行质量调整。缺漏变量与被纳入变量之间的多重共线性会使被纳入变量的系数估算值出现偏差，这已是公认的事实。如果缺漏变量不依赖被纳入的变量，那么被纳入变量的系数估算值将不存在偏差。在本例中，这是可以接受的，唯一需要注意的是对替代项目进行质量调整时，可能也需要对这些缺漏变量进行调整，正如 Triplett (2002 年) 所指出的，这必须采用单独的方法和数据进行。但如果缺漏变量与被纳入变量的子集具有多重共线性，而这种子集将被用于对不可比项目进行质量调整，那么又会如何呢？在这种情况下，被纳入变量子集的系数可能会错误地捡起缺漏变量的某些影响。对于那些只是在该子集方面存在差异的项目，将采用该子集对价格进行质量调整。如果被纳入变量和缺漏变量的特征具有不同的价格变化，那么价格比较将存在偏差。对于使用虚拟时间趋势的特征指数来说，如果缺漏变量与时间变化具有多重共线性，而这种缺漏变量又被排除在回归之外，那么质量调整后的价格变化估算值将存在类似的偏差。一个时期内被捡起的经过质量调整后的价格变化可能部分归因于这些被排除变量的价格变化。当缺漏特征的价格具有不同的趋势时，这种情况可能会发生。当项目质量如耐用消费品的可靠性和安全性逐步提高时⁴⁵（这些是难以衡量的，至少对于实时项目样本而言），最有可能产生这种影响。因此，质量调整后的价格变化会夸大此类情况下发生的价格变化。

⁴⁴ Triplett (2002 年) 强调仅 R_2^2 不足以实现这一目的。

⁴⁵ 当然，有人认为某些商品（如航班舒适度）质量的总体格局呈下降趋势。

第二十二章 季节性产品的处理

导言

22.1 季节性商品的存在给价格统计人员带来了一些显著的挑战。季节性商品是这样一些商品，它们或者：

(a) 在一年的特定季节市场上没有，或者 (b) 全年都有，但其价格或数量会随一年的季节或时间出现有规律的波动。¹符合 (a) 的商品被称为季节性强的商品，而符合 (b) 的商品被称为季节性不强的商品。在计算月度或季度消费者价格指数时，给价格统计人员带来最大问题的是季节性强的商品，因为如果在相比较的两个月(或季)中，某一商品的价格只在一个月(或季)中存在，那么，显然，就无法计算该商品的相对价格，而传统的双边指数理论就无法适用了。换句话说，如果一件商品只在一个月有，而下一个个月却没有，那么，如何计算该商品的月环比价格变动量？²本章提出了一个解决这一问题的办法，即使被消费的商品在一年中的每一个月都完全不同，该解决办法也都“适用”。³

22.2 价格和数量季节性波动有两个主要原因：(a) 气候，和 (b) 习俗。⁴在第一类中，温度、降雨量和日照时间的波动引起许多商品的需求或供应发生波动；例如，夏服与冬服、对光和热的需求、假日等等。对于习俗和传统作为季节性波动的原因，请看以下引文：

传统季节——古老的宗教教规，民俗，时尚，商业惯例，成文法……许多传统季节对经济行为有显著影响。我们会预想到圣诞节前零售购买力旺盛，感恩节对火鸡的需求，7月1日对烟花的需求，6月份的婚礼筹备，每个季度开始时的大额分红和利息支付，1月份破产的增加，等等 (Mitchell, 1927年, 第237页)。

22.3 重要的季节性商品实例有：许多食品；酒精饮料；许多服装和鞋类；水；取暖油；电；鲜花和园艺用品；

车辆购买；车辆运营；许多娱乐和健身支出；书籍；保险支出；婚礼支出；健身设备；玩具和游戏；软件；飞机旅行和旅游支出。对一个“典型”的国家来说，季节性支出经常占有所有消费支出的五分之一到三分之一。⁵

22.4 在编制月度或季度消费者价格指数时，必须认识到，没有一个完全令人满意的方法来处理季节性强的商品。如果一项商品在一个月份存在但下个月份从市场上消失了，那么，第十五章至二十章中考察的(价格)指数理论中没有一个能够适用，因为，所有这些理论都假定，两个被比较期间的商品空间维数是不变的。但是，如果季节性商品在每个季节市场上都存在，那么，从理论上说，传统的(价格)指数理论可以用来构建月环比或季环比价格指数。在第22.78至22.90段中，将会遵循这一“传统”方式来处理季节性商品。这一直观方式被推迟到本章结尾的原因有两个：

- 将指数限定在每一时期都存在的商品，其效果经常不好，因为会出现系统性偏差。
- 这一方式不具有充分代表性；即，它没有利用那些并非每月或每季都存在的商品信息。

22.5 在下一节，我们引入 Turvey (1979年) 虚拟数据集的修正版。这一数据集将用于从数字上评估本章提出的所有(价格)指数公式。从第22.63至22.77段可以看出，数量上非常巨大的季节波动，加上价格的系统性季节变动，会使得月环比或季环比价格指数的表现相当不好。

22.6 虽说现有(价格)指数理论在构建月环比消费者价格指数时还不能令人满意地处理季节性商品，但是，如果将重心从月环比消费者价格指数改变为将某一月的价格与上年度相同月份的价格相比较的消费者价格指数，那么可以很好地处理季节性商品。因此，在第22.16至22.34段，研究了同比月度的消费者价格指数。Turvey的季节性数据集被用于评估这些指数的表现，结果发现，它们表现相当好。

22.7 在第22.35至22.44段，我们将第23.16至23.34段定义的同比月度指数被汇总成一个年度指数，这种年度指数将一给定历年度的所有月度价格与一基期年份的相应月度价格相比较。在第22.45至22.54段，将当前历年度的价格与一基期年份的相应价格相比

¹ 季节性商品的这一分类与 Balk 的狭义和广义季节性商品的分类是一致的；见 Balk (1980年a, 第7页；1980年b, 第110页；1980年c, 第68页)。Diewert (1998年b, 第457页) 使用的是1类和2类季节性。

² Victor Zarnowitz (1961年, 第238页) 也许是第一个注意到这一问题重要性的人：“但是，季节变动所带来的主要问题恰恰是，市场篮子在连续的月份(季度)中是不同的，不仅权重不同，商品的构成本身也常常可能不同。这是一个普遍和复杂的问题，需要在我们分析的后期单独予以处理。”

³ 但是，每年的每个单独月份，同样的商品必须重复出现。

⁴ 这一分类方法至少可追溯至 Wesley C. Mitchell (1927年, 第236页)：“有两种季节造成经济活动每年都出现不同-那些由于气候而出现的季节和那些由于传统而出现的季节”。

⁵ Alterman、Diewert 和 Feenstra (1999年, 第151页) 发现，在1993年9月到1996年12月的40个月的时间内，美国进口和出口数量中约有23%-40%出现了季节性差异，而美国出口和进口价格中只有约5%出现了季节性波动。

较的想法被扩展到将过去 12 个月的价格与一基期年份 12 个月的相应价格相比较的年度指数。得出的滚动年指数可以视为经过季节调整的价格指数。Turvey 修正数据集被用于检验这些同比指数，结果发现它们在这一数据集上效果很好。

22.8 滚动年指数能够从一个准确角度观察当前滚动年份与基期年份比较的价格变动情况。但是，这一价格通胀的值可以视作这样一个年份的通胀值：它以那个比当前滚动年份最后一个月早六个月的月份为中心。因此，就某些政策目的来说，这一类指数的用处不如这样一种指数：它将当前月份与上一月份的价格相比较，以更及时地获得价格变动信息。在第 22.55 至 22.62 段，我们仍然看到，在特定条件下，当前月份的同比月度指数，与上个月的同比月度指数一起，能够成功地预测或预报以当前月份为中心的滚动年指数。

22.9 第 22.16 至 22.34 段定义的同比指数，以及第 22.35 至 22.54 段有关这些指数的年度平均数，提供了一个理论上令人满意的方法来处理季节性强的商品；即，只在一年中的特定季度存在的商品。这些方法依靠的是价格同比，因此不能用于月环比或季环比类型的指数，但这种指数通常却是消费者价格规划的主要重点。因此，需要另一类型的指数，这种指数虽然可能没有很强的理论基础，但是，在构建月环比指数时却能够处理季节性商品。在第 22.63 至 22.77 段引入了这样一种指数，在应用这种指数时使用了一个针对一年中每个月都存在的商品的虚拟数据集。不幸的是，由于永远都存在的商品在价格和数量上均存在季节性，这一类型的指数会有系统性偏差。这种偏差在 Turvey 修正数据集中发生了。

22.10 许多消费者价格指数是使用年度篮子数量权数的月环比指数，第 22.78 至 22.84 段便着重研究了这类指数。对于该商品在市场上不存在的月份，在计算指数时，结转使用最后一次存在的价格，并用于计算指数。在第 22.85 和 22.86 段，再次使用了一个年度数量篮子，但对于季节性不可得的商品，没有使用结转价格，而是使用了一种虚拟方法来填补缺失的价格。第 22.78 至 22.84 段中定义的年度篮子型指数是使用虚拟数据集实施的。不幸的是，实证结果并不令人满意，因为指数显示出价格存在着巨大的季节性波动，所以不适合于那些要求得到最新广义通胀趋势信息的用户。

22.11 在第 22.87 至 22.90 段，使用了虚拟数据集以评估另一种类型的月环比指数，在如何处理季节性商品的文献中经常建议使用这种指数；这就是 *Bean 和 Stine C* 型（1924 年）或 *Rothwell*（1958 年）指数。这一指数也没能消除 Turvey 修正数据集中存在的巨大季节性波动。

22.12 第 22.78 至 22.84 段表明，用结转价格来填补缺失价格或对缺失价格进行虚拟的年度篮子型指数并

不能去掉价格的季节性波动。但是，第 22.91 至 22.96 段告诉我们，这些年度篮子指数的季节调整版本如何可以成功地用来预测以当前月份为中心的滚动年指数的。此外，这些结果还告诉我们，这些年度篮子型指数如何能够进行季节调整的（使用从以前时期的滚动年指数中获得的信息或通过应用传统的季节调整程序），因此，这些季节调整的年度篮子指数可以及时地用作广义通胀的有效指标。

22.13 第 23.97 段概述了一些结论。

季节性商品数据集

22.14 为了对后面各节中定义的指数公式进行说明，通过一个实际数据集对它们进行计算是有帮助的。Turvey（1979 年）构建了由五个季节性商品（苹果、桃、葡萄、草莓和橙子）组成的 4 年按月虚拟数据集，因此总共有 $5 \times 4 \times 12 = 240$ 个观测值。在一年的特定时候，桃子和草莓（商品 2 和 4）是没有的，所以，在表 22.1 和 22.2 中，这两种商品的价格和数量表值为零。⁶ 表 22.1 和 22.2 中的数据实质上与 Turvey 构建的数据集是一样的，但对其进行了一些调整，以便说明各种不同的观点。最重要的两项调整是：

- 对商品 3（葡萄）的数据进行了调整，因此，年度 Laspeyres 和 Paasche 指数（22.35 至 22.44 段定义的）的差异将比原数据集中指数的差异大。⁷
- 在做出以上调整后，数据最后一年的每一价格被乘以月度通胀因子 1.008，因此数据最后一年的月环比通胀将是大约每月 1.6% 的月通胀率，而数据最初三年的每月通胀率大约为 0.8%。⁸

22.15 Ralph Turvey 将其虚拟数据集发往世界各国的统计局，要求它们使用其正常技术来构建月度和年度平均价格指数。大约 20 个国家作了答复，Turvey（1979 年，第 13 页）将答复总结如下：“可以看出，月度价格指数表现出非常大的差异，如 6 月份的指数在 129.12-169.50 的范围之间，而简单年度平均数的范围要小得多。同时还可以看出，指数的高峰月份或高峰年份也不同”。

⁶ 对应价格不是零，但在运算各种指数时，为方便起见将其表值定为零。

⁷ 第一年之后的各年，葡萄的价格数据都下调了 30%，而相应的数量都上调了 40%。此外，1971 年 11 月的橙子数量（商品 5）从 3 548 变为 8 548，以便使这一商品的季节变动格局与其他年份的变动格局相似。出于同样原因，1970 年 12 月的橙子价格从 1.31 变为 1.41，1971 年 1 月从 1.35 变为 1.45。

⁸ 加拿大银行的 Pierre Duguay 在评论该章的初稿时曾说道，滚动年指数是不能够测到月环比通胀率的系统变动大小的。原来的 Turvey 数据集与每月 0.8% 的月环比通胀率大体一致；即，在该数据涵盖的四年中，价格的增长率每月约为 1.008%。我们引入对 Turvey 数据的第二个重大调整以说明 Duguay 这一相当正确的观察结论：其中的滚动年指数只是在经历半年左右的时滞后才获得新通胀率的正确量值。但是，它们的确很快就跟上了通胀率的变动方向。

表 22.1 虚拟季节性数据集: 价格

t 年	m 月	$p_1^{t,m}$	$p_2^{t,m}$	$p_3^{t,m}$	$p_4^{t,m}$	$p_5^{t,m}$
1970	1	1.14	0	2.48	0	1.30
	2	1.17	0	2.75	0	1.25
	3	1.17	0	5.07	0	1.21
	4	1.40	0	5.00	0	1.22
	5	1.64	0	4.98	5.13	1.28
	6	1.75	3.15	4.78	3.48	1.33
	7	1.83	2.53	3.48	3.27	1.45
	8	1.92	1.76	2.01	0	1.54
	9	1.38	1.73	1.42	0	1.57
	10	1.10	1.94	1.39	0	1.61
	11	1.09	0	1.75	0	1.59
	12	1.10	0	2.02	0	1.41
1971	1	1.25	0	2.15	0	1.45
	2	1.36	0	2.55	0	1.36
	3	1.38	0	4.22	0	1.37
	4	1.57	0	4.36	0	1.44
	5	1.77	0	4.18	5.68	1.51
	6	1.86	3.77	4.08	3.72	1.56
	7	1.94	2.85	2.61	3.78	1.66
	8	2.02	1.98	1.79	0	1.74
	9	1.55	1.80	1.28	0	1.76
	10	1.34	1.95	1.26	0	1.77
	11	1.33	0	1.62	0	1.76
	12	1.30	0	1.81	0	1.50
1972	1	1.43	0	1.89	0	1.56
	2	1.53	0	2.38	0	1.53
	3	1.59	0	3.59	0	1.55
	4	1.73	0	3.90	0	1.62
	5	1.89	0	3.56	6.21	1.70
	6	1.98	4.69	3.51	3.98	1.78
	7	2.07	3.32	2.73	4.30	1.89
	8	2.12	2.29	1.65	0	1.91
	9	1.73	1.90	1.15	0	1.92
	10	1.56	1.97	1.15	0	1.95
	11	1.56	0	1.46	0	1.94
	12	1.49	0	1.73	0	1.64
1973	1	1.68	0	1.62	0	1.69
	2	1.82	0	2.16	0	1.69
	3	1.89	0	3.02	0	1.74
	4	2.00	0	3.45	0	1.91
	5	2.14	0	3.08	7.17	2.03
	6	2.23	6.40	3.07	4.53	2.13
	7	2.35	4.31	2.41	5.19	2.22
	8	2.40	2.98	1.49	0	2.26
	9	2.09	2.21	1.08	0	2.22
	10	2.03	2.18	1.08	0	2.31
	11	2.05	0	1.36	0	2.34
	12	1.90	0	1.57	0	1.97

表 22.2 虚拟季节性数据集: 数量

t 年	m 月	$q_1^{t,m}$	$q_2^{t,m}$	$q_3^{t,m}$	$q_4^{t,m}$	$q_5^{t,m}$
1970	1	3 086	0	82	0	10 266
	2	3 765	0	35	0	9 656
	3	4 363	0	98	0	7 940
	4	4 842	0	26	0	5 110
	5	4 439	0	75	700	4 089
	6	5 323	91	82	2 709	3 362
	7	4 165	498	96	1 970	3 396
	8	3 224	6 504	1 490	0	2 406
	9	4 025	4 923	2 937	0	2 486
	10	5 784	865	2 826	0	3 222
	11	6 949	0	1 290	0	6 958
	12	3 924	0	338	0	9 762
1971	1	3 415	0	119	0	10 888
	2	4 127	0	45	0	10 314
	3	4 771	0	14	0	8 797
	4	5 290	0	11	0	5 590
	5	4 986	0	74	806	4 377
	6	5 869	98	112	3 166	3 681
	7	4 671	548	132	2 153	3 748
	8	3 534	6 964	2 216	0	2 649
	9	4 509	5 370	4 229	0	2 726
	10	6 299	932	4 178	0	3 477
	11	7 753	0	1 831	0	8 548
	12	4 285	0	496	0	10 727
1972	1	3 742	0	172	0	11 569
	2	4 518	0	67	0	10 993
	3	5 134	0	22	0	9 621
	4	5 738	0	16	0	6 063
	5	5 498	0	137	931	4 625
	6	6 420	104	171	3 642	3 970
	7	5 157	604	202	2 533	4 078
	8	3 881	7 378	3 269	0	2 883
	9	4 917	5 839	6 111	0	2 957
	10	6 872	1 006	5 964	0	3 759
	11	8 490	0	2 824	0	8 238
	12	5 211	0	731	0	11 827
1973	1	4 051	0	250	0	12 206
	2	4 909	0	102	0	11 698
	3	5 567	0	30	0	10 438
	4	6 253	0	25	0	6 593
	5	6 101	0	220	1 033	4 926
	6	7 023	111	252	4 085	4 307
	7	5 671	653	266	2 877	4 418
	8	4 187	7 856	4 813	0	3 165
	9	5 446	6 291	8 803	0	3 211
	10	7 377	1 073	8 778	0	4 007
	11	9 283	0	4 517	0	8 833
	12	4 955	0	1 073	0	12 558

以上（经修改的）数据被用来在后面各节检验各种指数公式。

同比月度指数

22.16 可以看出，季节性商品（某个月市场上有而下一个个月市场上没有）的存在导致月环比指数的准确度降低。⁹处理这些季节性强的商品的一个方式是，改变将侧重点放在短期月环比价格指数方面的情况，而将重心放在对一年的每个月进行同比价格比较上。在后一种类型的比较中，很有可能，在某月（如，2月份）出现的季节性商品在之后的该月份（2月份）中也会出现，因此，在这些同比月度指数中，商品的重叠会最大化。

22.17 在一个多世纪的时间里，人们都承认，进行同比，¹⁰是一种最简便的可以不受季节性波动效应影响的比较方式。根据 W. Stanley Jevons（1884年，第3页）的说法：

在每日市场报告和其他统计出版物中，我们不断看到周、月或一年中其他组成部分的数字与上一年相应组成部分之间的比较。之所以进行这种比较是为了避免因位于一年中的时间不同而造成的差异。显然，对每个人来说，这种谨慎是有必要的。每一个工商部门都或多或少地受季节演变的影响，我们必须考虑到这一原因所占部分之大小，然后才能知道其他原因所占部分之大小。

22.18 经济学家 A. W. Flux 和统计学家 G. Udny Yule 也赞同使用同比来使季节性波动的影响最小化：

每个月，都要计算与前一年相应月份相比的平均价格变动情况。……我认为，为权重确定适当的季节性差异（尤其是在考虑到季节往往每年都有不同这一点的情况下），是一项令我们大部分人都畏缩的任务（Flux，1921年，第184-185页）。

我自己倾向于通过取这一月份与参考年份相应月份之间的比率或与前一年相应月份之间比率来计算出任一月份的指数，因为，这将会避开与季节性商品相关的任何困难。然后，我应该通过月度数字的几何平均数来形成年度平均指数（Yule，1921年，第199页）。在更近些时候，Victor Zarnowitz（1961年，第266页）也赞同使用同比月度指数：

如果一个月是我们的单位“季节”，而且，如果可以使用一个不变季节市场篮子，那么，当然没有困难衡量连续年度相同月份之间的平均价格，因为传统的价格指数构建方法可以应用于这种比较中。

22.19 在本节其余部分，我们可以看到 Fisher 同比指数及其近似指数是如何构建的。¹¹对每个月 $m =$

1, 2, ..., 12, 假设 $S(m)$ 表示每年 $t = 0, 1, \dots, T$ 市场上都存在的商品集合。对 $t = 0, 1, \dots, T$ 和 $m = 1, 2, \dots, 12$, 假定 $p_n^{t,m}$ 和 $q_n^{t,m}$ 表示 t 年 m 月在市场上存在的商品 n 的价格和数量，其中 n 属于 $S(m)$ 。假定 $p^{t,m}$ 和 $q^{t,m}$ 分别表示 m 月和 t 年价格和数量的矢量。那么，从 t 年 m 月到 $t+1$ 年 m 月的 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 同比月度指数可以定义如下：

$$P_L(p^{t,m}, p^{t+1,m}, q^{t,m}) = \frac{\sum_{n \in S(m)} p_n^{t+1,m} q_n^{t,m}}{\sum_{n \in S(m)} p_n^{t,m} q_n^{t,m}} \quad m = 1, 2, \dots, 12 \quad (22.1)$$

$$P_P(p^{t,m}, p^{t+1,m}, q^{t,m}) = \frac{\sum_{n \in S(m)} p_n^{t,m} q_n^{t+1,m}}{\sum_{n \in S(m)} p_n^{t,m} q_n^{t+1,m}} \quad m = 1, 2, \dots, 12 \quad (22.2)$$

$$P_F(p^{t,m}, p^{t+1,m}, q^{t,m}, q^{t+1,m}) = \sqrt{P_L(p^{t,m}, p^{t+1,m}, q^{t,m}) P_P(p^{t,m}, p^{t+1,m}, q^{t+1,m})} \quad m = 1, 2, \dots, 12 \quad (22.3)$$

22.20 上述公式可以重写成价比和月支出份额的形式：

$$P_L(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{t,m}) = \sum_{n \in S(m)} s_n^{t,m} (p_n^{t+1,m} / p_n^{t,m}) \quad m = 1, 2, \dots, 12 \quad (22.4)$$

$$P_P(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{t+1,m}) = \left[\sum_{n \in S(m)} s_n^{t+1,m} (p_n^{t+1,m} / p_n^{t,m})^{-1} \right]^{-1} \quad m = 1, 2, \dots, 12 \quad (22.5)$$

$$P_F(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{t,m}, s^{t+1,m}) \equiv \sqrt{P_L(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{t,m}) P_P(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{t+1,m})} = \sqrt{\sum_{n \in S(m)} s_n^{t,m} (p_n^{t+1,m} / p_n^{t,m})} \times \sqrt{\left[\sum_{n \in S(m)} s_n^{t+1,m} (p_n^{t+1,m} / p_n^{t,m})^{-1} \right]^{-1}} \quad m = 1, 2, \dots, 12 \quad (22.6)$$

其中， t 年 m 月商品 $n \in S(m)$ 的月度支出比例定义

⁹ 极端地说，如果每个商品只在一年中的一个个月出现，那么，月环比指数就完全断裂了。

¹⁰ 在季节性价格指数的情况下，这一类型的指数与 Bean 和 Stine（1924年，第31页）D型指数相对应。

¹¹ Diewert（1996年b，第17-19页；1999年a，第50页）指出了消费者偏好的各种可分性限制，这些限制将从（价格）指数理论的经济角度为这些同比月度指数找到依据。

如下:

$$s_n^{t,m} = \frac{p_n^{t,m} q_n^{t,m}}{\sum_{i \in S(m)} p_i^{t,m} q_i^{t,m}}; \quad m = 1, 2, \dots, 12$$

$$n \in S(m) \quad t = 0, 1, \dots, T \quad (22.7)$$

而 s^t 表示 t 年 m 月支出份额的矢量, $[s_n^{t,m}]$ 表示 $n \in S(m)$ 。

22.21 当前时期支出份额 $s_n^{t,m}$ 不大可能得到。因此, 有必要使用基期年份 0 的相应支出份额作为这些份额的近似值。

22.22 使用基期月度支出份额矢量 $s^{0,m}$ 来代替等式 (22.4) 中 t 年 m 月的支出份额 s^t , 使用基期月度支出份额矢量 $s^{0,m}$ 来代替等式 (22.5) 中 $t+1$ 年 m 月的支出份额 $s^{t+1,m}$ 。同样, 以 m 月的基期支出份额矢量 $s^{0,m}$ 来代替方程 (22.6) 中的份额矢量 s^t 和 $s^{t+1,m}$ 。由此得到的 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 同比月度近似指数以等式 (22.8) 至 (22.10) 来表示:¹²

$$P_{AL}(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{0,m}) = \sum_{n \in S(m)} s_n^{0,m} (p_n^{t+1,m} / p_n^{t,m})$$

$$m = 1, 2, \dots, 12 \quad (22.8)$$

$$P_{AP}(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{0,m}) = \left[\sum_{n \in S(m)} s_n^{0,m} (p_n^{t+1,m} / p_n^{t,m})^{-1} \right]^{-1}$$

$$m = 1, 2, \dots, 12 \quad (22.9)$$

$$P_{AF}(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{0,m}, s^{0,m})$$

$$\equiv \sqrt{P_{AL}(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{0,m}) P_{AP}(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{0,m})}$$

$$= \sqrt{\sum_{n \in S(m)} s_n^{t,m} (p_n^{t+1,m} / p_n^{t,m}) \times \left[\sum_{n \in S(m)} s_n^{t,m} (p_n^{t+1,m} / p_n^{t,m})^{-1} \right]^{-1}}$$

$$m = 1, 2, \dots, 12 \quad (22.10)$$

22.23 只有当基期年份 0 的月度支出份额与当前年份 t 和 $t+1$ 的相应月度支出份额差异不太大时, 以等式 (22.10) 表示的 Fisher 同比月度近似指数才能提供等式 (22.6) 定义的 Fisher 真实指数的充分近似值。因此, 为了审核等式 (22.10) 定义的 Fisher 近似指数是否充分, 在延迟基础上构建 Fisher 真实指数是有用的。

22.24 等式 (22.10) 定义的 Fisher 同比月度近似指

¹² 如果基期年份 $s_n^{0,m}$ 的月度支出份额都是相等的, 那么, 方程 (22.10) 定义的 Fisher 近似指数简化为 Fisher (1922 年, 第 472 页) 公式 101。Fisher (1922 年, 第 211 页) 指出, 这一指数从经验上讲非常接近于价比的未加权几何平均数, 而 Dalén (1992 年, 第 143 页) 和 Diewert (1995 年 a, 第 29 页) 从分析上表明, 这两种指数相互二阶近似。方程 (22.10) 的等权数版本被 Carruthers、Sellwood 和 Ward (1980 年, 第 25 页) 和 Dalén (1992 年, 第 140 页) 推荐为基本指数。

数通常情况下存在一定程度的上偏, 因为当消费者转向那些相对越来越便宜的商品时, 这些指数不能反应其长期替代趋势。这更说明有必要在延迟基础上计算等式 (22.6) 所定义的真实 Fisher 同比月度指数, 以便能够估算这种替代偏差。

22.25 请注意, 上述等式 (22.8) 和 (22.9) 定义的 Laspeyres 和 Paasche 同比月度近似指数, P_{AL} 和 P_{AP} , 满足以下不等式:

$$P_{AL}(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{0,m}) P_{AL}(p^{t+1,m}, p^{t,m}, s^{0,m}) \geq 1$$

$$m = 1, 2, \dots, 12 \quad (22.11)$$

$$P_{AP}(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{0,m}) P_{AP}(p^{t+1,m}, p^{t,m}, s^{0,m}) \leq 1$$

$$m = 1, 2, \dots, 12 \quad (22.12)$$

如果月度价格矢量 $p^{t,m}$ 和 $p^{t+1,m}$ 相互不成比例, 则是严格不等式。¹³ 不等式 (22.11) 告诉我们, Laspeyres 同比月度近似指数因为上偏而无法通过时间互换检验, 而不等式 (22.12) 告诉我们, Paasche 同比月度近似指数由于下偏而无法通过时间互换检验。因此, 固定权数的 Laspeyres 近似指数 P_{AL} 有一种内在的上偏, 而固定权数的 Paasche 近似指数 P_{AP} 有一种内在的下偏。统计机构应该避免使用这种公式。但是, 这些公式可以像在 Fisher 近似公式 (22.10) 中那样组合, 得到的指数应该没有任何系统性的公式偏差 (但仍然可能会有些替代偏差)。

22.26 本节定义的同比月度指数使用表 22.1 和 22.2 给出的虚拟数据集进行了说明。尽管定基指数未在本节中正式定义, 但除了可变基期年份 t 以定基年份 0 代替外, 这些指数与同比指数有相似的公式。表 22.3 至 22.5 列出了由此得出的 12 个 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 同比月度定基指数。

22.27 将表 22.3 和表 22.4 的值进行比较可以看出, 在一年的最初几个月, Laspeyres 和 Paasche 同比月度定基价格指数相互之间没有什么实质性不同, 但是, 到 1973 年时, 该年度最后五个月的指数之间出现了实质性差异。Laspeyres 和 Paasche 指数之间的最大差异是 1973 年第 10 个月时的 12.5% ($1.4060/1.2496 = 1.125$)。但是, 所有同比月度序列都表现出平滑的同比趋势。

22.28 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 定基同比近似指数可以通过用五种商品的相应基期年份月度支出份额来代替五种商品的当前月份支出份额来构建。由此得出的 Laspeyres 指数与原来的 Laspeyres 定基指数相等, 因此, 不需要在表中列出 Laspeyres 近似指数。但是, Paasche 和 Fisher 同比月度近似指数确实与表 22.4 和 22.5 中的 Paasche 和 Fisher 定基指数不同, 因此, 这些新的近似指数列在了表 22.6 和 22.7 中。

¹³ 见 Hardy、Littlewood 和 Pólya (1934 年, 第 26 页)。

表 22.3 Laspeyres 同比月度定基指数

年	月											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1970	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
1971	1.1085	1.1068	1.1476	1.1488	1.1159	1.0844	1.1103	1.0783	1.0492	1.0901	1.1284	1.0849
1972	1.2060	1.2442	1.3062	1.2783	1.2184	1.1734	1.2364	1.1827	1.1049	1.1809	1.2550	1.1960
1973	1.3281	1.4028	1.4968	1.4917	1.4105	1.3461	1.4559	1.4290	1.2636	1.4060	1.5449	1.4505

表 22.4 Paasche 同比月度定基指数

年	月											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1970	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
1971	1.1074	1.1070	1.1471	1.1486	1.1115	1.0827	1.1075	1.0699	1.0414	1.0762	1.1218	1.0824
1972	1.2023	1.2436	1.3038	1.2773	1.2024	1.1657	1.2307	1.1455	1.0695	1.1274	1.2218	1.1901
1973	1.3190	1.4009	1.4912	1.4882	1.3715	1.3266	1.4433	1.3122	1.1664	1.2496	1.4296	1.4152

表 22.5 Fisher 同比月度定基指数

年	月											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1970	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
1971	1.1080	1.1069	1.1474	1.1487	1.1137	1.0835	1.1089	1.0741	1.0453	1.0831	1.1251	1.0837
1972	1.2041	1.2439	1.3050	1.2778	1.2104	1.1695	1.2336	1.1640	1.0870	1.1538	1.2383	1.1930
1973	1.3235	1.4019	1.4940	1.4900	1.3909	1.3363	1.4496	1.3694	1.2140	1.3255	1.4861	1.4327

22.29 将表 22.4 与表 22.6 进行比较，可以看出，除了几个例外，表值对应得相当紧密。其中一个较大的差别是，1973 年第 9 个月的 Paasche 定基指数表值为 1.1664，而 Paasche 定基近似指数的相应表值是 1.1920，差异为 2.2% ($1.1920/1.1664 = 1.022$)。总体来说，Paasche 定基近似指数比 Paasche 定基真实指数要大些，这是意料之中的，原因是，近似指数由于其支出份额固定在 1970 年的水平而有一定的内在替代偏差。

22.30 现在再来看看使用虚拟数据集的同比月度链式指数，得出的 12 个 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 同比月度链式指数， P_L 、 P_P 和 P_F ，列在了表 22.8 至 22.10 中，其中月环比的环由等式 (22.4) 至 (22.6) 进行了定义。

22.31 将表 22.8 和表 22.9 的数字进行比较可以看出，Laspeyres 和 Paasche 同比月度链式价格指数的差异比表 22.3 和 22.4 中相应的 Laspeyres 和 Paasche 定基价格指数的差异要小些。正如第十九章可以看出的，这是一个典型的格局：与其定基指数相比，链式指数的使用

往往会降低 Paasche 和 Laspeyres 指数之间的差异。表 22.8 和 22.9 中 Laspeyres 和 Paasche 链式指数的相应表值之间最大百分比差异是 1973 年第 10 个月的 4.1% ($1.3593/1.3059 = 1.041$)。回想一下同一个月的 Laspeyres 和 Paasche 定基指数差异达到了 12.5%，因此，链比并不会降低这两种指数之间的差异——这两个指数都有一定的合理性。

22.32 表 22.10 中列出的 Fisher 同比链式指数使用了虚拟数据集，它被视为估算同比通胀的“最佳”指数。

22.33 表 22.8 至 22.10 中列出的 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 同比链式近似指数，可以通过用相应的基期年份月度商品支出份额代替当期各月的商品支出份额来进行估算。得出的 12 个 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 同比月度链式近似指数 P_{AL} 、 P_{AP} 和 P_{AF} (其中同比月度的环由方程 (22.8) 至 (22.10) 进行定义) 列在了表 22.11 至 22.13 中。

22.34 表 22.11 至 22.13 列出的同比链式指数非常

接近表 22.8 至 22.10 中列出的真实同比链式指数。对 1973 年来说,最大的差异是第 9 个月的 Paasche 和 Fisher 指数: Paasche 链式指数是 1.2018,而相应的 Paasche 链式近似指数是 1.2183,差异是 1.4%,Fisher 链式指数是 1.2181,相应的 Fisher 链式近似指数是 1.2305,差异为 1.0%。可以看出,对 Turvey 修正数据集合来说,表 22.13

中列出的 Fisher 同比月度近似指数与表 22.10 列出的 Fisher 链式指数的近似程度非常令人满意(后者具有理论优势,但实际上不可行)。由于 Fisher 近似指数与 Laspeyres 和 Paasche 近似指数一样容易计算,因此,也许有必要要求统计机构将这些 Fisher 近似指数与 Laspeyres 和 Paasche 近似指数一起向公众公布。

表 22.6 Paasche 同比月度定基近似指数

年	月											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1970	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
1971	1.1077	1.1057	1.1468	1.1478	1.1135	1.0818	1.1062	1.0721	1.0426	1.0760	1.1209	1.0813
1972	1.2025	1.2421	1.3036	1.2757	1.2110	1.1640	1.2267	1.1567	1.0788	1.1309	1.2244	1.1862
1973	1.3165	1.3947	1.4880	1.4858	1.3926	1.3223	1.4297	1.3315	1.1920	1.2604	1.4461	1.4184

表 22.7 Fisher 同比月度定基近似指数

年	月											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1970	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
1971	1.1081	1.1063	1.1472	1.1483	1.1147	1.0831	1.1082	1.0752	1.0459	1.0830	1.1247	1.0831
1972	1.2043	1.2432	1.3049	1.2770	1.2147	1.1687	1.2316	1.1696	1.0918	1.1557	1.2396	1.1911
1973	1.3223	1.3987	1.4924	1.4888	1.4015	1.3341	1.4428	1.3794	1.2273	1.3312	1.4947	1.4344

表 22.8 Laspeyres 同比月度链式指数

年	月											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1970	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
1971	1.1085	1.1068	1.1476	1.1488	1.1159	1.0844	1.1103	1.0783	1.0492	1.0901	1.1284	1.0849
1972	1.2058	1.2440	1.3058	1.2782	1.2154	1.1720	1.2357	1.1753	1.0975	1.1690	1.2491	1.1943
1973	1.3274	1.4030	1.4951	1.4911	1.4002	1.3410	1.4522	1.3927	1.2347	1.3593	1.5177	1.4432

表 22.9 Paasche 同比月度链式指数

年	月											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1970	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
1971	1.1074	1.1070	1.1471	1.1486	1.1115	1.0827	1.1075	1.0699	1.0414	1.0762	1.1218	1.0824
1972	1.2039	1.2437	1.3047	1.2777	1.2074	1.1682	1.2328	1.1569	1.0798	1.1421	1.2321	1.1908
1973	1.3243	1.4024	1.4934	1.4901	1.3872	1.3346	1.4478	1.3531	1.2018	1.3059	1.4781	1.4305

表 22.10 Fisher 同比月度链式指数

年	月											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1970	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
1971	1.1080	1.1069	1.1474	1.1487	1.1137	1.0835	1.1089	1.0741	1.0453	1.0831	1.1251	1.0837
1972	1.2048	1.2438	1.3052	1.2780	1.2114	1.1701	1.2343	1.1660	1.0886	1.1555	1.2405	1.1926
1973	1.3258	1.4027	1.4942	1.4906	1.3937	1.3378	1.4500	1.3728	1.2181	1.3323	1.4978	1.4368

表 22.11 Laspeyres 同比月度链式近似指数

年	月											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1970	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
1971	1.1085	1.1068	1.1476	1.1488	1.1159	1.0844	1.1103	1.0783	1.0492	1.0901	1.1284	1.0849
1972	1.2056	1.2440	1.3057	1.2778	1.2168	1.1712	1.2346	1.1770	1.0989	1.1692	1.2482	1.1939
1973	1.3255	1.4007	1.4945	1.4902	1.4054	1.3390	1.4491	1.4021	1.2429	1.3611	1.5173	1.4417

表 22.12 Paasche 同比月度链式近似指数

年	月											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1970	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
1971	1.1077	1.1057	1.1468	1.1478	1.1135	1.0818	1.1062	1.0721	1.0426	1.0760	1.1209	1.0813
1972	1.2033	1.2424	1.3043	1.2764	1.2130	1.1664	1.2287	1.1638	1.0858	1.1438	1.2328	1.1886
1973	1.3206	1.3971	1.4914	1.4880	1.3993	1.3309	1.4386	1.3674	1.2183	1.3111	1.4839	1.4300

表 22.13 Fisher 同比月度链式近似指数

年	月											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1970	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
1971	1.1081	1.1063	1.1472	1.1483	1.1147	1.0831	1.1082	1.0752	1.0459	1.0830	1.1247	1.0831
1972	1.2044	1.2432	1.3050	1.2771	1.2149	1.1688	1.2317	1.1704	1.0923	1.1565	1.2405	1.1912
1973	1.3231	1.3989	1.4929	1.4891	1.4024	1.3349	1.4438	1.3847	1.2305	1.3358	1.5005	1.4358

同比年度指数

22.35 如果目标是构建年度价格和数量指数的话，那么，将一年中每个季度中的每个商品设想为一个单独的“年度”商品，将是处理季节性商品的最简单和理论上最令人满意的方法。在消费者价格方面，这一思想可以追溯至 Bruce D. Mudgett，而在生产者价格方面，这一思想可以追溯至 Richard Stone：

基本指数是一种年度指数，并且作为一种价格或物量指数，与那些多年来书籍和小册子已经大量写到的指数属于同一种类型(Mudgett, 1955 年, 第 97 页)。

价格中存在着有规律的季节模式，年复一年，这

种模式或多或少地重复着自己，这一情况强烈地表明，不同季节存在的不同商品种类是不能没有成本地相互转换的，因此，在季节性价格差异显著的所有情况中，一年中不同时间存在的不同种类原则上应作为单独的商品予以对待 (Stone, 1956 年, 第 74-75 页)。

22.36 使用前一节介绍的符号，将 t 年价格与 t+1 年价格进行比较的 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 年度(链环)指数可以定义如下：

$$P_L(p^{t,1}, \dots, p^{t,12}; p^{t+1,1}, \dots, p^{t+1,12}; q^{t,1}, \dots, q^{t,12}) \\ \equiv \frac{\sum_{m=1}^{12} \sum_{n \in S(m)} p_n^{t+1,m} q_n^{t,m}}{\sum_{m=1}^{12} \sum_{n \in S(m)} p_n^{t,m} q_n^{t,m}} \quad (22.13)$$

$$P_p(p^{t,1}, \dots, p^{t,12}; p^{t+1,1}, \dots, p^{t+1,12}; q^{t+1,1}, \dots, q^{t+1,12})$$

$$\equiv \frac{\sum_{m=1}^{12} \sum_{n \in S(m)} p_n^{t+1,m} q_n^{t+1,m}}{\sum_{m=1}^{12} \sum_{n \in S(m)} p_n^{t,m} q_n^{t,m}} \quad (22.14)$$

$$P_L(p^{t,1}, \dots, p^{t,12}; p^{t+1,1}, \dots, p^{t+1,12}; q^{t,1}, \dots, q^{t,12}; q^{t+1,1}, \dots, q^{t+1,12})$$

$$\equiv \sqrt{P_L(p^{t,1}, \dots, p^{t,12}; p^{t+1,1}, \dots, p^{t+1,12}; q^{t,1}, \dots, q^{t,12})}$$

$$\times \sqrt{P_P(p^{t,1}, \dots, p^{t,12}; p^{t+1,1}, \dots, p^{t+1,12}; q^{t+1,1}, \dots, q^{t+1,12})} \quad (22.15)$$

22.37 上述公式可以重写为价比和月度支出份额形式:

$$P_L(p^{t,1}, \dots, p^{t,12}; p^{t+1,1}, \dots, p^{t+1,12}; \sigma_1^t s^{t,1}, \dots, \sigma_{12}^t s^{t,12})$$

$$\equiv \sum_{m=1}^{12} \sum_{n \in S(m)} \sigma_m^t s_n^{t,m} (p_n^{t+1,m} / p_n^{t,m})$$

$$= \sum_{m=1}^{12} \sigma_m^t P_L(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{t,m}) \quad (22.16)$$

$$P_P(p^{t,1}, \dots, p^{t,12}; p^{t+1,1}, \dots, p^{t+1,12}; \sigma_1^{t+1} s^{t+1,1}, \dots, \sigma_{12}^{t+1} s^{t+1,12})$$

$$\equiv \left[\sum_{m=1}^{12} \sum_{n \in S(m)} \sigma_m^{t+1} s_n^{t+1,m} (p_n^{t+1,m} / p_n^{t,m})^{-1} \right]^{-1}$$

$$= \left[\sum_{m=1}^{12} \sigma_m^{t+1} \sum_{n \in S(m)} s_n^{t+1,m} (p_n^{t+1,m} / p_n^{t,m})^{-1} \right]^{-1}$$

$$= \left[\sum_{m=1}^{12} \sigma_m^{t+1} [P_P(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{t+1,m})]^{-1} \right]^{-1} \quad (22.17)$$

其中, t 年 m 月的支出份额定义为:

$$P_F(p^{t,1}, \dots, p^{t,12}; p^{t+1,1}, \dots, p^{t+1,12}; \sigma_1^t s^{t,1}, \dots, \sigma_{12}^t s^{t,12}; \sigma_1^{t+1} s^{t+1,1}, \dots, \sigma_{12}^{t+1} s^{t+1,12})$$

$$\equiv \sqrt{\frac{\sum_{m=1n}^{12} \sum_{n \in S(m)} \sigma_m^t s_n^{t,m} (p_n^{t+1,m} / p_n^{t,m})}{\sum_{m=1n}^{12} \sum_{n \in S(m)} \sigma_m^{t+1} s_n^{t+1,m} (p_n^{t+1,m} / p_n^{t,m})^{-1}}}$$

$$= \sqrt{\frac{\sum_{m=1}^{12} \sigma_m^t [P_L(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{t,m})]}{\sum_{m=1}^{12} \sigma_m^{t+1} [P_P(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{t+1,m})]^{-1}}}$$

$$\sigma_n^t \equiv \frac{\sum_{n \in S(m)} p_n^{t,m} q_n^{t,m}}{\sum_{i=1}^{12} \sum_{j \in S(i)} p_j^{t,i} q_j^{t,i}} \quad m = 1, 2, \dots, 12; t = 0, 1, \dots, T \quad (22.19)$$

而 Laspeyres 和 Paasche 同比月度(链环)价格指数 $P_L(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{t,m})$ 和 $P_P(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{t+1,m})$ 分别由

等式(22.4)和(22.5)进行定义。跟通常一样,等式(22.18)定义的 Fisher 年度链环指数 P_F (用于比较 t 年每个月的价格与 $t+1$ 年的对应价格), 是等式(22.16)和(22.17)定义的 Laspeyres 和 Paasche 年度链环指数 P_L 和 P_P 的算术平均数。等式(22.16)、(22.17)和(22.18)中的最后几个方程表明, 这些年度指数可以定义为 Laspeyres 和 Paasche 同比月度链环指数 $P_L(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{t,m})$ 和 $P_P(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{t+1,m})$ 的(月度)份额加权平均数, 由等式(22.4)和(22.5)定义。因此, 一旦上述定义的同比月度指数得以计算出来, 则就容易计算相对应的年度指数了。

22.38 与等式(22.16)至(22.18)所定义公式相对应的定基公式可以很容易地进行定义: 简单地以基期零的相应数据来代替期间 t 的相关数据即可。

22.39 使用第 22.14 和 22.15 段表格中的虚拟数据集计算的 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 年度定基指数被列入了表 22.14, 该表告诉我们, 到 1973 年, Laspeyres 年度定基指数超过了 Paasche 指数 4.5%。注意, 每个序列都稳步上升。

表 22.14 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 年度定基价格指数

年	P_L	P_P	P_F
1970	1.0000	1.0000	1.0000
1971	1.1008	1.0961	1.0984
1972	1.2091	1.1884	1.1987
1973	1.4144	1.3536	1.3837

22.40 以相应的基期年份份额来代替所有当前年份份额, 即可得到 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 年度定基近似指数。得出的 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 年度定基近似指数列在表 22.15 中。表 22.15 的最后一栏还列出了 Laspeyres 年度定基几何指数 P_{GL} 。这是与 Laspeyres 定基指数对等的加权几何平均指数——Laspeyres 定基指数等于长期价比的基期加权算术平均数; 见第十九章。可以证明, P_{GL} 在所有长期价比都等于 1 的那一点上与 Fisher 定基近似指数 P_{AF} 是二阶近似。¹⁴可以看出, 在表 22.14 和 22.15 中, Laspeyres 价格指数的表值完全一样。这正是因为, Laspeyres 定基价格指数只使用了基期年份 1970 年的支出份额; 因此, Laspeyres 定基近似指数等于 Laspeyres 定基真实指数。将表 22.14 中的 P_P 和 P_F 栏和表 22.15 中的 P_{AP} 的 P_{AF} 栏进行比较, 可以看出, Paasche 和 Fisher 近似指数与相应的 Paasche 和 Fisher 年度指数相当接近。因此, 对虚拟数据集来说, 以相应的 Fisher

¹⁴ 见脚注 12。

近似指数 P_{AF} (或 Laspeyres 几何指数 P_{GL}) 可以非常接近地得出真实的 Fisher 年度定基近似指数, 而 P_{AF} 当然可以使用同样的信息集合计算出来——统计机构通常可以得到这种信息。

表 22.15 Laspeyres、Paasche、Fisher 和几何 Laspeyres 年度定基近似指数

年	P_{AL}	P_{AP}	P_{AF}	P_{GL}
1970	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
1971	1.1008	1.0956	1.0982	1.0983
1972	1.2091	1.1903	1.1996	1.2003
1973	1.4144	1.3596	1.3867	1.3898

22.41 使用表 22.1 和 22.2 的虚拟数据集, 可以计算出 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 年度链式指数, 链环比用 (22.16) 至 (22.18) 公式来计算。得出的指数列在了表 22.16 中, 该表显示, 链式指数的使用大大缩小了 Paasche 和 Laspeyres 指数之间的差距。1973 年, Laspeyres 和 Paasche 年度链式指数之间的差异只有 1.5% (1.3994 比 1.3791), 而从表 22.14 可以看出, 1973 年, Laspeyres 和 Paasche 年度定基指数之间的差异是 4.5% (1.4144 比 1.3536)。因此, 年度链式指数的使用已经大大降低了 Laspeyres 和 Paasche 指数的替代 (或代表性) 偏差。对比表 22.14 和 22.16 可以看出, 对这一具体的虚拟数据集来说, Fisher 年度定基指数非常接近于其 Fisher 年度链式指数。但是, 正常情况下, Fisher 年度链式指数应该被视为可对其近似值进行估算的更为理想的目标指数, 因为, 如果价格和支出份额随着时间的推移有很大变化时, 这一指数通常会给出更好的结果。¹⁵

表 22.16 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 年度链式价格指数

年	P_L	P_P	P_F
1970	1.0000	1.0000	1.0000
1971	1.1008	1.0961	1.0984
1972	1.2052	1.1949	1.2001
1973	1.3994	1.3791	1.3892

22.42 显然, 在链环比公式 (22.16) 至 (22.18) 中出现的当前年份权数 $s_n^{t,m}$ 和 σ_m^t 以及 $s_n^{t+1,m}$ 和 σ_m^{t+1} , 可以使用相应的基期年份权数 $s_n^{0,m}$ 和 σ_m^0 来取其近似值。这就产生了表 22.17 中列出的 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 年度链式近似指数。

¹⁵ 在这种情况下, 使用链式指数通常会降低 Laspeyres 和 Paasche 指数之间的差距。当然, 如果在价格方面没有实质性的趋势, 即价格只是随机变动, 那么, 一般来说, 使用 Fisher 定基指数更好。

表 22.17 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 年度链式近似价格指数

年	P_{AL}	P_{AP}	P_{AF}
1970	1.0000	1.0000	1.0000
1971	1.1008	1.0956	1.0982
1972	1.2051	1.1952	1.2002
1973	1.3995	1.3794	1.3894

22.43 将表 22.16 和 22.17 的值进行比较可以看出, Laspeyres、Paasche 和 Fisher 年度链式近似指数与相应的 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 年度真实链式指数极为接近。因此, 对虚拟数据集来说, 相应的 Fisher 近似指数, 可以非常近似 Fisher 年度真实链式指数, 而 Fisher 近似指数可以使用统计机构通常能够得到的同样信息计算出来。

22.44 本节概述的计算年度指数的方式, 基本上是取 12 个同比月度指数的月度支出份额的加权平均值, 这一方式应该与那种只是简单地取 12 个月度指数的算术平均值的方式有很大不同。后一种方式的问题是, 支出低于平均水平的月份 (如 2 月) 在未加权年度平均指数中被给予的权数, 与支出高于平均水平的月份 (如 12 月) 是一样的。

滚动年份年度指数

22.45 在前一节, 我们将一历年中 12 个月的价格和数量数据与基期日历年的 12 个月进行了比较。但是, 没有必要将注意力局限于日历年份比较上: 任何 12 个连续月份的价格和数量数据都可以与基期年份的价格和数量数据进行比较, 前提是非日历年份的 1 月份数据与基期年份的 1 月份数据进行比较, 非日历年份的 2 月份数据与基期年份的 2 月份数据进行比较, 以此类推, 直到将非日历年份的 12 月份数据与基期年份的 12 月份数据进行比较。¹⁶ Alterman、Diewert 和 Feenstra (1999 年, 第 70 页) 将得出的指数称为滚动年或移动年指数。¹⁷

22.46 为了从 (价格) 指数理论的经济观点上找出滚动年指数的理论依据, 需要对偏好进行一些限定。关于这些假设的细节可以见 Diewert (1996 年 b, 第 32-34 页; 1999 年 a, 第 56-61 页)。

22.47 现在来考察一下构建虚拟数据集的滚动年

¹⁶ Diewert (1983 年 c) 建议进行这种类型的比较, 并将得出的指数称为“分割年”比较。

¹⁷ Crump (1924 年, 第 185 页) 和 Mendershausen (1937 年, 第 245 页) 在不同的季节调整程序方面分别使用了这些术语。“滚动年”这一术语似乎在英国的商业文献中牢牢确立了其地位。

指数方面的问题。对定基和链式滚动年指数来说,前13个指数计算都是一样的。对数据截止于1970年12月的那一年份来说,这一指数对Laspeyres、Paasche和Fisher移动年指数都设定为1。基期年份数据是1970日历年的44个非零价格和数量观测值。当1971年1月的数据出来时,1970日历年1月的三个非零价格和数量表值被放弃了,由1971年1月的相应表值来代替。比较年剩余月份的数据仍然一样;即对比较年的2月份至12月来说,滚动年的数据设为等于1970年2月至12月的相应表值。这样,1971年1月的Laspeyres、Paasche或Fisher滚动年指数值是将1971年1月的价格和数量与1970年1月的相应价格和数量进行比较得出的。对于第一个移动年的剩余月份,只是简单地将1970年2月至12月的价格和数量与1970年2月至12月完全相同的价格和数量进行了比较。当1971年2月的数据出来时,最后一个滚动年2月份的三个非零价格和数量表值(它们等于1970年2月的三个非零价格和数量表值)被放弃,并用1971年2月的相应表值来代替。得出的数据成为第二个滚动年的价格和数量数据。1971年2月的Laspeyres、Paasche或Fisher滚动年指数值是将1971年1月和2月的价格和数量和1970年1月和2月的相应价格和数量进行比较得出的。对于第一个移动年的剩余年份,我们将1970年3月至12月的价格和数量与1970年3月至12月完全相同的价格和数量进行比较而得出其数字。这种做法旨在将1971年当前月份的价格和数量数据与1970年基期年份同一个月份的相应数据进行交换,以形成最近滚动年的价格和数量数据,这种过程一直持续至1971年12月,此时,当前滚动年变成了1971日历年。因此,1971年12月的Laspeyres、Paasche和Fisher滚动年指数等于表22.14或22.16中1971年相应的Laspeyres、Paasch和Fisher定基(或链式)年度指数。

22.48 一旦基期滚动年指数的前13个表值如上所述得以确定,则可以通过以下方式构建其余的Laspeyres、Paasche和Fisher定基滚动年指数:即取最后12个月的价格和数量数据,并将其重新安排,以便将滚动年份的1月份数据与基期年份的1月份数据进行比较,将滚动年份的2月份数据与基期年份的2月份数据进行比较,以此类推,直到滚动年份的12月份数据与基期年份的12月份数据进行比较。得出的虚拟数据集Laspeyres、Paasche和Fisher定基年份指数列入了表22.18。

22.49 一旦定基滚动年指数的前13个表值如上所述得以确定,则可以通过以下方式构建其余的Laspeyres、Paasche和Fisher链式滚动年指数:即取最后12个月的价格和数量数据,并将这些数据与当前滚动年之前12个月滚动年的相应数据进行比较。得出的虚拟数据集Laspeyres、Paasche和Fisher链式滚动年指

数列入了表22.18后三栏。注意,Laspeyres、Paasche和Fisher定基指数的前13个表值与Laspeyres、Paasche和Fisher链式指数的相应表值相等。同时还要注意,1970年、1971年、1972年和1973年12月(第12个月)的Laspeyres、Paasche和Fisher定基滚动年指数的表值与表22.14中列出的相应Laspeyres、Paasche和Fisher定基年度指数相等。同样,表22.18列出的1970年、1971年、1972年和1973年12月(第12个月)的Laspeyres、Paasche和Fisher链式滚动年指数的表值与表22.16中列出的相应Laspeyres、Paasche和Fisher链式年度指数相等。

22.50 表22.18告诉我们,滚动年指数非常平滑,不存在季节性波动。对于定基指数来说,每个表值可以看作是一个经过季节调整的年度消费者价格指数,它将截止于所示年和月、连续12个月份的数据与基期年份1970年12个月的相应价格和数量数据进行了比较。因此,滚动年指数为统计机构提供了一种可与现有时间序列季节调整方法相媲美的客观且可以重复使用的季节调整方法。¹⁸

22.51 表22.18告诉我们,链式指数的使用大大缩小了Paasche和Laspeyres定基移动年指数之间的差距。1973年12月Laspeyres和Paasche滚动链式指数之间的差异只有1.5%(1.3994比1.3791),而1973年12月Laspeyres和Paasche滚动年定基指数之间的差异是4.5%(1.4144比1.3536)。因此,链式指数的使用大大降低了Laspeyres和Paasche指数的替代(或代表性)偏差。与前一节一样,当季节性商品包括在消费者价格指数范围内时,Fisher链式滚动年指数被视为季节调整年度目标指数。这一类型的指数也适合于央行的通胀目标监测目的。¹⁹表22.18的6个序列标示于图22.1中。Laspeyres定基指数是最高者,接下来是Laspeyres链式指数,两个Fisher指数(实际上是不可区分的),以及Paasche链式指数。最后,Paasche定基指数是最低的指数。在最后8个月,可以清楚地看出每条曲线的斜度都上升,反映出纳入数据集最后12个月的月环比通胀率出现上升。²⁰

¹⁸ 关于经济计量或时间序列方法在季节调整方面与指数方法相比的优劣讨论,见Diewert(1999年a,第61-68页)和Alterman、Diewert和Feenstra(1999年,第78-110页)。季节调整的时间序列方法存在的基本问题是,季节调整的目标指数难以清晰地予以确定;即可能有无限个数目的目标指数。例如,根据一个变化着的季节因素,将无法发现一年内通胀的暂时性上升情况。因此,不同的经济计量学家往往会得出不同的季节调整序列,从而导致结果缺乏可重复性。

¹⁹ 见Diewert(2002年c)关于选择这样一个指数时对衡量问题的讨论。
²⁰ Fisher滚动年定基指数的36个同比月度通胀率的算术平均水平是1.0091;最初24个月的通胀率平均是1.0076,最后12个月是1.0120,最后两个月是1.0156。因此,直到12个月都过去了,过去一年月环比通胀率的上升才全面反映在滚动年指数中。但是,数据最后12个月的通胀与之前月份相比上升了,这一事实几乎立即得到了反映。

表 22.18 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 滚动年价格指数

年	月	P_L (固定)	P_P (固定)	P_F (固定)	P_L (链)	P_P (链)	P_F (链)
1970	12	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
1971	1	1.0082	1.0087	1.0085	1.0082	1.0087	1.0085
	2	1.0161	1.0170	1.0165	1.0161	1.0170	1.0165
	3	1.0257	1.0274	1.0265	1.0257	1.0274	1.0265
	4	1.0344	1.0364	1.0354	1.0344	1.0364	1.0354
	5	1.0427	1.0448	1.0438	1.0427	1.0448	1.0438
	6	1.0516	1.0537	1.0527	1.0516	1.0537	1.0527
	7	1.0617	1.0635	1.0626	1.0617	1.0635	1.0626
	8	1.0701	1.0706	1.0704	1.0701	1.0706	1.0704
	9	1.0750	1.0740	1.0745	1.0750	1.0740	1.0745
	10	1.0818	1.0792	1.0805	1.0818	1.0792	1.0805
	11	1.0937	1.0901	1.0919	1.0937	1.0901	1.0919
	12	1.1008	1.0961	1.0984	1.1008	1.0961	1.0984
1972	1	1.1082	1.1035	1.1058	1.1081	1.1040	1.1061
	2	1.1183	1.1137	1.1160	1.1183	1.1147	1.1165
	3	1.1287	1.1246	1.1266	1.1290	1.1260	1.1275
	4	1.1362	1.1324	1.1343	1.1366	1.1342	1.1354
	5	1.1436	1.1393	1.1414	1.1437	1.1415	1.1426
	6	1.1530	1.1481	1.1505	1.1528	1.1505	1.1517
	7	1.1645	1.1595	1.1620	1.1644	1.1622	1.1633
	8	1.1757	1.1670	1.1713	1.1747	1.1709	1.1728
	9	1.1812	1.1680	1.1746	1.1787	1.1730	1.1758
	10	1.1881	1.1712	1.1796	1.1845	1.1771	1.1808
	11	1.1999	1.1805	1.1901	1.1962	1.1869	1.1915
	12	1.2091	1.1884	1.1987	1.2052	1.1949	1.2001
1973	1	1.2184	1.1971	1.2077	1.2143	1.2047	1.2095
	2	1.2300	1.2086	1.2193	1.2263	1.2172	1.2218
	3	1.2425	1.2216	1.2320	1.2393	1.2310	1.2352
	4	1.2549	1.2341	1.2444	1.2520	1.2442	1.2481
	5	1.2687	1.2469	1.2578	1.2656	1.2579	1.2617
	6	1.2870	1.2643	1.2756	1.2835	1.2758	1.2797
	7	1.3070	1.2843	1.2956	1.3038	1.2961	1.3000
	8	1.3336	1.3020	1.3177	1.3273	1.3169	1.3221
	9	1.3492	1.3089	1.3289	1.3395	1.3268	1.3331
	10	1.3663	1.3172	1.3415	1.3537	1.3384	1.3460
	11	1.3932	1.3366	1.3646	1.3793	1.3609	1.3700
	12	1.4144	1.3536	1.3837	1.3994	1.3791	1.3892

22.52 与前一节一样，通过相应的基期年份权数 $s_n^{0,m}$ 和 σ_m^0 ，可以得出在链环比公式 (22.16) 到 (22.18) 中或相应的定基公式中出现的当前年份权数 $s_n^{t,m}$ 和 σ_m^t 以及 $s_n^{t+1,m}$ 和 σ_m^{t+1} 的近似值。这样就得到了表 22.19 中的年度

定基和链式滚动年 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 近似指数。

22.53 比较表 22.18 和 22.19 中的指数，可以看出，表 22.19 中列出的 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 滚动年定基和链式近似指数与表 22.18 中列出的真实滚动年指数

值非常接近。特别是, Fisher 滚动年链式近似指数(仅使用基年的支出份额信息加上当前的价格信息即可得出)与优先目标指数即 Fisher 滚动年链式指数非常接近。1973 年 12 月时, 这两个指数只相差 0.014 个百分点($1.3894/1.3892 = 1.00014$)。表 22.19 中的指数绘成了图 22.2。可以看出, 图 22.1 和 22.2 非常相似; 特别是, Fisher 定基和链式指数在两个图中实际上是相同的。

22.54 从以上表格中可以看出, 在使用 Turvey 修正

数据集时, 同比月度指数以及由此计算出的滚动年指数表现甚佳; 这是同类指数的比较, 而且季节性商品的存在并没有带来指数的反常波动。使用这些指数的唯一弊端是: 它们无法给出价格的短期、月环比波动方面的任何信息。当每个月的季节性篮子完全不同时, 这一点最为明显, 因为在这种情况下, 不可能在月环比基础上对价格进行比较。在下一节中, 可以看到当期同比月度指数是怎样被用来预测以当前月份为中心月份的滚动年指数的。

表 22.19 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 滚动年近似价格指数

年	月	P_{AL} (固定)	P_{AP} (链)	P_{AF} (固定)	P_{AL} (链)	P_{AP} (链)	P_{AF} (链)
1970	12	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
1971	1	1.0082	1.0074	1.0078	1.0082	1.0074	1.0078
	2	1.0161	1.0146	1.0153	1.0161	1.0146	1.0153
	3	1.0257	1.0233	1.0245	1.0257	1.0233	1.0245
	4	1.0344	1.0312	1.0328	1.0344	1.0312	1.0328
	5	1.0427	1.0390	1.0409	1.0427	1.0390	1.0409
	6	1.0516	1.0478	1.0497	1.0516	1.0478	1.0497
	7	1.0617	1.0574	1.0596	1.0617	1.0574	1.0596
	8	1.0701	1.0656	1.0679	1.0701	1.0656	1.0679
	9	1.0750	1.0702	1.0726	1.0750	1.0702	1.0726
	10	1.0818	1.0764	1.0791	1.0818	1.0764	1.0791
	11	1.0937	1.0881	1.0909	1.0937	1.0881	1.0909
	12	1.1008	1.0956	1.0982	1.1008	1.0956	1.0982
1972	1	1.1082	1.1021	1.1051	1.1083	1.1021	1.1052
	2	1.1183	1.1110	1.1147	1.1182	1.1112	1.1147
	3	1.1287	1.1196	1.1241	1.1281	1.1202	1.1241
	4	1.1362	1.1260	1.1310	1.1354	1.1268	1.1311
	5	1.1436	1.1326	1.1381	1.1427	1.1336	1.1381
	6	1.1530	1.1415	1.1472	1.1520	1.1427	1.1473
	7	1.1645	1.1522	1.1583	1.1632	1.1537	1.1584
	8	1.1757	1.1620	1.1689	1.1739	1.1642	1.1691
	9	1.1812	1.1663	1.1737	1.1791	1.1691	1.1741
	10	1.1881	1.1710	1.1795	1.1851	1.1747	1.1799
	11	1.1999	1.1807	1.1902	1.1959	1.1855	1.1907
	12	1.2091	1.1903	1.1996	1.2051	1.1952	1.2002
1973	1	1.2184	1.1980	1.2082	1.2142	1.2033	1.2087
	2	1.2300	1.2074	1.2187	1.2253	1.2133	1.2193
	3	1.2425	1.2165	1.2295	1.2367	1.2235	1.2301
	4	1.2549	1.2261	1.2404	1.2482	1.2340	1.2411
	5	1.2687	1.2379	1.2532	1.2615	1.2464	1.2540
	6	1.2870	1.2548	1.2708	1.2795	1.2640	1.2717
	7	1.3070	1.2716	1.2892	1.2985	1.2821	1.2903
	8	1.3336	1.2918	1.3125	1.3232	1.3048	1.3139
	9	1.3492	1.3063	1.3276	1.3386	1.3203	1.3294
	10	1.3663	1.3182	1.3421	1.3538	1.3345	1.3441
	11	1.3932	1.3387	1.3657	1.3782	1.3579	1.3680
	12	1.4144	1.3596	1.3867	1.3995	1.3794	1.3894

图 22.1 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 滚动年定基和链式指数

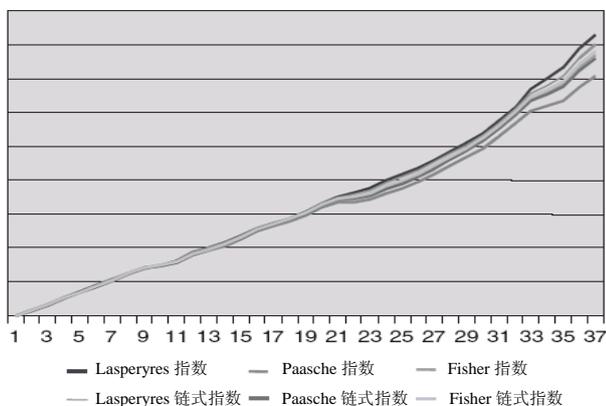
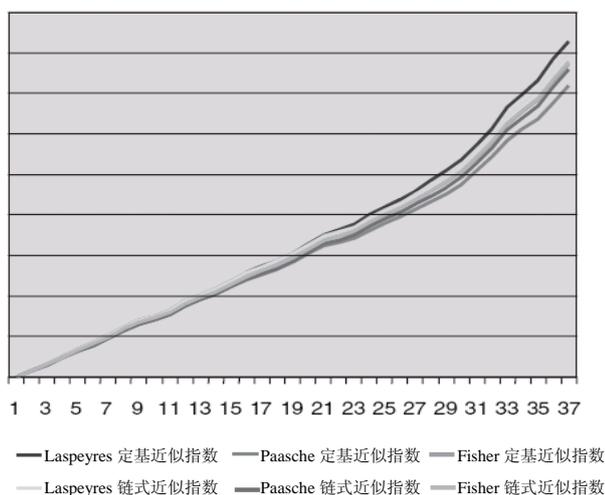


图 22.2 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 滚动年定基和链式近似指数



使用当期同比月度指数来预测滚动年指数

22.55 可以这样假设，在一个长期价格趋势很平滑的体制下，将一特定月份通胀率的同比变动与前一个月进行比较，可以给出价格通胀长期趋势方面的宝贵信息。如下所述，就 Turvey 修正数据集而言，这一假设证明是成立的。

22.56 通过表 22.18 列出的 Laspeyres 定基滚动年指数和表 22.3 列出的 Laspeyres 同比月度定基指数，可以对这一基本思想进行说明。表 22.18 中，1971 年 12 月的 Laspeyres 定基滚动年表值对 1971 年 12 个月的价格和数量数据与 1970 年的相应价格和数量进行了比较。这一指数值 P_L 是表 22.20 的第一个表值。因此，表 22.20 的 P_{LRY} 栏表示的是 Laspeyres 定基滚动年指数，它取自表 22.18，

始于 1971 年 12 月，一直延至 1973 年 12 月，一共有 24 个观测值。从该栏第一个表值可以看出，该指数是 1970 年和 1971 年所有 12 个月的同比价比的加权平均值。因此，该指数是同比月度价格变化的平均值，其中心点介乎进行价格比较这两年的 6 月和 7 月之间。因此，取 1970 年和 1971 年这两年 6 月和 7 月的同比月度指数的算数平均值，可以得出该年度指数的近似值（1971 年 6 月和 7 月的数据见表 22.3，分别为 1.0844 和 1.1103）。²¹下一个 Laspeyres 滚动年定基指数对应的是表 22.18 中 1972 年 1 月的表值。取 1970 年和 1971 年这两年 7 月和 8 月份的同比月度指数的算术平均值，可以得出该滚动年指数 P_{ARY} 的近似值（1971 年 7 月和 8 月的数据见表 22.3，分别为 1.1103 和 1.0783）。表 22.20 的 P_{ARY} 栏列出了处于这两个对应滚动年中间点的同比月度指数的算数平均值。从表 22.20 中可以看出， P_{ARY} 栏与 P_{LRY} 栏并不特别近似，因为 P_{ARY} 栏中的近似指数看起来有一些显著的季节性波动，而 P_{LRY} 栏中的滚动年指数不存在季节性波动。

22.57 表 22.20 中列出了一些季节调整因子。对前 12 个观测值而言，季节调整因子栏的表值就是 P_{LRY} 栏表值除以 P_{ARY} 栏中对应的表值得出的比率；即，对前 12 个观测值来说，季节调整因子就是用始于 1971 年 12 月的滚动年指数除以相应滚动年中间的两个同比月度指数的算数平均值后得出的比率。²²季节调整因子栏中剩余的表值只是重复最初的 12 个季节调整因子。

22.58 一旦季节调整因子得以确定，就可以将滚动年近似指数 P_{ARY} 乘以相应的季节调整因子，以形成经过季节调整的滚动年近似指数 P_{SAARY} （表 22.20）。

22.59 比较表 22.20 的 P_{LRY} 和 P_{SAARY} 栏，可以看出，Laspeyres 滚动年定基指数 P_{LRY} 和经过季节调整的滚动年近似指数 P_{SAARY} 的前 12 个观测值是一样的，接着是推导值，因为 P_{SAARY} 等于滚动年近似指数 P_{ARY} 乘以季节调整因子，而季节调整因子又等于 Laspeyres 滚动年指数 P_{LRY} 除以 P_{ARY} 。然而，从 1972 年 12 月起，滚动年指数 P_{LRY} 开始与相应的经过季节调整的滚动年近似指数 P_{SAARY} 出现不同。可以看出，在最后这 13 个月中， P_{SAARY} 与 P_{LRY} 出奇地接近。²³

²¹ 很显然，如果取 5 月、6 月、7 月和 8 月的同比月度指数的平均值，可以获得最佳的年度指数近似值，而如果采用 4 月、5 月、6 月、7 月、8 月和 9 月的月度指数平均值，可以获得好得多的年度指数近似值，依此类推。

²² 因此，如果季节调整因子大于 1，这就意味着相应滚动年中间两个月的同比价格增长率平均低于整个滚动年总体价格的同比平均增长率，而如果季节调整因子小于 1，则高于总体平均数。

²³ 这意味着表 22.20 中 P_{LRY} 和 P_{ARY} 栏的最后 13 个观测值为 1.2980 和 1.2930。以 P_L 对 P_{SAARY} 回归，得出的 R^2 为 0.9662，其估计的残值方差为 0.000214。

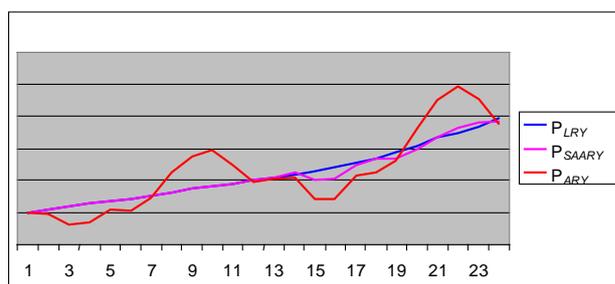
表 22.20 Laspeyres 滚动年定基指数和经过季节调整的滚动年近似价格指数

年	月	P_{LRY}	P_{SAARY}	P_{ARY}	季节调整因子
1971	12	1.1008	1.1008	1.0973	1.0032
1972	1	1.1082	1.1082	1.0943	1.0127
	2	1.1183	1.1183	1.0638	1.0512
	3	1.1287	1.1287	1.0696	1.0552
	4	1.1362	1.1362	1.1092	1.0243
	5	1.1436	1.1436	1.1066	1.0334
	6	1.1530	1.1530	1.1454	1.0066
	7	1.1645	1.1645	1.2251	0.9505
	8	1.1757	1.1757	1.2752	0.9220
	9	1.1812	1.1812	1.2923	0.9141
	10	1.1881	1.1881	1.2484	0.9517
	11	1.1999	1.1999	1.1959	1.0033
	12	1.2091	1.2087	1.2049	1.0032
1973	1	1.2184	1.2249	1.2096	1.0127
	2	1.2300	1.2024	1.1438	1.0512
	3	1.2425	1.2060	1.1429	1.0552
	4	1.2549	1.2475	1.2179	1.0243
	5	1.2687	1.2664	1.2255	1.0334
	6	1.2870	1.2704	1.2620	1.0066
	7	1.3070	1.2979	1.3655	0.9505
	8	1.3336	1.3367	1.4498	0.9220
	9	1.3492	1.3658	1.4943	0.9141
	10	1.3663	1.3811	1.4511	0.9517
	11	1.3932	1.3827	1.3783	1.0032
	12	1.4144	1.4188	1.4010	1.0127

图 22.3 给出了 P_{LRY} 、 P_{SAARY} 和 P_{ARY} 的图示。由于数据最后一年的月通胀率加速，可以看出，经季节调整的滚动年序列近似值 P_{SAARY} ，在最后一年头几个月中尚没有跟上这一加速通胀率（远低于 1973 年 2 月和 3 月的 P_{LRY} ），但从总体上看，它对相应的居中年度做了相当准确地预测。

22.60 Turvey 修订数据集的上述结果相当令人鼓舞。如果其他数据集也可以出现这种结果，那么，这就意味着统计机构可以使用同比月度通胀率的最新信息来相对准确地预测以最后两个月为中心的滚动年份的（经过季节调整的）滚动年通胀率。这样，政策制定者和其他对消费者价格指数感兴趣的户就可以在最终估算值

图 22.3 Laspeyres 定基指数，经过季节调整的年近似指数和滚动年近似指数



被计算出来之前 6 个月左右得到比较准确的趋势通胀预测值（以当前月份为中心）。

22.61 与目前一些成熟的计量经济学或统计学方法相比，本节使用的季节调整方法还相当粗糙。因此，如果要提高趋势通胀的预测水平，可以使用这些更为成熟的方法。但是，如果要使用更好的预测方法，则应将滚动年指数作为预测目标，而不是使用既可以对当期数据进行季节调整同时又能计算趋势通胀率的统计包。这里的建议是，可以使用滚动年概念，以消除现有季节调整统计方法在估算趋势通胀时的不可重复性。²⁴

22.62 在本节和前面几节中，建议的所有指数都是以同比月度指数及其平均值为基础的。在本章以后各节，将把注意力转向更为传统的价格指数，这些指数旨在对当前月份价格与前一月份价格进行比较。

最大重叠月环比价格指数

22.63 在选择月环比消费者价格指数的目标指数时，处理季节性商品的一个合理方法是：²⁵

- 确定在相比较的两个月份中市场上都有的商品集合。
- 对这一最大重叠的商品集合，计算前面章节中建议的三种指数之一；即计算 Fisher、Walsh 或 Törnqvist-Theil 指数。²⁶

这样，双边指数公式只适用于两个时期都有的商品子集。²⁷

²⁴ 在进行季节性统计调整时，统计人员不得不在许多因素上做出有些武断的决定。例如，季节因素是可加性还是可乘性的？移动平均的期间应该是多长，以及应该计算什么类型的平均数等。这样，在进行季节性统计调整时，不同人员对趋势和季节因素得出的估计值往往不同。

²⁵ 至于说明同比月度最大重叠指数合理性的经济学方法和消费者偏好的假设，详情请参见 Diewert (1999 年 a, 第 51-56 页)。

²⁶ 为简化起见，本章中仅详细考察了 Fisher 指数。

²⁷ Keynes (1930 年, 第 95 页) 将这一方法称之为对指数进行双边比较的最大公约数法。当然，该目标指数剔除了季节性很强的商品，也就是在两个被比较月中其中一个月未出现在市场上的商品。因此该指数比较并不完全是全面的。Mudgett (1955 年, 第 46 页) 将最大公约数法（或最大重叠法）中进行指数比较所产生的“错误”称为“齐性错误”。

22.64 现在问题出现了：对比月份和基期月份应该是相连的月份（因而得出链式指数），还是应该将基期月份固定（得出定基指数）？使用链式指数而不是定基指数似乎是有道理的，原因有二：

- 在两个连续月份中相重叠的季节性商品集合，很可能比将任意给定月份价格与一定基月份（如一基期年份的一月份）价格相比较而得出的集合大得多。因此，使用链式指数进行的比较，会比使用定基指数进行的比较更为全面和准确。
- 在许多经济体中，平均每个月会有 2 或 3 个百分点的报价会因新商品的推出和旧商品的消失而不复存在。这一快速的样本缩减意味着定基指数很快就会变得不再有代表性。因此，使用可以更紧密跟踪市场动向的链式指数似乎更为可取。²⁸

22.65 在此有必要回顾一下以前介绍过的符号，和介绍一些新符号。假设某年的某月存在 N 种商品，并假定 $p_n^{t,m}$ 和 $q_n^{t,m}$ 表示 t 年 m 月市场上商品 n 的价格和数量²⁹（如果该商品不存在，则 $p_n^{t,m}$ 和 $q_n^{t,m}$ 定为 0）。设 $p^{t,m} \equiv [p_1^{t,m}, p_2^{t,m}, \dots, p_N^{t,m}]$ 和 $q^{t,m} \equiv [q_1^{t,m}, q_2^{t,m}, \dots, q_N^{t,m}]$ 分别代表 m 月和 t 年的价格和数量矢量。 $S(t, m)$ 为 t 年 m 月及随后一个月市场上存在的商品集合。则从 t 年 m 月到下一个月的最大重叠 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 指数可定义如下：³⁰

$$P_L(p^{t,m}, p^{t,m+1}, q^{t,m}, S(t, m)) = \frac{\sum_{n \in S(t, m)} p_n^{t,m+1} q_n^{t,m}}{\sum_{n \in S(t, m)} p_n^{t,m} q_n^{t,m}} \quad m = 1, 2, \dots, 11 \quad (22.20)$$

$$P_P(p^{t,m}, p^{t,m+1}, q^{t,m+1}, S(t, m)) = \frac{\sum_{n \in S(t, m)} p_n^{t,m+1} q_n^{t,m+1}}{\sum_{n \in S(t, m)} p_n^{t,m} q_n^{t,m+1}} \quad m = 1, 2, \dots, 11 \quad (22.21)$$

$$P_F(p^{t,m}, p^{t,m+1}, q^{t,m}, q^{t,m+1}, S(t, m)) = \sqrt{P_L(p^{t,m}, p^{t,m+1}, q^{t,m}, S(t, m)) P_P(p^{t,m}, p^{t,m+1}, q^{t,m+1}, S(t, m))} \quad m = 1, 2, \dots, 11 \quad (22.22)$$

注意， P_L 、 P_P 和 P_F 取决于与 t 年 m 月和 $m+1$ 月相关的两个（完整的）价格和数量矢量， $p^{t,m}$ 、 $p^{t,m+1}$ 、 $q^{t,m}$ 、 $q^{t,m+1}$ ，

但它们也取决于集合 $S(t, m)$ ，该集合为两个月中均存在的商品集合。因此，等式 (22.20) 到 (22.22) 右侧总和中的商品指数 n 包括与两个月中均存在的商品相对应的指数 n ，这就是 $n \in S(t, m)$ 的含义，即， n 属于集合 $S(t, m)$ 。

22.66 为了以支出份额和价比形式重写等式 (22.20) 至 (22.22)，需要进一步采用某些符号。使用 t 年 m 月和随后一个月存在的商品集合来将 t 年 m 月和 $m+1$ 月的商品支出份额定义如下：

$$s_n^{t,m}(t, m) = \frac{p_n^{t,m} q_n^{t,m}}{\sum_{i \in S(t, m)} p_i^{t,m} q_i^{t,m}} \quad n \in S(t, m) \quad m = 1, 2, \dots, 11 \quad (22.23)$$

$$s_n^{t,m+1}(t, m) = \frac{p_n^{t,m+1} q_n^{t,m+1}}{\sum_{i \in S(t, m)} p_i^{t,m+1} q_i^{t,m+1}} \quad n \in S(t, m) \quad m = 1, 2, \dots, 11 \quad (22.24)$$

等式 (22.23) 和 (22.24) 中的符号相当麻烦，因为 $s_n^{t,m+1}(t, m)$ 必须与 $s_n^{t,m+1}(t, m+1)$ 区分开来。支出份额 $s_n^{t,m+1}(t, m)$ 是商品 n 在 t 年 $m+1$ 月的份额，其中 n 被限定为在 t 年 m 月和随后一个月存在的商品集合，而 $s_n^{t,m+1}(t, m+1)$ 是 t 年 $m+1$ 月商品 n 的份额，但 n 在此被限定为在 t 年 $m+1$ 月和随后一个月中存在的商品集合。因此， $s_n^{t,m+1}(t, m)$ 中的上标 $t, m+1$ 表明，支出份额是使用 t 年 $m+1$ 月的价格和数量数据计算得出的，而 (t, m) 表明，允许纳入的商品集合被限定为在 t 年 m 月和随后一个月都存在的商品集合。

22.67 现在定义一下支出份额的矢量。如果商品 n 在 t 年 m 月和随后一个月存在，用等式 (22.23) 来定义 $s_n^{t,m}(t, m)$ ；否则， $s_n^{t,m}(t, m)$ 定义为 0。同样，如果商品 n 在 t 年 m 月和随后一个月存在，则用等式 (22.24) 来定义 $s_n^{t,m+1}(t, m)$ ；否则， $s_n^{t,m+1}(t, m)$ 定义为 0。现在来定义 N -维矢量 $s^{t,m}(t, m) \equiv [s_1^{t,m}(t, m), s_2^{t,m}(t, m), \dots, s_N^{t,m}(t, m)]$ 和 $s^{t,m+1}(t, m) \equiv [s_1^{t,m+1}(t, m), s_2^{t,m+1}(t, m), \dots, s_N^{t,m+1}(t, m)]$ 。使用这些份额定义，Laspeyres、Paasche 和 Fisher 月环比公式 (22.20) 到 (22.22) ——也可以用支出份额和价格形式重写如下：

$$P_L(p^{t,m}, p^{t,m+1}, s^{t,m}(t, m)) = \sum_{n \in S(t, m)} s_n^{t,m}(t, m) \left(p_n^{t,m+1} / p_n^{t,m} \right) \quad m = 1, 2, \dots, 11 \quad (22.25)$$

$$P_P(p^{t,m}, p^{t,m+1}, s^{t,m+1}(t, m)) = \left[\sum_{n \in S(t, m)} s_n^{t,m+1}(t, m) \left(p_n^{t,m+1} / p_n^{t,m} \right)^{-1} \right]^{-1}$$

²⁸ 无论如何，这种迅速的样本缩减都必定会要求在基本层面进行某种形式的链化。

²⁹ 如第二十章所示，有必要在汇总最细分的一级为各组价格和数量 $p_n^{t,m}$ 和 $q_n^{t,m}$ 确定一个目标概念。在大多数情况下，这些目标概念可以是单位价值（代表价格）和总消费数量（代表数量）。

³⁰ 从 12 月到次年 1 月的指数公式略有不同。

$$m = 1, 2, \dots, 11 \quad (22.26)$$

$$P_F(p^{t,m}, p^{t,m+1}, s^{t,m}(t,m), s^{t,m+1}(t,m))$$

$$\equiv \sqrt[\frac{\sum_{n \in S(t,m)} s_n^{t,m}(t,m) (p_n^{t,m+1} / p_n^{t,m})}{\sum_{n \in S(t,m)} s_n^{t,m+1}(t,m) (p_n^{t,m+1} / p_n^{t,m})^{-1}}]{m = 1, 2, \dots, 11} \quad (22.27)$$

22.68 认识到这一点是重要的,即在等式(22.25)定义的 Laspeyres 最大重叠月环比指数中出现的支出份额 $s_n^{t,m}(t,m)$,并不是可以从 t 年 m 月的消费者支出调查中得出的支出份额:这些份额是在去掉了那些出现在 t 年 m 月、但未出现在随后一个月的季节性商品支出后得出的结果。同样,在由等式(22.26)定义的 Paasche 最大重叠指数中出现的支出份额 $s_n^{t,m+1}(t,m)$,也并不是可以从 t 年 $m+1$ 月的消费者支出调查中得出的支出份额:这些份额是在去掉了那些出现在 t 年 $m+1$ 月、但未出现在前一个月的季节性商品支出后得出的结果。³¹等式(22.27)定义的 Fisher 最大重叠月环比指数是等式(22.25)和(22.26)定义的 Laspeyres 和 Paasche 指数的几何平均值。

22.69 表 22.21 列出了表 22.1 和 22.2 中数据的 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 月环比最大重叠链式价格指数。这些指数由等式(22.25)、(22.26)和(22.27)进行了定义。

22.70 1973 年 12 月的 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 最大重叠链式指数分别为 1.0504, 0.1204 和 0.3556。将这些结果与表 22.3、22.4 和 22.5(第 376 页)中的同比结果进行比较,可以看出,表 22.21 的结果一点都不现实。与表 22.21 的最后一行相比有着巨大差异的这些直接指数表明,对虚拟数据集而言,最大重叠指数存在严重的下偏问题。

22.71 有什么因素可以解释这种下偏呢?很明显,这一问题部分与桃和草莓(商品 2 和 4)价格的季节格局有关。这两种商品并不是在一年中的每个月都出现在市场上的。当这些商品初上市时,它们的价格相对较高,而在随后的月份里,其价格会大大下滑。这些初始高价(与这些商品上一年在市场上有供应的最后一个月相对较低的主导价格相比)的影响并没有被最大重叠月环比指数捕捉到,由此得出的指数累积形成了巨大的下偏。在使用当前月份的数量或物量时,Paasche 指数的这种下偏最为显著。与商品刚上市时的初始月份相比,这些物

³¹ 有一点很重要,即一个指数公式中使用的支出份额总和等于 1。使用住户支出调查得出的未经调整的支出份额将会导致在指数公式中出现系统性偏差。

量相对较大,它反映了随着涌入市场的该商品越来越多,价格下降所造成的影响。

22.72 表 22.22 列出了对虚拟数据集使用 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 链式指数所得出的结果,对该虚拟数据集进行的每次价格比较都剔除了季节性强的商品 2 和 4。因此,表 22.22 中的指数是仅限于商品 1、3 和 5 的常见 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 链式指数,这三种商品在每个季节都存在。使用这三种商品得出的指数被标记为 $P_L(3)$ 、 $P_P(3)$ 和 $P_F(3)$ 。

22.73 1973 年 1 月的 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 链式指数(只使用了三种永远都存在的商品)分别为 1.2038、0.5424 和 0.8081。表 22.8、22.9 和 22.10 中,1973 年 1 月的 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 同比链式指数分别为 1.3274、1.3243 和 1.3258。因此,使用表 22.22 所列的永远存在的商品时,得出的链式指数存在相当大的下偏问题。

22.74 研究一下表 22.1 和 22.2 中的数据可以看出,市场上葡萄(商品 3)的数量在一年中的不同时间有巨大不同,其价格在葡萄几乎过季的时候会大大上涨。因此,每年下半年,随着市场上葡萄数量增加,葡萄价格会大大下降,但在每年上半年,当市场上葡萄数量少时,葡萄价格会大大上涨。这种季节性价格和数量变化的格局会引起整体指数出现下偏。³²为证实这一推测是正确的,看一下表 22.22 的最后三栏,在计算 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 链式指数时仅使用了商品 1 和 5。这些指数分别被标示为 $P_L(2)$ 、 $P_P(2)$ 和 $P_F(2)$,在 1973 年 1 月时值分别为 1.0033、0.9408 和 0.9715。与基于三种永远在市的商品得出的估算值相比,这些以两种永远在市的商品为基础得出的估算值更接近 1973 年 1 月的 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 同比链式指数(分别为 1.3274、1.3243 和 1.3258)。可以看出,对于虚拟数据集而言,仅仅使用商品 1 和 5 的 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 链式指数仍然存在非常大的下偏。从根本上说,这些问题是由量大而价低或价格下降,以及量低而价高或价格上升引起的。由于这些权数的影响,所以使用不同权数的月环比指数计算的季节性价格下跌大于季节性价格上涨。³³

³² Andrew Baldwin(1990 年,第 264 页)使用了 Turvey 数据来阐释对季节性商品的不同处理方式,并讨论了造成各种月环比指数表现欠佳的原因:“糟糕的是,对一些季节性商品组别来说,无论选择什么公式,价格的月度变动都没有什么意义。”

³³ 这句话适用于讨论基本指数的第二十章,一年中不规律的销售会引发使用月度权数的月环比指数出现同样的下偏。月环比链式指数的另一个问题是,随着期间的不断缩短,单个商品的购买和销售会变得非常不规律,零购买和零销售状况也更为突出。Feenstra 和 Shapiro(2003 年,第 125 页)发现,与定基指数相比,罐装金枪鱼的周链式指数存在上偏;这些偏差是由广告支出的时间选择所带来的可变权数造成的。总体而言,链式指数的这些漂移效应可以通过延长期间的方式得以减轻,这样,数据的趋势就会比高频波动要明显。

表 22.21 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 月环比最大重叠链式价格指数

年	月	P_L	P_P	P_F
1970	1	1.0000	1.0000	1.0000
	2	0.9766	0.9787	0.9777
	3	0.9587	0.9594	0.9590
	4	1.0290	1.0534	1.0411
	5	1.1447	1.1752	1.1598
	6	1.1118	1.0146	1.0621
	7	1.1167	1.0102	1.0621
	8	1.1307	0.7924	0.9465
	9	1.0033	0.6717	0.8209
	10	0.9996	0.6212	0.7880
	11	1.0574	0.6289	0.8155
	12	1.0151	0.5787	0.7665
1971	1	1.0705	0.6075	0.8064
	2	1.0412	0.5938	0.7863
	3	1.0549	0.6005	0.7959
	4	1.1409	0.6564	0.8654
	5	1.2416	0.7150	0.9422
	6	1.1854	0.6006	0.8438
	7	1.2167	0.6049	0.8579
	8	1.2230	0.4838	0.7692
	9	1.0575	0.4055	0.6548
	10	1.0497	0.3837	0.6346
	11	1.1240	0.3905	0.6626
	12	1.0404	0.3471	0.6009
1972	1	1.0976	0.3655	0.6334
	2	1.1027	0.3679	0.6369
	3	1.1291	0.3765	0.6520
	4	1.1974	0.4014	0.6933
	5	1.2818	0.4290	0.7415
	6	1.2182	0.3553	0.6579
	7	1.2838	0.3637	0.6833
	8	1.2531	0.2794	0.5916
	9	1.0445	0.2283	0.4883
	10	1.0335	0.2203	0.4771
	11	1.1087	0.2256	0.5001
	12	1.0321	0.1995	0.4538
1973	1	1.0866	0.2097	0.4774
	2	1.1140	0.2152	0.4897
	3	1.1532	0.2225	0.5065
	4	1.2493	0.2398	0.5474
	5	1.3315	0.2544	0.5821
	6	1.2594	0.2085	0.5124
	7	1.3585	0.2160	0.5416
	8	1.3251	0.1656	0.4684
	9	1.0632	0.1330	0.3760
	10	1.0574	0.1326	0.3744
	11	1.1429	0.1377	0.3967
	12	1.0504	0.1204	0.3556

表 22.22 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 月环比链式价格指数

年	月	$P_L(3)$	$P_P(3)$	$P_F(3)$	$P_L(3)$	$P_P(3)$	$P_F(3)$
1970	1	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	2	0.9766	0.9787	0.9777	0.9751	0.9780	0.9765
	3	0.9587	0.9594	0.9590	0.9522	0.9574	0.9548
	4	1.0290	1.0534	1.0411	1.0223	1.0515	1.0368
	5	1.1447	1.1752	1.1598	1.1377	1.1745	1.1559
	6	1.2070	1.2399	1.2233	1.2006	1.2424	1.2214
	7	1.2694	1.3044	1.2868	1.2729	1.3204	1.2964
	8	1.3248	1.1537	1.2363	1.3419	1.3916	1.3665
	9	1.0630	0.9005	0.9784	1.1156	1.1389	1.1272
	10	0.9759	0.8173	0.8931	0.9944	1.0087	1.0015
	11	1.0324	0.8274	0.9242	0.9839	0.9975	0.9907
	12	0.9911	0.7614	0.8687	0.9214	0.9110	0.9162
1971	1	1.0452	0.7993	0.9140	0.9713	0.9562	0.9637
	2	1.0165	0.7813	0.8912	0.9420	0.9336	0.9378
	3	1.0300	0.7900	0.9020	0.9509	0.9429	0.9469
	4	1.1139	0.8636	0.9808	1.0286	1.0309	1.0298
	5	1.2122	0.9407	1.0679	1.1198	1.1260	1.1229
	6	1.2631	0.9809	1.1131	1.1682	1.1763	1.1723
	7	1.3127	1.0170	1.1554	1.2269	1.2369	1.2319
	8	1.3602	0.9380	1.1296	1.2810	1.2913	1.2861
	9	1.1232	0.7532	0.9198	1.1057	1.0988	1.1022
	10	1.0576	0.7045	0.8632	1.0194	1.0097	1.0145
	11	1.1325	0.7171	0.9012	1.0126	1.0032	1.0079
	12	1.0482	0.6373	0.8174	0.9145	0.8841	0.8992
1972	1	1.1059	0.6711	0.8615	0.9652	0.9311	0.9480
	2	1.1111	0.6755	0.8663	0.9664	0.9359	0.9510
	3	1.1377	0.6912	0.8868	0.9863	0.9567	0.9714
	4	1.2064	0.7371	0.9430	1.0459	1.0201	1.0329
	5	1.2915	0.7876	1.0086	1.1202	1.0951	1.1075
	6	1.3507	0.8235	1.0546	1.1732	1.1470	1.1600
	7	1.4091	0.8577	1.0993	1.2334	1.2069	1.2201
	8	1.4181	0.7322	1.0190	1.2562	1.2294	1.2427
	9	1.1868	0.5938	0.8395	1.1204	1.0850	1.1026
	10	1.1450	0.5696	0.8076	1.0614	1.0251	1.0431
	11	1.2283	0.5835	0.8466	1.0592	1.0222	1.0405
	12	1.1435	0.5161	0.7682	0.9480	0.8935	0.9204
1973	1	1.2038	0.5424	0.8081	1.0033	0.9408	0.9715
	2	1.2342	0.5567	0.8289	1.0240	0.9639	0.9935
	3	1.2776	0.5755	0.8574	1.0571	0.9955	1.0259
	4	1.3841	0.6203	0.9266	1.1451	1.0728	1.1084
	5	1.4752	0.6581	0.9853	1.2211	1.1446	1.1822
	6	1.5398	0.6865	1.0281	1.2763	1.1957	1.2354
	7	1.6038	0.7136	1.0698	1.3395	1.2542	1.2962
	8	1.6183	0.6110	0.9944	1.3662	1.2792	1.3220
	9	1.3927	0.5119	0.8443	1.2530	1.1649	1.2081
	10	1.3908	0.5106	0.8427	1.2505	1.1609	1.2049
	11	1.5033	0.5305	0.8930	1.2643	1.1743	1.2184
	12	1.3816	0.4637	0.8004	1.1159	1.0142	1.0638

22.75 除了表 22.21 和 22.22 中所显示的下偏以外, 所有这些月环比链式指数也都显示出在一年中有着很大的季节性价格波动。因此, 对于那些对短期通胀趋势感兴趣的政策制定者来说, 这些月环比指数几乎没有用处。因此, 如果月环比消费者价格指数的目的是为了表明总体通胀的变化, 那么统计机构在将那些价格表现出很强季节性波动的商品纳入月环比指数时应该谨慎行事。³⁴如果季节性商品被纳入旨在显示总体通胀的月环比指数中, 那么应该应用季节调整程序来消除这些季节性强的波动。在第 22.91 到 22.96 段对一些简单的季节调整程序进行了考察。

22.76 表 22.21 和 22.22 中所列月环比指数的极差表现, 在季节性商品方面并不总是会发生。在使用美国的季度数据计算进口和出口价格指数时, Alterman、Diewert 和 Feenstra (1999 年) 发现, 最大重叠月环比指数表现还是不错的。³⁵统计机构应该对其月环比指数进行核查, 使之至少与相应的同比指数大体一致。

22.77 显然, 如果将所有当期支出份额替换为与基础年份相对应的支出份额, 那么可以采用由此得出的指数使本节中计算的各种 Paasche 指数近似于 Fisher 指数。这些近似的 Paasche 和 Fisher 指数在此不再重复, 因为它们与其“真实”指数很类似, 也会出现巨大的下偏。

对不可得价格采用结转价格的年度篮子指数

22.78 回想一下, 在前几章中定义的 Lowe (1823 年) 指数有两个参照期:³⁶

- 数量权数矢量的参照期;
- 基期价格的参照期。

m 月份的 Lowe 指数由以下公式定义:

$$P_{Lo}(p^0, p^m, q) \equiv \sum_{n=1}^N p_n^m q_n / \sum_{n=1}^N p_n^0 q_n \quad (22.28)$$

其中, $p^0 \equiv [p_1^0, \dots, p_N^0]$ 是基期月份的价格矢量, $p^m \equiv [p_1^m, \dots, p_N^m]$ 是当前 m 月份的价格矢量, 而 $q \equiv [q_1, \dots, q_N]$ 是基期年份的参照数量矢量。为本节目的, 当 Turvey 修正数据集被用来对指数进行数字说明时, 基期年份被定为 1970 年。所得出的基期年份数量矢量为:

³⁴ 如果指数的目的是比较消费者在连续两个月中实际面临的价格, 而忽略消费者可能会认为这两个月中同一季节性商品的质量不同, 那么, 编制有很大季节性波动的月环比消费者价格指数就有其合理性了。

³⁵ 他们对这些月环比指数的有效性进行了核查, 方法是将其连续计算 4 个季度, 并与相应的同比指数进行比较, 结果发现, 只存在相对较小的差异。然而, 要注意的是, 不规则的季度高频波动要比月度小一些, 因此, 季度链式指数应该会比月度链式或周链式指数表现好一些。

³⁶ 如果是季节性物价指数, 则这类指数相当于 Bean 和 Stine (1924 年, 第 31 页) 的 A 类指数。

$$q = [q_1, \dots, q_5] = [53\ 889, 12\ 881, 9\ 198, 5\ 379, 68\ 653] \quad (22.29)$$

价格基期设定为 1970 年 12 月。对当月不存在的价格, 将最后一次的可用价格结转使用。在第 390 页表 22.23 的 P_{Lo} 栏中可以看到使用 Turvey 修正数据集得出的 Lowe 指数 (对缺失价格采用结转价格)。

22.79 Andrew Baldwin (1990 年, 第 258 页) 对这类年度篮子指数的评论在此值得长篇引用:

对季节性商品来说, 年度篮子指数最好被看作是对季节差异进行了部分调整的指数。该指数以年度数量和原始月度价格为基础, 前者没有体现购买量的季节性波动, 而后者则包含了季节性价格波动。Zarnowitz (1961 年, 第 256-257 页) 将其称为“混合型”指数。由于两者都不符合, 该指数对月度或 12 个月的价格变化都不是适宜的衡量尺度。就某年的 1 月份到 2 月份或某年的 1 月份到下一年 1 月份的价格变化来说, 年度篮子指数所回答的问题是: “如果相关月份的购买不存在季节性因素, 但价格却仍然保持其特有的季节特性, 那么消费者价格会有怎样的变化?” 很难相信, 这是一个人人都有兴趣提出的问题。另一方面, 如果人们对消除季节影响感兴趣, 那么对于以经过季节调整的价格为基础的年度篮子指数来说, 其为期 12 个月的比率从概念上就是成立的。

尽管 Baldwin 对 Lowe 指数有着些许负面的评论, 但该指数仍是许多统计机构青睐的指数, 因此有必要研究在存在季节性强的数据情况下, 该指数的特征。

22.80 在前几章曾对 Young (1812 年) 指数定义如下:

$$P_Y(p^0, p^m, s) \equiv \sum_{n=1}^N s_n (p_n^m / p_n^0) \quad (22.30)$$

其中 $s \equiv [s_1, \dots, s_N]$ 为支出份额的基期年份参照矢量。为本节之目的, 当使用 Turvey 修正数据集对指数进行数字阐释时, 基期年份将设定为 1970 年。由此得出的基期年份支出份额矢量为:

$$s \equiv [s_1, \dots, s_5] = [0.3284, 0.1029, 0.0674, 0.0863, 0.4149] \quad (22.31)$$

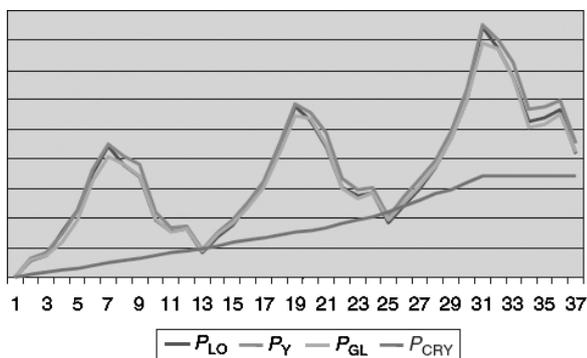
价格的基期将再次设定为 1970 年 12 月。如果当月没有可用价格, 最后的可用价格将被结转使用。表 22.23 的 P_Y 栏是使用 Turvey 修正数据集对缺失价格采用结转价格得出的 Young 指数。

22.81 第十九章对几何 Laspeyres 指数作了如下定义:

$$P_{GL}(p^0, p^m, s) \equiv \prod_{n=1}^N (p_n^m / p_n^0)^{s_n} \quad (22.32)$$

因此, 几何 Laspeyres 指数与 Young 指数所利用的信息相同, 所不同的是它使用了价比的几何平均值而不是算术平均值。同样, 1970 年被作为基期年份, 1970 年 12 月被作为价格的基期。我们使用对缺失价格采用结转价格的 Turvey 修正数据集对指数说明如下; 见表 22.23 的 P_{GL} 栏。

图 22.4 Lowe、Young、几何 Laspeyres 指数和取中滚动年份 Laspeyres 指数



22.82 将使用年度篮子的上述三个指数与先前计算的 Laspeyres 定基滚动年指数进行比较是有意义的。对于在当前月份结束的滚动年指数，其取中点是倒推 5 个半月。因此，上述三个年度篮子指数将与最后一个月被往前推了 5 个月和 6 个月两个滚动年指数的算术平均值进行比较。后面这一个取中的滚动年指数被标为 P_{CRY} 并被列入表 22.23 的最后一栏。³⁷注意该栏最后 6 行是零表值；由于数据集没有延展 6 个月至 1975 年，因此，不能计算这最后 6 个月的取中滚动年指数。

22.83 可以看出，Lowe、Young 和几何 Laspeyres 指数有着相当程度的季节性，与表 22.23 最后一栏所列出的滚动年对应值一点也不近似。³⁸因此，如果不进行季节调整，Lowe、Young 和几何 Laspeyres 指数并不是对经过季节调整的滚动年指数进行预测的适当工具。³⁹表 22.23 中列出的 4 个序列 (P_{LO} 、 P_Y 、 P_{GL} 和 P_{CRY}) 在图 22.4 中也有标绘。可以看出，Young 价格指数总体最高，其次是 Lowe 指数，而几何 Laspeyres 是这三个同比月度指数中最低的。取中滚动年 Laspeyres 对应指数 P_{CRY} 总体上低于其他三个指数（当然它并没有其他三个序列那么强的季节性变动），但其移动方向大体与其他三个指数是平行的。⁴⁰注意， P_{LO} 、 P_Y 和 P_{GL} 的季节性变动是相当有规律的。第 22.91 到 22.96 段中利用了这一规律性，以用这些月环比指数预测其滚动年对应值。

³⁷ 将该序列的正常值确定为 1970 年 12 月等于 1，这样可以与其他月环比指数进行比较。

³⁸ 4 个指数的抽样平均值为 1.2935 (Lowe)，1.3110 (Young)，1.2877 (几何 Laspeyres) 和 1.1282 (滚动年)。当然，几何 Laspeyres 指数总是等于或小于其 Young 对应值，因为几何加权平均值总是等于或小于相对应的算数加权平均值。

³⁹ 在第 22.91 到 22.96 段，对 Lowe、Young 和几何 Laspeyres 指数进行了季节调整。

⁴⁰ 在图 22.4 中， P_{CRY} 被人为设定为等于 1973 年 6 月的指数值，该月是可以从现有数据中构建取中指数的最后一个月份。

表 22.23 Lowe、Young、几何 Laspeyres 和带有结转价格的取中滚动年指数

年	月	P_{LO}	P_Y	P_{GL}	P_{CRY}
1970	12	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
1971	1	1.0554	1.0609	1.0595	1.0091
	2	1.0711	1.0806	1.0730	1.0179
	3	1.1500	1.1452	1.1187	1.0242
	4	1.2251	1.2273	1.1942	1.0298
	5	1.3489	1.3652	1.3249	1.0388
	6	1.4428	1.4487	1.4068	1.0478
	7	1.3789	1.4058	1.3819	1.0547
	8	1.3378	1.3797	1.3409	1.0631
	9	1.1952	1.2187	1.1956	1.0729
	10	1.1543	1.1662	1.1507	1.0814
	11	1.1639	1.1723	1.1648	1.0885
	12	1.0824	1.0932	1.0900	1.0965
1972	1	1.1370	1.1523	1.1465	1.1065
	2	1.1731	1.1897	1.1810	1.1174
	3	1.2455	1.2539	1.2363	1.1254
	4	1.3155	1.3266	1.3018	1.1313
	5	1.4262	1.4508	1.4183	1.1402
	6	1.5790	1.5860	1.5446	1.1502
	7	1.5297	1.5550	1.5349	1.1591
	8	1.4416	1.4851	1.4456	1.1690
	9	1.3038	1.3342	1.2974	1.1806
	10	1.2752	1.2960	1.2668	1.1924
	11	1.2852	1.3034	1.2846	1.2049
	12	1.1844	1.2032	1.1938	1.2203
1973	1	1.2427	1.2710	1.2518	1.2386
	2	1.3003	1.3308	1.3103	1.2608
	3	1.3699	1.3951	1.3735	1.2809
	4	1.4691	1.4924	1.4675	1.2966
	5	1.5972	1.6329	1.5962	1.3176
	6	1.8480	1.8541	1.7904	1.3406
	7	1.7706	1.8010	1.7711	0.0000
	8	1.6779	1.7265	1.6745	0.0000
	9	1.5253	1.5676	1.5072	0.0000
	10	1.5371	1.5746	1.5155	0.0000
	11	1.5634	1.5987	1.5525	0.0000
	12	1.4181	1.4521	1.4236	0.0000

22.84 问题部分可能是由这一事实引起的,即对于季节性强的货物,其价格已经被结转用于没有这些商品的月份去了。这往往会加剧指数的季节性变动,尤其是当一般通胀处于高水平时。因此,在下一节中,将再次使用缺失价格的虚拟法计算 Lowe、Young 和几何 Laspeyres 指数,而不是简单地将最后可用价格结转。

对不可得价格进行虚拟的年度篮子指数

22.85 我们可以采用虚拟法来填补缺失的价格,而不是简单地针对那些在特定月份没有销售的季节性商品,结转其最后的可用价格。Armknacht 和 Maitland-Smith (1999 年)以及 Feenstra 和 Diewert (2001 年)对替代虚拟法进行了讨论。其基本思想是,取最后一个可用价格,利用另一指数的趋势来计算缺失期间的价格。该另一指数可以是一商品大类的可用价格指数,也可以是消费者价格指数中更高一级的可用价格指数。为本节之目的,由于 Turvey 修正数据集的 Laspeyres 定基滚动年指数以大约每月 0.8% 的比例上升,虚拟指数采用一个以乘率 1.008 增长的价格指数。⁴¹使用这种虚拟法来补上缺失价格,可以对上节定义的 Lowe、Young 和几何 Laspeyres 指数重新进行计算。表 22.24 列出了重新计算得出的指数,同时为了进行比较,还列出了取中滚动年指数 P_{CRY} 。

22.86 可以预想,使用虚拟价格计算的 Lowe、Young 和几何 Laspeyres 指数平均会略高于那些使用结转价格得出的对应值,但是,虚拟指数的差异总体上会略低些。⁴²表 22.24 列出的序列在图 22.5 中也标示了。可以看出,在使用虚拟价格的 Lowe、Young 和几何 Laspeyres 指数中仍带有巨大的季节性,并且没有紧密地接近表 22.24 最后一栏列出的滚动年指数。⁴³因此,如果不进行季节调整,使用虚拟价格计算的 Lowe、Young 和几何 Laspeyres 指数也不适合预测经过季节调整的滚动年指数。⁴⁴这些指数像现在这样是不适合作为月环比一般通胀的衡量标准的。

⁴¹ 对于最后一年的数据而言,虚拟指数再乘以 1.008 的月增长率。

⁴² 对 Lowe 指数来说,前 31 个观测值的平均值从 1.3009 增长到 1.3047 (采用插补价格),但标准差从 0.18356 降低到 0.18319。Young 指数的前 31 个观测值的平均值从 1.3186 增加到 1.3224,但标准差从 0.18781 降低到 0.18730。几何 Laspeyres 指数的前 31 个观测值从 1.2949 增加到 1.2994,而标准差也从 0.17582 略增到 0.17599。从总体方法上讲,虚拟指数优于结转指数;在高通胀环境下,随着以前没有的商品出现,结转指数会出现突然的跃升。

⁴³ 同时请注意,图 22.4 和图 22.5 非常相似。

⁴⁴ 在第 22.91 到 22.96 段,使用虚拟价格的 Lowe、Young 和几何 Laspeyres 指数进行了季节调整。

表 22.24 使用虚拟价格计算的 Lowe、Young、几何 Laspeyres 和取中滚动年 Laspeyres 指数

年	月	P_{LOI}	P_{YI}	P_{GLI}	P_{CRY}
1970	12	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
1971	1	1.0568	1.0624	1.0611	1.0091
	2	1.0742	1.0836	1.0762	1.0179
	3	1.1545	1.1498	1.1238	1.0242
	4	1.2312	1.2334	1.2014	1.0298
	5	1.3524	1.3682	1.3295	1.0388
	6	1.4405	1.4464	1.4047	1.0478
	7	1.3768	1.4038	1.3798	1.0547
	8	1.3364	1.3789	1.3398	1.0631
	9	1.1949	1.2187	1.1955	1.0729
	10	1.1548	1.1670	1.1514	1.0814
	11	1.1661	1.1747	1.1672	1.0885
	12	1.0863	1.0972	1.0939	1.0965
1972	1	1.1426	1.1580	1.1523	1.1065
	2	1.1803	1.1971	1.1888	1.1174
	3	1.2544	1.2630	1.2463	1.1254
	4	1.3260	1.3374	1.3143	1.1313
	5	1.4306	1.4545	1.4244	1.1402
	6	1.5765	1.5831	1.5423	1.1502
	7	1.5273	1.5527	1.5326	1.1591
	8	1.4402	1.4841	1.4444	1.1690
	9	1.3034	1.3343	1.2972	1.1806
	10	1.2758	1.2970	1.2675	1.1924
	11	1.2875	1.3062	1.2873	1.2049
	12	1.1888	1.2078	1.1981	1.2203
1973	1	1.2506	1.2791	1.2601	1.2386
	2	1.3119	1.3426	1.3230	1.2608
	3	1.3852	1.4106	1.3909	1.2809
	4	1.4881	1.5115	1.4907	1.2966
	5	1.6064	1.6410	1.6095	1.3176
	6	1.8451	1.8505	1.7877	1.3406
	7	1.7679	1.7981	1.7684	0.0000
	8	1.6773	1.7263	1.6743	0.0000
	9	1.5271	1.5700	1.5090	0.0000
	10	1.5410	1.5792	1.5195	0.0000
	11	1.5715	1.6075	1.5613	0.0000
	12	1.4307	1.4651	1.4359	0.0000

图 22.5 使用插补价格的 Lowe、Young 和几何 Laspeyres 指数和取中滚动年指数

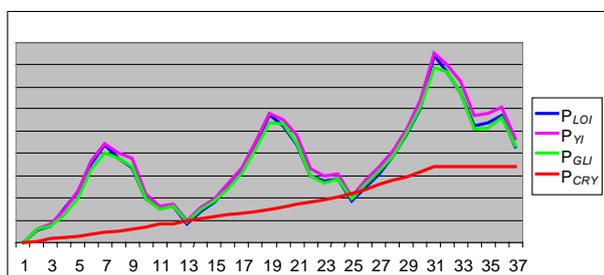


表 22.25 使用结转价格的 Lowe 指数、Rothwell 和正常化的 Rothwell 指数

年	月	P_{LO}	P_{NR}	P_R
1970	12	1.0000	1.0000	0.9750
1971	1	1.0554	1.0571	1.0306
	2	1.0711	1.0234	0.9978
	3	1.1500	1.0326	1.0068
	4	1.2251	1.1288	1.1006
	5	1.3489	1.3046	1.2720
	6	1.4428	1.2073	1.1771
	7	1.3789	1.2635	1.2319
	8	1.3378	1.2305	1.1997
	9	1.1952	1.0531	1.0268
	10	1.1543	1.0335	1.0077
	11	1.1639	1.1432	1.1146
	12	1.0824	1.0849	1.0577
1972	1	1.1370	1.1500	1.1212
	2	1.1731	1.1504	1.1216
	3	1.2455	1.1752	1.1459
	4	1.3155	1.2561	1.2247
	5	1.4262	1.4245	1.3889
	6	1.5790	1.3064	1.2737
	7	1.5297	1.4071	1.3719
	8	1.4416	1.3495	1.3158
	9	1.3038	1.1090	1.0813
	10	1.2752	1.1197	1.0917
	11	1.2852	1.2714	1.2396
	12	1.1844	1.1960	1.1661
1973	1	1.2427	1.2664	1.2348
	2	1.3003	1.2971	1.2647
	3	1.3699	1.3467	1.3130
	4	1.4691	1.4658	1.4292
	5	1.5972	1.6491	1.6078
	6	1.8480	1.4987	1.4612
	7	1.7706	1.6569	1.6155
	8	1.6779	1.6306	1.5898
	9	1.5253	1.2683	1.2366
	10	1.5371	1.3331	1.2998
	11	1.5634	1.5652	1.5261
	12	1.4181	1.4505	1.4143

Bean 和 Stine C 型或 Rothwell 指数

22.87 本章最终考察的月环比指数⁴⁵是 *Bean* 和 *Stine C* 型（1924 年；第 31 页）或 *Rothwell*（1958 年；第 72 页）指数。⁴⁶该指数使用的是基期年份的季节性篮子，表示为月份 $m = 1, 2, \dots, 12$ 的矢量 $q^{0,m}$ 。该指数还采用了基期年份单位值价格，即 $p^0 \equiv [p_1^0, \dots, p_s^0]$ ，其中该矢量的第 n 个价格定义为：

$$p_n^0 \equiv \frac{\sum_{m=1}^{12} p_n^{0,m} q_n^{0,m}}{\sum_{m=1}^{12} q_n^{0,m}} \quad n = 1, \dots, 5 \quad (22.33)$$

现在， t 年 m 月的 Rothwell 价格指数可以定义为：

$$P_R(p^0, p^{t,m}, q^{0,m}) \equiv \frac{\sum_{n=1}^5 p_n^{t,m} q_n^{0,m}}{\sum_{n=1}^5 p_n^0 q_n^{0,m}} \quad m = 1, \dots, 12 \quad (22.34)$$

这样，随着月份变化，指数的数量权数出现变化，因此，该指数的月环比变动是价格和数量变化的混合变动。⁴⁷

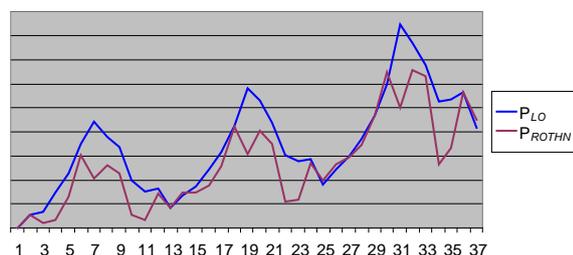
22.88 该指数采用 Turvey 修正数据集，像往常一样选择 1970 年为基期年份，并从 1970 年 12 月起算。表 22.25 将 Rothwell 指数 P_R 与对缺失价格采用结转价格的 Lowe 指数 P_{LO} 进行了比较。为了使这些序列的可比程度略大些，表 22.25 中也列出了正常化的 Rothwell 指数 P_{NR} ；该指数简单地等于初始 Rothwell 指数除以其第一个观测值。

⁴⁵ 关于存在季节性情况下的其他月环比指数建议，见 Balk（1980 年 a；1980 年 b；1980 年 c；1981 年）。

⁴⁶ 这是 Baldwin（1990 年，第 271 页）及其他价格统计人员在季节性商品方面所喜欢的指数。

⁴⁷ Rothwell（1958 年，第 72 页）证明了，指数的月环比变动表现为支出份额除以数量指数的形式。

图 22.6 Lowe 和 Rothwell 价格指数



22.89 图 22.6 中标出了将最后价格结转的 Lowe 指数和正常化的 Rothwell 指数，从中可以看出，Rothwell 指数与 Lowe 指数相比，季节性变动较小，而且总体上波动性也小一些。⁴⁸很明显，Rothwell 指数仍存在很大的季节性变动，如果不进行某种季节调整，可能不适宜作为衡量一般通胀的指数。

22.90 在下一节中，将对等 22.78 到 22.86 段定义的年度篮子型指数（虚拟的和不带虚拟的）进行季节调整，使用的方法与第 22.55 到 22.62 段的方法从本质上讲是相同的。

使用月环比年度篮子指数来预测滚动年指数

22.91 回想一下表 22.23，它表示的是 1970 年 12 月到 1973 年 12 月 37 个观测值的 Lowe、Young、几何 Laspeyres（使用结转价格）和取中滚动年指数，分别为 P_{LO} 、 P_Y 、 P_{GL} 和 P_{CRY} 。对前三个序列的每一个，将前 12 个观测值的一个季节调整因子（SAF）定义为：取中的滚动年指数 P_{CRY} 分别除以 P_{LO} 、 P_Y 和 P_{GL} 。现在，分别对这三个序列中每一个序列的第 13 到第 24 个观测值重复使用这 12 个季节调整因子，然后对剩下的观测值再重复一遍。通过这些操作，将为所有 37 个观测值生成三个季节调整因子序列（分别被标为 SAF_{LO} 、 SAF_Y 和 SAF_{GL} ）。 P_{LO} 、 P_Y 、 P_{GL} 和 P_{CRY} 中只有前 12 个观测值被用来生成三个季节调整因子序列。最后，通过将每个未调整指数乘以适当的季节调整因子来定义经过季节调整的 Lowe、Young 和几何 Laspeyres 指数：

$$\begin{aligned} P_{LOSA} &\equiv P_{LO} SAF_{LO} & P_{YSA} &\equiv P_Y SAF_Y \\ P_{GLSA} &\equiv P_{GL} SAF_{GL} \end{aligned} \quad (22.35)$$

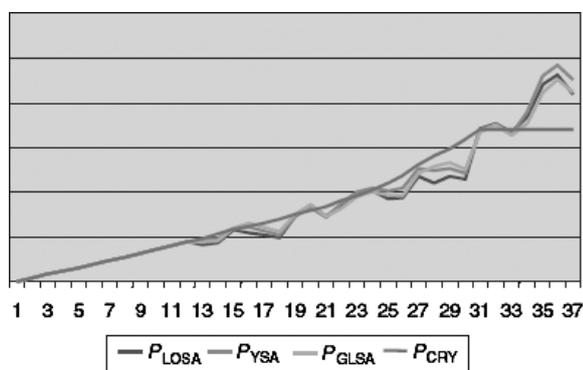
表 22.26 列出了这三个经过季节调整的年度篮子型指数以及目标指数和取中滚动年指数 P_{CRY} 。

表 22.26 经过季节调整的带有结转价格的 Lowe、Young 和几何 Laspeyres 指数和取中滚动年指数

年	月	P_{LOSA}	P_{YSA}	P_{GLSA}	P_{CRY}
1970	12	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
1971	1	1.0091	1.0091	1.0091	1.0091
	2	1.0179	1.0179	1.0179	1.0179
	3	1.0242	1.0242	1.0242	1.0242
	4	1.0298	1.0298	1.0298	1.0298
	5	1.0388	1.0388	1.0388	1.0388
	6	1.0478	1.0478	1.0478	1.0478
	7	1.0547	1.0547	1.0547	1.0547
	8	1.0631	1.0631	1.0631	1.0631
	9	1.0729	1.0729	1.0729	1.0729
	10	1.0814	1.0814	1.0814	1.0814
	11	1.0885	1.0885	1.0885	1.0885
	12	1.0824	1.0932	1.0900	1.0965
1972	1	1.0871	1.0960	1.0919	1.1065
	2	1.1148	1.1207	1.1204	1.1174
	3	1.1093	1.1214	1.1318	1.1254
	4	1.1057	1.1132	1.1226	1.1313
	5	1.0983	1.1039	1.1120	1.1402
	6	1.1467	1.1471	1.1505	1.1502
	7	1.1701	1.1667	1.1715	1.1591
	8	1.1456	1.1443	1.1461	1.1690
	9	1.1703	1.1746	1.1642	1.1806
	10	1.1946	1.2017	1.1905	1.1924
	11	1.2019	1.2102	1.2005	1.2049
	12	1.1844	1.2032	1.1938	1.2203
1973	1	1.1882	1.2089	1.1922	1.2386
	2	1.2357	1.2536	1.2431	1.2608
	3	1.2201	1.2477	1.2575	1.2809
	4	1.2349	1.2523	1.2656	1.2966
	5	1.2299	1.2425	1.2514	1.3176
	6	1.3421	1.3410	1.3335	1.3406
	7	1.3543	1.3512	1.3518	0.0000
	8	1.3334	1.3302	1.3276	0.0000
	9	1.3692	1.3800	1.3524	0.0000
	10	1.4400	1.4601	1.4242	0.0000
	11	1.4621	1.4844	1.4508	0.0000
	12	1.4181	1.4521	1.4236	0.0000

⁴⁸ 就表 22.25 中的 37 个观测值而言，Lowe 指数的平均值为 1.3465，标准差为 0.20313，而正常的 Rothwell 指数的平均值为 1.2677，标准差为 0.18271。

图 22.7 经过季节调整的带有推后价格的 Lowe、Young 和几何 Laspeyres 指数以及取中滚动年指数



22.92 表 22.26 中的 4 个序列与其前 12 个观测值相对应，这与季节调整序列的定义方式一脉相承。此外，由于需要有 1974 年前 6 个月的数据来计算所有这些指数值，所以取中滚动年指数 P_{CRY} 的最后 6 个观测值缺失。注意，从 1971 年 12 月到 1973 年 12 月，这三个经过季节调整的年度篮子型指数可以被用来预测相应的取中滚动年表值；参见图 22.7 对这些预测值的标绘。表 22.26 和图 22.7 中引人注目的是，这些经过季节调整的序列预测值与相应的目标指数数值相当接近。⁴⁹这个结果有些出人意料，因为年度篮子指数只使用 2 个连续月份的价格信息，而相应的取中滚动年指数则使用了大约 25 个月的价格信息。⁵⁰应该注意的是，对该数据集来说，经过季节调整的几何 Laspeyres 指数一般说来是相应滚动年指数的最佳预测工具。从图 22.7 可以看出，对于 1973 年的前几个月，这三个月环比指数低估了取中滚动年通胀率，但到了 1973 年年中，月环比指数就与目标值相吻合了。⁵¹

22.93 以虚拟指数代替结转年度篮子指数，即用表 22.24（而不是表 22.23）中的信息以及表 22.27（而不是表 22.26）中的信息，便可以重复上述操作。在表 22.27 中，还可以找到在前一节出现过的 Rothwell 指数

经过季节调整的版本。⁵²表 22.27 中的 5 个序列在图 22.8 中也有标绘。

22.94 同样，在表 22.27 中， P_{LOSA} 、 P_{YSA} 和 P_{GLSA} 栏列出的经过季节调整的年度篮子型指数（对缺失价格使用了虚拟值）与表 22.27 最后一栏中列出的相应取中滚动年指数比较接近。⁵³经过季节调整的几何 Laspeyres 指数与取中滚动年指数最为接近，而经过季节调整的 Rothwell 指数偏离最远。1973 年前几个月的月环比通胀率突然增长的时候，使用年度权数的三个经过季节调整的月环比指数 P_{LOSA} 、 P_{YSA} 和 P_{GLSA} 低于对应的取中滚动年指数 P_{CRY} ，但到 1973 年年中，所有这 4 个指数相互之间都相当接近。经过季节调整的 Rothwell 指数未能很好地估算这一特定数据集的 P_{CRY} 近似值，当然这可能取决于这一相当简单的季节调整方法。

22.95 比较表 22.26 和 22.7 的结果可以看出，对 Turvey 修正数据集来说，对缺失价格采用结转价格或进行虚拟的区别不大；季节调整因子会呈现未调整指数的起伏特征，一般来说，如果使用结转价格，就会出现这种起伏现象。尽管如此，在预测相应的取中滚动年指数方面，三个使用年度权数和虚拟价格的月环比指数确实比使用结转价格的指数做得好些。因此，建议使用虚拟价格取代结转价格。

22.96 本节中得出的结论对于那些希望将年度篮子型指数作为其旗舰指数的统计机构来说是相当令人鼓舞的。⁵⁴看起来，对于那些季节性很强的商品组别来说，其年度篮子型指数是可以进行季节调整的，⁵⁵而由此得出的季节调整指数值可以在更高一级的汇总中被用作该组的价比。几何 Laspeyres 指数看起来比 Lowe 指数更适合作为年度篮子指数。但对于这一数据集来说，二者的区别不大。

结论

22.97 从本章前几节的结果中可以得出以下几个初步结论：

⁴⁹ 对于观测值 13 到 31，经过季节调整的序列可以在取中滚动年序列上进行回归。对于季节调整的 Lowe 指数，得到的 R^2 为 0.8816；对于经过季节调整的 Young 指数，得到的 R^2 为 0.9212；而对于经过季节调整的几何 Laspeyres 指数，得到的 R^2 为 0.9423。这些拟合不如第 22.55 到 22.62 段获得的拟合那么好，后者使用经过季节调整的近似滚动年指数来预测 Laspeyres 定基滚动年指数。得出的 R^2 为 0.9662；回想一下对表 22.20 的讨论。

⁵⁰ 对于那些不如 Turvey 修正数据集有规律的季节性数据集来说，经过季节调整的年度篮子型指数的预测能力可能会少许多；也就是说，如果季节价格出现急剧变化，就不能指望这些月环比指数能够准确地预测滚动年指数。

⁵¹ 我们还记得，最后 6 个月的 P_{CRY} 值已经被人为地保持不变；需要有 1974 年的 6 个月数据来评估这些取中滚动年指数值，但这些数据并不存在。

⁵² 使用了等式 (22.35) 定义的季节调整技术。

⁵³ 对于观测值 13 到 31，可以在取中滚动年序列基础上对季节调整序列进行回归。对于经过季节调整的 Lowe 指数，得到的 R^2 为 0.8994；对于经过季节调整的 Young 指数，得到的 R^2 为 0.9294；而对于经过季节调整的几何 Laspeyres 指数，得到的 R^2 为 0.9495。对于经过季节调整的 Rothwell 指数，得到的 R^2 为 0.8704，低于其他三个拟合值。对于使用了虚拟价格的 Lowe、Young 和几何 Laspeyres 指数，这些 R^2 要高于那些使用结转价格得到的值。

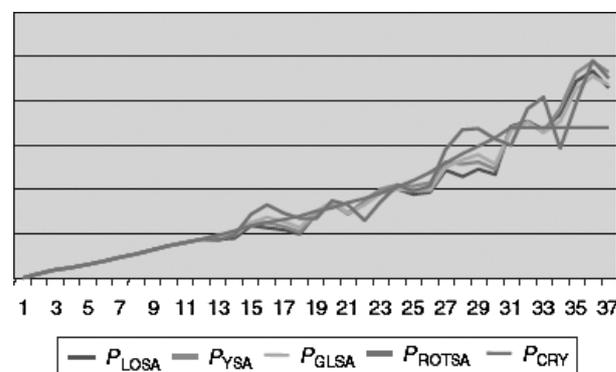
⁵⁴ 考虑到前面几章的结果，我们不鼓励使用年度篮子 Young 指数，因为其时间互换检验不成立，且导致上偏。

⁵⁵ 在季节调整过程中，没有必要使用滚动年指数，但我们仍建议使用之，因为这样会提高季节调整指数的客观性和可再生性。

表 22.27 经过季节调整、使用虚拟价格的 Lowe、Young 和几何 Laspeyres 指数，经过季节调整的 Rothwell 和取中滚动年指数

年	月	P_{LOSA}	P_{YSA}	P_{GLSA}	P_{ROTHSA}	P_{CRY}
1970	12	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
1971	1	1.0091	1.0091	1.0091	1.0091	1.0091
	2	1.0179	1.0179	1.0179	1.0179	1.0179
	3	1.0242	1.0242	1.0242	1.0242	1.0242
	4	1.0298	1.0298	1.0298	1.0298	1.0298
	5	1.0388	1.0388	1.0388	1.0388	1.0388
	6	1.0478	1.0478	1.0478	1.0478	1.0478
	7	1.0547	1.0547	1.0547	1.0547	1.0547
	8	1.0631	1.0631	1.0631	1.0631	1.0631
	9	1.0729	1.0729	1.0729	1.0729	1.0729
	10	1.0814	1.0814	1.0814	1.0814	1.0814
	11	1.0885	1.0885	1.0885	1.0885	1.0885
	12	1.0863	1.0972	1.0939	1.0849	1.0965
1972	1	1.0909	1.0999	1.0958	1.0978	1.1065
	2	1.1185	1.1245	1.1244	1.1442	1.1174
	3	1.1129	1.1250	1.1359	1.1657	1.1254
	4	1.1091	1.1167	1.1266	1.1460	1.1313
	5	1.0988	1.1043	1.1129	1.1342	1.1402
	6	1.1467	1.1469	1.1505	1.1339	1.1502
	7	1.1701	1.1666	1.1715	1.1746	1.1591
	8	1.1457	1.1442	1.1461	1.1659	1.1690
	9	1.1703	1.1746	1.1642	1.1298	1.1806
	10	1.1947	1.2019	1.1905	1.1715	1.1924
	11	1.2019	1.2103	1.2005	1.2106	1.2049
	12	1.1888	1.2078	1.1981	1.1960	1.2203
1973	1	1.1941	1.2149	1.1983	1.2089	1.2386
	2	1.2431	1.2611	1.2513	1.2901	1.2608
	3	1.2289	1.2565	1.2677	1.3358	1.2809
	4	1.2447	1.2621	1.2778	1.3373	1.2966
	5	1.2338	1.2459	1.2576	1.3131	1.3176
	6	1.3421	1.3406	1.3335	1.3007	1.3406
	7	1.3543	1.3510	1.3518	1.3831	0.0000
	8	1.3343	1.3309	1.3285	1.4087	0.0000
	9	1.3712	1.3821	1.3543	1.2921	0.0000
	10	1.4430	1.4634	1.4271	1.3949	0.0000
	11	1.4669	1.4895	1.4560	1.4903	0.0000
	12	1.4307	1.4651	1.4359	1.4505	0.0000

图 22.8 使用虚拟价格、经过季节调整的 Lowe、Young 和几何 Laspeyres 指数，经过季节调整的 Rothwell 和取中滚动年指数



- 在最大重叠月环比指数中包括季节性商品经常会导致大的偏差。因此，除非使用累积一年的季节性商品时，最大重叠月环比指数接近其相应的同比值，那么，季节性商品应该被排除在月环比指数之外，或者，应该使用第 22.91 到 22.96 段建议的季节调整程序。
- 即使存在季节性很强的商品，也总能构建同比月度指数。⁵⁶许多使用者会对这些指数感兴趣；此外，这些指数是年度指数和滚动年指数的基本构成部分。统计机构应该对这些指数进行计算，可将之称为“分析序列”以防止使用者将其与基本月环比消费者价格指数相混淆。
- 滚动年指数也应被作为分析序列备用。每个月，这些指数都会给出最可靠的年度通胀指标。这类指数可以被看作是经过季节调整的消费者价格指数，而且将其作为央行通胀目标是最自然不过的了。其弊端是，在衡量同比通胀时有 6 个月的滞后期；因此它不能被用作月环比通胀的短期指标。尽管如此，还是可以使用第 22.55 到 22.62 段和第 22.91 到 22.96 段建议的方法，以便使用当前价格信息对这些滚动年指数进行及时预测。
- 在存在季节性商品的情况下，也可以成功地使用年度篮子指数。然而，大多数消费者价格指数的使用者希望使用这些年度篮子型指数经过了季节调整的版本。可以使用第 22.91 到 22.96 段阐述的指数方法进行季节调整，也可以使用统计机构使用的传统季

⁵⁶ 如果假期变动或异常天气变化改变了“正常的”季节格局，那么同比指数可能会有一些问题。一般来讲，选择较长的期间会减轻这类问题；即，季度季节格局会比月度格局更稳定，而月度格局也相应会比周格局更稳定。

节调整程序。⁵⁷

- 从先验的角度看，在对任何两个期间进行价格比较时，Paasche 和 Laspeyres 指数同样重要。在正常情况下，通过使用链式指数而不是定基指数，会减少 Laspeyres 和 Paasche 指数之间的差异。因此，在构建同比月度或年度指数时，建议选择 Fisher 链式指数（或与 Fisher 链式指数非常相近的 Törnqvist–Theil 链式指数）作为统计机构应该进行近似的目标指数。然而，在构建月环比指数时，应该经常对照其同比指数来对链式指数进行核对，以核查有无链漂移。如果发现很大的漂移，必须用定基指数或经过季节调整的年度篮子型指数来代替链式月环比指数。⁵⁸
- 如果当期支出份额与基期年份支出份额并无太大

差异，Fisher 链式近似指数通常是非常接近 Fisher 目标链式指数的实际近似估算值。只要基期支出份额出现在指数公式中，Laspeyres、Paasche 和 Fisher 近似指数都会用这些份额取代当期（或滞后当期）支出份额。统计机构可以利用其正常的信息集合对 Laspeyres、Paasche 和 Fisher 近似指数进行计算。

- 几何 Laspeyres 指数是 Fisher 近似指数的另一表达方式；它使用的是同样的信息，通常接近 Fisher 近似指数。

很明显，与季节性商品指数处理方式有关的问题需要进行更多的研究。到目前为止，对何为这一领域的最佳做法尚无共识。

⁵⁷ 然而，在使用传统 X-11 型季节调整程序对主要消费者价格指数进行季节调整时存在一个问题，因为“最终的”季节调整因子通常还不存在，除非再收集 2 或 3 年的数据。由于不能对主要消费者价格指数进行修改，这可能会导致不能对其使用 X-11 型季节调整程序。注意，本章阐释的季节调整的指数方法并不存在这一问题。

⁵⁸ 另外，还可以使用某些多边指数公式；例如，参见 Caves、Christensen 和 Diewert（1982 年 a）或 Feenstra 和 Shapiro（2003 年）。

第二十三章 耐用品和用户成本

导言

23.1 当某个消费者购买了一项耐用品（非住房），国民消费者价格指数就会将所有的支出计入购买期，即使该商品的使用长于此购买时期。¹从定义上看，一项耐用消费品所提供的服务要长于计划时期。²《1993年国民账户体系》给耐用品下了以下定义：

对于货物而言，为了便于分析，区分获取和使用是十分重要的。这种区分所强调的是经济分析中广泛使用的耐用品和非耐用品的差异。事实上，耐用品和非耐用品的区分并非是基于其物理耐用性，而是基于一个商品是否只能一次性地用于生产或消费，或是基于其是否能重复或连续使用。例如，从物理意义上讲，煤是一个具有高度耐用性的商品，但是，它只能燃烧一次。因此，耐用品被定义为在正常或平均自然使用条件下，可以被在长于一年的时期里重复或连续使用的物品。耐用消费品是指一项可在一年或更长的时期里被重复或连续消费的物品（欧洲共同体委员会等，1993年，第208页）。

本章主要讨论按上述定义对耐用品进行定价中涉及的问题。³耐用性不仅仅反映一个商品就其物理状态而言可以持续使用一年以上（大部分商品都是这样的）：耐用品与非耐用品的区别在于前者能够在较长的时间里通过重复使用向消费者提供有用的服务。

23.2 由于耐用消费品所带来的好处不止一个时期，因此，将该耐用品的全部购买成本计入购买首期就不一定合适了。如果接受此观点，那么，就需将此资产的最初购买成本分摊到其整个使用时期里。这是一个基本会计问题。⁴

¹ 对消费品购买做此处理的可追溯到 Alfred Marshall（1898年，第594-595页）：

我们还注意到：尽管一个人从居住在其自有房屋中所得的好处通常被视为其实际收入的一部分，并且按其房屋的净出租价值进行估算；然而，对于其得自于家具和衣服的好处，则没有遵从同样的理念。这里，最好是遵从同样的做法，并且，最好不要将通常不被视为一个人收入一部分的物品计入国民收入或收益。

² 耐用品的另一个定义是对消费者提供的服务超过三年的商品：“经济分析局将耐用消费品定义为平均寿命至少为三年的耐用品”（Katz，1983年，第422页）。

³ 在第23.136到23.145段中，对非耐用品购买、消费及库存的会计处理做了简要论述。

⁴ Stephen Gilman（1939年）和 David Solomons（1961年）认为：

第三种做法是采用年度会计期间。这种做法是导致许多复杂会计问题的原因所在。如果不采用这种做法，会计将会是对业已完成的和充分实现的交易的一种简单记录工作：一种十分原始的简单行为（Gilman，1939年，第26页）。

“所有的收入计算问题都是我们试图将收入人为地列于某些较

Charles R. Hulten（1990年，第120-121页）就购买一项耐用品对会计师而言会产生的后果做了如下解释：

耐用性意味着：资本货物可用于两个以上时期的生产，反过来，这又意味着：须对任何年度里使用或租用资本货物的价值和拥有该资产的价值加以区分。如果任何一个特定年度中资本服务当年即得到了补偿；也就是说，如果所有的资本都是租来的，那么这种区分不一定会导致计算问题。在此情况下，租赁市场上的交易会确定各个时期资本货物的价格和数量，正如劳动力市场上的交易会给出劳动力服务的价格和数量一样。但是，遗憾的是，许多资本都为其所有人使用，而且资本服务在所有人和使用人之间的转让会导致一种不为统计学家所觉察的隐形租金，这样如果单纯根据市场数据，那么将无法对资本服务的价格和数量做出直接的估计，为此，要么采用对资本数量进行间接推算的程序（如永续盘存法），要么接受一些有缺陷的计算方法，如账面价值。

23.3 对于耐用性问题，有三种解决方法：

- 不考虑将耐用品的最初成本分摊至该物品的整个寿命时期，而是将全部成本计入购买期。这种方法被称为获取法，而且这种方法是目前消费者价格指数统计学家们对所有耐用品（住房除外）采用的方法；
- 租金等价法或租赁等价法。按此方法，对耐用品设置一个时期价格，此价格等同于相同时期1个等同耐用消费品的租金价格或租赁价格；
- 用户成本法。按此方法，耐用品的最初购买成本被分成两部分：一部分为一定时期里使用该耐用品服务的估计成本，另一部分是其视作一种须带来一定外生回报率的投资。

这三种方法将在后面三节中进行更为全面的讨论。

23.4 上面所讲的耐用品购买的三种处理方法可以用于任何耐用商品的购买。历史地看，租金等价法和用户成本法只适用于房主自住房。换言之，耐用消费品购买的获取法已被统计机构广泛使用，只有所有者自住房是个例外。此例外的一个原因可能是传统；Marshall制订了此规则，统计学家们此后沿用了他的做法。另一个原因可能是：除非耐用品的服务寿命非常长，否则从长期来看，是采用获取法，或是采用另外两种方法之一，通常都不会有很大的差异。对此，后面的第23.39至23.42段做了解释。

短期期间的结果。任何事最后都会理顺；但是，事到最后，一切都晚了而变得无所谓了”（Solomons，1961年，第378页）。

请注意：这些作者都没有提到其他复杂问题，也就是必须将未来收入和成本按美元现值折现。

23.5 对自住房的服务采用用户成本法进行评估的一项主要内容是折旧。第 23.43 至 23.68 段介绍了耐用消费品折旧的一般模型，接下去，专门介绍了最为常用的三种折旧模型。这些模型假定：每个时期生产的耐用品单位都是同质的，所以可用不同役龄的耐用品在任何时点上的价格信息来确定折旧方式。然而，许多耐用品（像住房）的生产都是定制的，所以第 23.43 至 23.68 段中介绍的折旧方法并不适用。对于像这些定制耐用品带来的特殊问题将在第 23.69 至 23.78 段中研究。

23.6 余下各节将讨论在对房主自住房的各项服务进行评估时，采用用户成本法和租金等价法所涉及的一些特殊问题。第 23.79 至 23.93 段介绍了房主自住房用户成本的推算方式和各种近似法。第 23.94 至 23.120 段研究一些与住房所有权有关的成本，第 23.121 至 23.133 段研究房东成本与房屋所有人成本可能存在的不同之处。如果对自住房的服务评估采用租金等价法，这方面的讨论就很有用：须注意扣除市场房租中住房所有人不会遇到的一些成本。

23.7 继 Marshall 之后，统计机构在处理房主自住房时，采用了获取法以外的其他方法。除了租金等价法（统计机构通常采用的方法）和用户成本法之外，还有第四种做法，即支付法，⁵这是一种现金流法，将在第 23.134 至 23.135 段中加以介绍。

23.8 第 23.136 至 23.145 段概括了自住房定价的三种主要方法在实施过程中遇到的问题。

获取法

23.9 Charles Goodhart（2001 年，第 F350 页）将处理自住房的净获取法描述如下：

第一种方法是获取法，这种方法反映的是新购自住房价格的变化，并根据参照人口的净购买加权。这是一种以资产为依据的指标，因此接近我认为更为合理的反映货币值变化的通胀指标，当然从某些方面来说，依据现有住房存量价格的变化，而非净购买价格的变化，可能会更好一些。此外，这种方法与处理其他耐用用品的方法也是一致的。有几个国家，包括澳大利亚和新西兰，已经采用了这种方法，而且，据我所知，这种方法也是欧洲地区调和消费者价格指数（HICP）拟采用的方法，目前，该指数不包括（新）住房购买价格指数，当然它确实包括房屋所有人的一些小修和保养项目以及承租人的所有支出。

23.10 净获取法的权重为基期住户部门从其他机构部门购买的净住房。须注意的是，原则上讲，从其他部门购买的二手房也是十分重要的；例如，某个地方政府也许会向自住房主出售租赁住房。然而，新建住房占此类交易

的主要部分。相对此类支出的长期价格基本上就是相对于基期新房价格而言的当期（质量调整后）（新）房价格。⁶ 如果将净获取法用于其他耐用消费品，实施起来就十分容易：将耐用用品的购买与非耐用用品或服务购买做同样处理。

23.11 净获取法的另一层延伸意义在于，对房主自住房的大部分翻建和加建也可视为在这种方法的适用范围之内。实际中，这类成本通常都不包括在标准消费者价格指数中。对于翻建和加建的处理将在第 23.107 至 23.117 段中进一步论述。

23.12 传统上，净获取法也包括与二手房买卖有关的转移成本，这种成本作为支出属于获取法下消费者价格指数的范畴。这些成本主要为使用不动产经纪人服务的成本和资产转让税。对于此类转让成本将在第 23.100、23.101 段及第 23.118 至 23.120 段中进一步论述。

23.13 获取法的主要优点在于：它以完全对等的方式来对待耐用用品和非耐用用品的购买，因此，统计机构不需开发专门的程序来处理耐用用品。如在下面将会看到的，此方法的主要缺点在于：与此方法相关的支出往往会低估租金等价法或用户成本法下相应的耐用用品支出。

23.14 获取法与其他方法之间有以下一些区别：

- 如果耐用用品存在出租或租赁市场，并且此耐用用品的寿命很长，那么，租金等价法或用户成本法下的支出权重通常会远大于获取法下相应的支出权重；参看第 23.34 至 23.42 段。
- 如果此耐用用品的基期对应于某个繁荣年（或萧条年），那么，其基期支出权重将会太大或太小。换言之，与获取法相对应的总支出可能比租金等价法或用户成本法下的总支出波动性要大得多。
- 如果一个国家耐用用品的自有比例和租用或租赁比例差异很大，那么在对这类消费进行跨国比较时，⁷采用获取法可能会导致误导性的跨国比较。其原因在于：净获取法中不包括资本成本，而另外两种方法都直接或间接地包括此项成本。

23.15 从根本上来讲，获取法是否适当取决于指数的总体目标。如果总体目标是反映当期消费服务的价格，那么，就可以认为获取法近似于其他其他更为适当的方法（这些方法可以是租金等价法或用户成本法）。如果指数的目标在于反映住户当期货币（或非推算）支出，那么，获取法就是优先的方法。

⁶ 此价格指数可能包括也可能不包括新建住房的土地价格。因此，新建住房的价格指数通常不包括土地价格。获取法重点关心的是家庭购买的由家庭部门之外的供应商所提供的货物和服务。如果新建住房的土地此前由家庭部门拥有，那么，在获取法下，此土地的成本可能会从新建住房价格指数中扣除。

⁷ 按 Hoffmann 和 Kurz（2002 年，第 3-4 页）的估计，约 60% 的德国家庭居住在租借的房屋中，只有 20% 左右的西班牙人租用住房。

⁵ 这是 Goodhart 所用的一个术语（2001 年，第 F350-F351 页）。

租金等价法

23.16 租金等价法就是按同期同一耐用消费品的相应市场出租价格（如果存在的话）对一耐用消费品在某一时期里所产生的服务进行估价。这是《1993年国民账户体系》中对自住房所采用的方法：

由于大多数国家都有组织良好的租房市场，自产自用的住房服务可参照市场上同样服务的价格，按照自产自用产品和服务的一般原则来估价。换言之，由自住房主生产的住房服务产出是按租户对同样服务支付的估计租金来估价的，同时考虑了位置、社区设施、住房的大小和质量等因素（欧洲共同体委员会等，1993，第134页）。

23.17 尽管这样，《1993年国民账户体系》还采用了Marshall（1898年，第595页）法，没有将租金等价法用于住房之外的耐用消费品。这似乎与下面所述《1993年国民账户体系》对耐用品的处理是不一致的：

由自住房主为自己最终消费生产的住房服务一直包括在国民核算的生产范畴之中，但这是一种例外的做法，因为一般情况下，都将自产自用服务排除在外。各国自住房与租赁住房的比例差异会很大，甚至在某一个国家的某个短时间里也存在很大的差异，所以，对住房服务生产和消费的国际和跨时比较可能会因未设算自产自用服务的价格而失真（欧共体委员会等，1993年，第126页）。

23.18 欧洲统计局（2001年）《国民核算价格与物量指标手册》也建议在自住房服务的处理上采用租金等价法：“在许多国家中，自住房主住房服务产出的现价都是通过将租借部门租住类似房屋支付的实际价格与自住房主的服务相比较来加以估计的。这样就可以对自住房主从其房屋服务中收到的名义租金进行设算”（欧统局，2001年，第99页）。

23.19 美国统计机构（劳动统计局和经济分析局）都用租金等价法来确定房主自住房服务的价格。Arnold J. Katz（1983年，第411页）对经济分析局的程序做了下面的介绍：

经济分析局基本上是按具有相同市场价值的同类住房的租金数据，来对房主自住房租金总额（场地租金）进行计量的。为了取得计入国民生产总值的服务价值（住房产品总值），此数据中包括的中间货物与服务价值（如维修支出、保险、自买公寓费及收房成本）都从场地租金中扣除。为了计算净回报（租金净收入），在服务额中减去了折旧、税费及净利息，并增加了补贴额。

23.20 上述对住房的处理尚存在一些问题，对于这些问题，将放在耐用品的用户成本法讨论之后，做进一步的讨论。⁸

23.21 总结上面的材料，可以看出，耐用品处理的租金等价法从概念上看十分简单：即将当期可比产品的

⁸ 为了预期后面的结果，主要问题在于：采用租金等价法对房主自住房的服务进行估价时，所得出的价格可能高于采用用户成本法得出的价格。

租金或租赁价格作为购买一个单位耐用消费品的购买价格。对于二手耐用消费品的现有存量，采用租金等价法即意味着需要找到可比二手单位的租金价格。⁹到目前为止，如上所说，统计机构尚未采用租金等价法来处理耐用品，只有一个例外，即房主自住房。然而，须说明的是，为了运用租金等价法，须存在相应的租借或租赁市场。往往不存在这样的市场，如果需要为住户所持有的、处于不同役龄的所有耐用品寻找与役龄相对应的租金价格，那么运用这种方法尤为困难。¹⁰

用户成本法

23.22 从某种程度上来说，处理耐用品时，采用用户成本法是十分简单的：首先根据相关时期内耐用消费品所产生的服务来计算耐用品的期初购买成本，然后从这些成本中减去期末出售该耐用品可能实现的利益。然而，这种方法的某些计算细节是有争议的。这里涉及机会成本（通常为推算成本）的使用，利息的处理，以及资本收益或持有收益的处理。

23.23 用户成本法的另一个复杂性在于：它需要区分被考察时期内的当期（流量）购买量和在会计期初和期末实际持有的耐用品存量分。到目前为止，在本手册中，在所有价格和数量水平下的购买都被视作是在某个时间点上发生的，例如，在被考察时期的中间点上，而且消费也被视作是在此时期发生的。因此，不需要考虑住户可支配耐用消费品的存量变化（和定价）。大多数价格统计学家们对于存量和流量会计中涉及的复杂问题都不熟悉。

23.24 为了确定某个时期（比如时期0）耐用品使用的净成本，假定一个单位的耐用品是以价格 P^0 在时期0的期初购买的。在时期0的期末时，此“用过的”或“二手”耐用品可以 p_s^1 价格出售。这样，在时期0，一个单位耐用消费品使用的合理净成本是其最初的购买价格 P^0 减去时期0期末的“残余价值” p_s^1 。然而，该时期期末收到的货币并不与期初收到的货币值钱。因此，为了将期末价

⁹ 确定耐用消费品存量等价租金的另外一个办法是，询问住户他们愿意以多高的价格出租其房屋。美国劳动统计局采用了这种方法，以确定房主自住房的支出权重；即询问房屋所有人向第三者出租其屋估计收取多高的费用；参看劳动统计局（1983年）。Lebow和Rudd（2003年，第169页）指出，美国根据对某个消费者支出进行调查所推算出来的租金估计数字与经济分析局推算的相应租金估计数相差很大，后者是对房主自住房存量采用一个租借房屋租金/价值比得来的。Lebow和Rudd认为，由于消费者支出调查的规模较小以及住户回忆或估计支出上的困难，支出调查估计值的可靠性可能会低于租金/价值比法。

¹⁰ 如果折旧形式是“单驾马车”或电灯泡型，那么对于所有役龄的耐用品，其租金价格都是相同的，因此，不需要详细了解不同役龄耐用品的市场租金。电灯泡型的折旧可回溯到Böhm-Bawerk（1891年，第342页）。关于此模型的最新材料，参看第23.62至23.68段，或Hulten（1990年）或Diewert（2003年b）。

值转换为等价的期初价值，有必要用 $1+r^0$ 项对 p_s^1 项进行折现，这里的 r^0 为时期 0 期初消费者面对的名义利率。因此，此耐用消费品时期 0 的用户成本 u^0 可定义为：¹¹

$$u^0 \equiv P^0 - \frac{P_s^1}{(1+r^0)} \quad (23.1)$$

23.25 可以从另一个角度来看用户成本等式(23.1)：消费者在时期 0 的期初以 P^0 价格购买了此耐用品，并向自己收取了租金价 u^0 。购买价格的余下部分 I^0 定义如下：

$$I^0 \equiv P^0 - u^0 \quad (23.2)$$

该部分可被看作作为一种投资，其目的在于让消费者承受的资本机会成本 r^0 产生相应的收益。在时期 0 的期末，如果 I^0 、 r^0 及该耐用品在 P_s^1 期末时出售的价格满足下式，这种收益率即能实现：

$$I^0(1+r^0) = P_s^1 \quad (23.3)$$

有了 P_s^1 和 r^0 ，根据等式 (23.3) 就可求出 I^0 ，而求出 I^0 后，如果有了 P^0 ，那么利用等式 (23.2)，就求出用户成本 u^0 。¹²

23.26 应予指出，一些价格统计学家反对将用户成本概念作为消费者价格指数的有效定价概念：

一个合适的消费者价格指数价格概念应只反映货币与其他东西的兑换比，而非一个时期的一种货币形式可与另一时期另一种货币形式的交换比。通过支付一定的利率，或通过某个升值资产享有实际或预期的持有收益，来将今日货币与明日货币进行交换的比对于货币当期购买力的计量是不起作用的 (Reinsdorf, 2003 年)。

用户成本与非耐用品或服务的价格是不一样的，因为用户成本概念需要对两个时点而非单一时点上的耐用品进行定价。¹³由于用户成本概念需要两个时点上的价格，在第一个时间点上收到的或付出的货币比第二个时点上付出或收到的货币更为值钱，于是用户成本公式中就引入了利率。此外，由于用户成本概念涉及两个时点的价格，如果计算被考虑时期的期初用户成本而非期末用户成本，就会涉及预期价格。由于存在这些复杂的问题，所以许多价格统计学家都不采用用户成本作为定价概念，这也就不奇怪了。然而，即使对于那些愿意用租金等价法而非用户成本法来处理耐用用品的统计学家们来讲，也有理由进一步考

察用户成本法，因为这种方法可以透视决定耐用品租借或租赁价格的经济因素。正如我们在第 23.121 至 23.133 段中所看到的，一个房屋的用户成本对于房东和所有人来讲可能会有很大的区别。因此，如果使用这种成本来推算所有人自住租金，就需对住房单位的市场租金做出一些调整。

23.27 如果对时期 0 经济折旧率 δ 和时期 0 事后资产通胀率 i^0 加以定义，用户成本公式 (23.1) 可以改写为更为熟悉的形式。用下式对 δ 加以定义：

$$(1-\delta) \equiv P_s^1/P^1 \quad (23.4)$$

式中的 P_s^1 为时期 0 期末二手资产的价格， P^1 为时期 0 期末新资产的价格。该新资产在时期 0 的通胀率 i^0 用下式定义：

$$1+i^0 \equiv P_s^1/P^1 \quad (23.5)$$

从 (23.4) 和 (23.5) 两个等式中消去 P^1 ，便可得到时期 0 二手资产价格的以下公式：

$$P_s^1 = (1-\delta)(1+i^0)P^0 \quad (23.6)$$

将等式 (23.6) 代入等式 (23.1) 便可得出时期 0 用户成本 u^0 的以下表达式：

$$u^0 = \frac{[(1+r^0) - (1-\delta)(1+i^0)]P^0}{1+r^0} \quad (23.7)$$

注意： $r^0 - i^0$ 可以解释为时期 0 的实际利率， $\delta(1+i^0)$ 可以解释为通胀调整后的折旧率。

23.28 用户成本 u^0 是用折现到时期 0 期初的价格来表示的。还可以用“折现”到时期 0 期末的价格来表示。¹⁴ 将时期 0 期末用户成本 p^0 定义为¹⁵

$$p^0 \equiv (1+r^0)u^0 = [r^0 - i^0 + \delta(1+i^0)]P^0 \quad (23.8)$$

上式中的后面一式是用等式 (23.7) 得来的。如果将实际利率 r^0 定义为名义利率 r^0 减资产通胀率 i^0 ，并且对小项 δ 忽略不考虑，那么，等式 (23.8) 定义的期末用户成本可简化为：

$$p^0 = (r^{0*} + \delta)P^0 \quad (23.9)$$

¹⁴ 此期间期初的用户成本 u^0 将所有货币成本和收益都折现为期间零期初的美元等价，而 p^0 则是将所有货币成本和收益折现（或升水）为期间零期末的美元等价。这样就放开了对该期间里发生的流量交易的处理方式。按财务会的惯例，该会计期间里发生的流量交易应视为发生在该会计期间的期末。按此做法，价格统计学家们应采用期末用户成本。

¹⁵ Christensen 和 Jorgenson (1969 年) 采用一个连续时间优化模型得出了一个类似于等式 (23.7) 的用户成本等式。如果通胀率 i 等于 0，那么，用该用户成本等式 (23.7) 可简化为 Walras (1954 年，第 269 页；1874 年第一版) 得出的等式。工业工程师 A. Hamilton Church (1901 年，第 907-908 页) 也得出了此零通胀率用户成本等式，他也许吸收了 Ewing Matheson (1910 年，第 169 页，1884 年第一次出版) 的研究成果：“对于一个在若干年里租用得到保证的工厂（且租金是作为利润的一个冲减项），利率（一个适当的利率），就适用于建筑物而言，应等于（包括折旧率）拥有此工厂但未自用的房东出租此工厂的租金”。至于时间不连续的情况下，用户成本等式的其他形式，可见 Katz (1983 年，第 408-409 页) 和 Diewert (2003 年 b)。

¹¹ 此用户成本等式是由 Diewert (1974 年 b) 推导出来的，他推出的等式又采用了 Hicks (1946 年，第 326 页) 方法。

¹² 此耐用消费品用户成本也由 Diewert (1974 年 b，第 504 页) 推导。

¹³ Woolford 提出，利息应从计量通胀的理想价格指数中扣除。按其观点，利息并非为同期价格，即利率一定是针对两个时间点的；起点是资金被贷出去，终点是贷出的资金须予偿还。因此，如果研究只包括同期价格的定义范畴，就应扣除利息。Woolford (1999 年，第 535 页) 指出，其理想的通胀指标“将是同期性的，只反映商品和服务交易价格的当期趋势。它将不包括利率，因为它们是跨时期的价格，代表的是今天消费而非未来消费的相对价格”。

23.29 综合交易成本和通胀，可以看出：等式(23.9)定义的期末用户成本是一种近似租金成本；即，使用耐用消费品(或生产品)的租金成本应等于占压资本额的(实际)机会成本 $r^0 * P^0$ 加时期 δP^0 资产价格的下跌。因此，等式(23.8)和(23.9)可从一定程度上解释决定耐用消费品租金或租赁价格的经济因素。

23.30 如果采用等式(23.9)定义的简化用户成本公式，那么，为耐用品用户成本确定价格指数并不比为耐用品购买价格确定价格指数 P^0 难多少。价格统计学家只需要：

- 对月度或季度实际利率 r^0 应处于的适当水平做出一个合理的假设；
- 对月度或季度折旧率 δ 应处于的合理水平做出一个假设；¹⁶
- 收集耐用品的购买价格 P^0 ；
- 对基期参考人口持有的耐用品总存量做出一个数量估计。为了建立一个最佳指数，需对每一个时期的持有存量做出估计。

23.31 如果有必要采用更为复杂的用户成本公式(23.8)来取代简化公式(23.9)，那么，情形将会更为复杂。由上可知，期末用户成本公式(23.8)是一种事后用户成本：资产通胀率 i^0 只有在时期 0 结束时才能计算出来。如果将 i^0 解释为预期资产通胀率，即可将公式(23.8)转换为一种事先用户成本公式。得出的公式应接近于通胀条件下资产的市场租金率。¹⁷

23.32 注意：对于耐用消费品的处理，如果采用用户成本法，整个用户成本公式(23.8)或(23.9)所采用的价格都是时期 0 的价格。因此，就时间序列而言，没有必要分别缩减公式的每一项；将时期 0 的价格 $p^0 \equiv [r^0 - i^0 + \delta(1+i^0)]P^0$ 与相应时期 1 的价格 $p^1 \equiv [r^1 - i^1 + \delta(1+i^1)]P^1$ 进行比较，以此类推。

23.33 原则上讲，可以采用二手耐用品的单位销售价格资料对折旧率做出估计。这种方法将在第 23.43 至 23.68 段中做进一步的解释。然而，在此之前，有必要根据本节材料，对耐用品采用用户成本法进行处理和采用获取法进行处理时，两者之间可能存在的关系进行解释。此项内容在下节中进行讨论。

用户成本和获取成本间的关系

23.34 本节对耐用消费品处理的成本法和获

¹⁶ 第 23.43 至 23.68 段详细解释的几何折旧模型只要求一个单一的月度或季度折旧率。其他的折旧模型可能要求对不同役龄的折旧率做出估计。如果年度估计几何折旧率为 δ_0 ，那么，通过求解 $(1-\delta)^{12} = 1 - \delta_0$ 等式，可以得到相应的月度几何折旧率 δ 。类似地，如果年度估计实际利率为 r_0^* ，那么，通过求解 $(1+r^*)^{12} = 1 + r_0^*$ 等式，可以得出相应的月度实际利率 r^* 。

¹⁷ 由于房东须在期初制订租金(事实上，他们通常会确定一个较长期间的租金)，如果采用用户成本法对市场租金率的经济决定因素建模，那么，资产通胀率 i^0 应被解释为一种预期通胀率，而非事后实际通胀率。

取法进行比较。显然，从短期来看，每种方法下的价值流可能差异很大。例如，如果实际利率 $r^0 - i^0$ 很高，而经济处于严重的衰退或萧条之中，那么，新耐用消费品的购买 Q^0 就可能会很低靡，对于寿命很长的资产(比如房子)来讲，甚至接近于零。相反，如果用户成本接近于零，现有的耐用消费品存量将从前期结转，并按适当的用户成本定价，相应的消费价值流将十分庞大。因此，从短期来看，两种方法下消费货币价值可能会大相径庭。有鉴于此，在下面的论述中，做了一个(理论上)较为长期的比较，并且假定实际利率保持不变。¹⁸

23.35 假定在时期 0 里，参考住户人口以 P^0 价格购买了 q^0 单位的耐用消费品。这样，获取法下时期 0 消费价值便为：

$$V_A^0 \equiv P^0 q^0 \quad (23.10)$$

23.36 回顾一下，对于时期 0 期初购买的一个单位新资产，其折现为时期 0 期末的用户成本为(等式 23.8 定义的) p^0 。为了简化分析，假定使用余额递减折旧；即，在时期 0 期初时，使用满一个时期的资产价值为 $(1-\delta)P^0$ ；满二个时期的资产价值为 $(1-\delta)^2 P^0$ ；满 t 个时期的资产价值是 $(1-\delta)^t P^0$ ；以此类推。按这些假定，对于在时期 0 期初购买的新资产，其折现为时期 0 期末的用户成本为 p^0 ；对于在时期 0 期初满一个时期的资产，其折现为时期 0 期末的用户成本为 $(1-\delta)p^0$ ；对于在时期 0 期初满二个时期的资产，其相应的用户成本为 $(1-\delta)^2 p^0$ ；对于时期 0 期初满 t 个时期的资产，其相应的用户成本为 $(1-\delta)^t p^0$ 等等。¹⁹ 最后的简化假定是，在过去，住户购买的耐用消费品一直按几何率 g 增长。这意味着，如果时期 0 里住户购买的耐用品为 q^0 ，那么，在前一个时期里，住户购买了 $q^0/(1+g)$ 新单位；二个时期之前，他们购买了 $q^0/(1+g)^2$ 新单位； t 时期前，他们购买了 $q^0/(1+g)^t$ 新单位；以此类推。把这些假设都放在一起，可以看出：按照用户成本法，时期 0 的消费价值为：

$$\begin{aligned} V_U^0 &\equiv p^0 q^0 + \frac{(1-\delta)p^0 q^0}{1+g} + \frac{(1-\delta)^2 p^0 q^0}{(1+g)^2} + \dots \quad (23.11) \\ &= \frac{(1+g)p^0 q^0}{g+\delta} \quad (\text{无穷数列求和}) \\ &= \frac{(1+g)[r^0 - i^0 + \delta(1+i^0)]P^0 q^0}{g+\delta} \\ & \quad (\text{采用等式(23.8)}) \quad (23.12) \end{aligned}$$

23.37 设资产通胀率 i^0 为 0(或用实际利率 r^0 取代 $r^0 - i^0$ ，并忽略小项 δi^0)，等式(23.12)可加以简化。按

¹⁸ 下面的材料取自于 Diewert (2002 年 c)。

¹⁹ 对于许多耐用消费品而言，“单驾马车”折旧假设可能比余额递减模型更为现实；参看第 23.43 至 23.68 段，或 Hulten (1990 年)，或 Diewert 和 Lawrence (2000 年)。

此条件，时期 0 用户成本法下的消费流 (23.12) 与获取法 (23.10) 统计下的消费流之比为：

$$\frac{V_U^0}{V_A^0} = \frac{(1+g)(r^{0*} + \delta)}{g + \delta} \quad (23.13)$$

23.38 采用公式 (23.13)，可以看出，如果 $1+g>0$ ， $\delta+g>0$ ，那么 V_U^0/V_A^0 在下式条件下将大于 1：

$$r^{0*} > \frac{g(1-\delta)}{1+g} \quad (23.14)$$

此条件通常都会得到满足。²⁰因此，在通常条件下，在一个较长时间区间里，按用户成本法，住户在耐用消费品上的支出往往会超过相应的新购买耐用消费品的货币支出。两种方法间的区别往往会随着资产寿命的增长而扩大（即随着折旧率 δ 的下降而扩大）。

23.39 为了粗略了解两种方法的价值比 (V_U^0/V_A^0)，采用年度数据，以“住房”为例，对等式 (23.13) 做了估计，即折旧率为 2% ($\delta=0.02$)，实际利率为 4% ($r^{0*}=0.04$)，同时，新建住房的增长率为 1% ($g=0.01$)。在此基准情况下，住房的用户成本支出对同期新建住房购买之比 V_U^0/V_A^0 为 2.02。如果折旧率增加为 3%，那么， V_U^0/V_A^0 便下降为 1.77；如果折旧率下降为 1%，那么 V_U^0/V_A^0 便增加为 2.53。再来看看基准情况，如果实际利率增加至 5%，那么 V_U^0/V_A^0 便增加为 2.36；如果实际利率下降为 3%，那么 V_U^0/V_A^0 就会下降为 1.68。最后，如果新建住房的增长率为 2%，那么 V_U^0/V_A^0 就会下降到 1.53；如果增长率下降到 0，那么 V_U^0/V_A^0 就会增加到 3.00。因此，在消费者价格指数中对住房采用获取法，支出权重约为用户成本法的一半。

23.40 对于寿命较短的资产，获取法和用户成本法之间的差异将不会很大，这意味着：获取法是消费服务的近似“正确”指标。²¹

23.41 下面清单是对消费品购买采用用户成本法可能出现的问题和困难：²²

- 难以确定每个住户的名义利率 r^0 。如果一个消费者须通过借钱来解决购买某个耐用消费品所需的资金，那么，这种利率通常远高于一个无需借钱来购买住房

²⁰ 注意：根据比率等式 (23.13)， $V_U^0/V_A^0 = (1+g)$ 和获取法，如果实际利率 r^0 等于 g ，那么在长期情况下，耐用消费品购买的实际增长率将或多或少地等同于用户成本法。

²¹ 简化的用户成本法也可用于其他耐用消费品。在等式 (23.13) 中，设 $r^{0*}=0.04$ ， $g=0.01$ 及 $\delta=0.15$ 。在此条件下， $V_U^0/V_A^0=1.20$ ；即，对于 15% 的余额递减折旧率，用户成本法可能会导致消费价值的估计值比同等条件下获取法的估计值高 20%。因此，对于低于 15% 的耐用消费品折旧率，如果由统计机关编制这些货物的用户成本，并且由国民帐户部门编制相关的消费流量作为“分析序列”，那么将是十分有用的。应指出，这样做可将目前国民核算国民核算中对住房的处理扩大到其他长寿命的耐用消费品。同时，应注意：国民核算国民核算中对消费做这种修正处理往往会使富人更富，因为那些较穷的国家人均持有的长寿命耐用消费品会较少。

²² 关于用户成本法使用中存在的困难，详情可参看 Diewert (1980 年，第 475-479 页) 和 Katz (1983 年，第 415-422 页)。

的消费者可得到的安全回报率（即其机会成本回报率）。²³也许有必要简单地采用一个可能由政府、国家统计局或某个会计标准委员会制订的基准利率。

- 通常难以确定耐用消费品的相关折旧率。²⁴
- 根据公式 (23.8) 得出的事后用户成本往往波动性太大，难以为用户所接受²⁵（由于资产通胀率 i^0 的波动性），因此，须采用事先用户成本概念。这会带来困难，因为不同国家的统计当局通常会做出不同的假设，并采用不同的方法来构建预测框架和土地通胀率。由此形成的耐用消费品事先用户成本对于各国而言可能是不可比的。²⁶
- 用户成本公式 (23.8) 必须具有普遍性，以纳入各种与耐用消费品购买或耐用消费品连续使用有关的税收。²⁷

23.42 与折旧率估计有关的一些问题将在下节中讨论。

其他折旧方式

(非变化) 耐用消费品的普通折旧方式

23.43 此分节将介绍耐用消费品的“一般”折旧方式，这些耐用消费品在市场上的每个阶段中都出现，且无质量上

²³ Katz (1983 年，第 415-416 页) 对确定适当利率过程中遇到的困难做了下面的评述：

存在许许多多的替代方法：财务借款利率，储蓄利率，以及两者的加权平均；非金融投资（如住房，也许对资本收益进行了调整）利率；以及消费者主观时间偏好利率。此外，对于比率是应为最大观察利率、平均观察利率，还是为那些与被估值耐用消费品的服务具有同样风险和流动性的投资所具有回报率，尚存在一些争议。

²⁴ 没有必要在用户成本法中假定余额递减折旧：任何形式的折旧都可以运用，包括“单驾马车”折旧。按此折旧，耐用消费品会在报废之前产生连续不变的服务。参看 Diewert 和 Lawrence (2000 年) 使用不同折旧形式对加拿大所做的一些实证研究。关于折旧参考文献和折旧率估计的实证方法，可参看 Hulten 和 Wykoff (1981 年 a；1981 年 b；1996 年) 及 Jorgenson (1996 年)。

²⁵ Goodhart (2001 年，第 F351 页) 对住房采用事后用户成本存在的实际困难做了以下评论：

一个理论性更强的用户成本法旨在对放弃成本进行估算，也就是：对于所有人自用的住房而言，假设在相关期间的期初将其出售并在期末时将其赎回，那么相对于由此产生的损益而言，所有人居住在自有住房中的放弃成本将是多少...但是，这会给出这样一个荒诞的结果：随着住房价格的上升，机会成本却会下降；房屋资产价格恶性通胀程度越大，这种指标所带来的负面影响就会越大。尽管从某种程度上来说，这是出于学术上的一种热爱，但从管理上看却是站不住脚的。我高兴地看到，没有一个国家采用了这种方法。

正如后面将会看到的，冰岛事实上已采用了一种简化的用户成本框架。

²⁶ 关于事先用户成本推算过程中会遇到的困难，详情可参看 Diewert (1980 年，第 475-486 页) 和 Katz (1983 年，第 419-420 页)。对于不同用户成本等式的实证比较，可参看 Harper、Berndt 及 Wood (1989 年)；Diewert 和 Lawrence (2000 年)。

²⁷ 例如，房产税与住房服务的使用有关，因此应包括在用户成本等式中；参看第 23.100 和 23.101 段。如 Katz (1983 年，第 418 页) 指出，税收问题也会对利率的选择产生影响：“回报率应是税前还是税后的回报率？”对于不准备借钱解决耐用消费品购买所需资金的住户，税后回报率似乎是适当的；但是对于租赁公司来讲，税前回报率似乎是合适的。这种差异有助于解释为什么耐用消费品的等价租金要高于用户成本价格。

的变化。在后面的三个分节中，这种普通方式将被细分为文献中最为常见的三种方式。在下面的第 23.69 至 23.78 段中，将讨论在将耐用品是独特商品时会出现的其他一些问题。

23.44 可用来确定耐用品折旧率的主要工具是，任何时点上二手市场上该商品出售的（横截面）役龄资产价格序列。²⁸

23.45 需要采用一些符号。设 P^0 为时期 0 期初新生产的耐用品单位价格（这与前面使用的符号是同样的）。设 P_v^t 为满 v 个时期的单位耐用品在时期 t 期初的二手市场价格。²⁹ 设 δ_v^0 为在时期 0 期初已满 v 个时期的单位耐用品在时期 0 的折旧率。这些折旧率可递归定义，起点为时期 0 崭新单位的折旧率 δ_0^0 ，采用时期 0 役龄资产价格 P_v^0 ，公式如下：

$$1 - \delta_0^0 = P_1^0 / P^0 \quad (23.15)$$

一旦等式 (23.15) 对 δ_0^0 做了定义，在时期 0 之初使用满一个时期的单位耐用品时期 0 的横截面折旧率 δ_1^0 就可用下面的公式来定义：

$$(1 - \delta_1^0)(1 - \delta_0^0) = P_2^0 / P^0 \quad (23.16)$$

注意： P_2^0 为使用满二个时期的单位耐用品在时期 0 之初的资产价格，而且与一个新单位的耐用品价格 P^0 相比较（此价格等于 P_0^0 采用役龄物品符号）。

23.46 由于已经对在时期 0 之初使用满 0, 1, 2, ..., $v-1$ 个时期的耐用品定义了时期 0 的横截面折旧率（即上述役龄的折旧率依次为 $\delta_0^0, \delta_1^0, \delta_2^0, \dots, \delta_{v-1}^0$ ），那么，对于时期 0 之初满 v 个时期的耐用品，其时期 0 的横截面折旧率可以定义如下：

$$(1 - \delta_v^0) \dots (1 - \delta_1^0)(1 - \delta_0^0) = P_{v+1}^0 / P^0 \quad (23.17)$$

23.47 应清楚如何将一系列时期 0 里的役龄资产价格 P_v^0 转换为时期 0 的役龄折旧率。同时，还应清楚，为了得到 t 时期的役龄折旧率序列 P_v^t ，可用属于 t 时期之初的役龄资产价格数据，代入等式 (23.15) - (23.17) 进行循环计算。在这方面的文献中，通常假定，役龄折旧率序列 δ_v^t 独立于 t 时期，所以：

$$\text{在整个 } t \text{ 时期里和所有役龄 } v \text{ 里, } \delta_v^t = \delta_v^0 \quad (23.18)$$

²⁸ 另一个可用来确定耐用品折旧率的信息来源是一些耐用消费品可能存在的役龄租金或租赁价格序列。在密切相关的资本测算文献中，在一组役龄账户中对资本服务和资本存量进行内部统一处理的一般框架是由 Jorgenson (1989 年) 和 Hulten (1990 年，第 127-129 页；1996 年，第 152-160 页) 制订的。

²⁹ 采用这种役龄符号，可以看出，时期 $t=0$ 之初役龄 $v=0$ 的价格 P_0^0 等于新单位产品的价格 P^0 。如果这些二手役龄价格取决于先前各期间里此耐用品的使用程度，那么，不仅需要根据役龄 v ，而且需要根据其先前使用程度来对其加以分类。在此情况下，应把役龄资产价格序列 P_v^0 看作是期间 0 之初已按“平均”程度使用过的各役龄资产的主导市场价格。

23.48 上述材料显示了如何利用某个时点的役龄或二手耐用品的价格序列来估计折旧率。此方法的先驱者是 Beidelman (1973 年；1976 年)、Hulten 和 Wykoff (1981 年 a；1981 年 b；1996 年)，³⁰我们只是做了几处修正，以适用于不同的退役时间。

23.49 再回过头来看看等式 (23.1) 定义的新耐用品用户成本公式。可以用同样的方法来定义所有役龄 v 耐用品在时期 0 的用户成本序列。例如，假定对于那些在时期 0 之初使用满 v 个时期的单位耐用品来说，其时期 0 期末的预期价格为 P_{v+1}^{1a} ，而且假定 r^0 是消费者的资本机会成本。那么，对于那些在时期 0 之初使用满 v 个时期的单位耐用品来说，其用户成本（已折现到时期 0 之初） u_v^0 定义如下：

$$u_v^0 \equiv P_v^0 - P_{v+1}^{1a} / (1 + r^0) \quad v=0, 1, 2, \dots \quad (23.19)$$

23.50 现在有必要来说明时期 0 期末的预期役龄资产价格 P_v^{1a} 与其相对应的时期 0 期初役龄资产价格 P_v^0 的关系。现在所做的假定是，时期 0 期末整个役龄资产价格序列等于时期 0 之初相应的资产价格序列乘上普通预期时期 0 通胀率系数 $(1+i^0)$ ，其中的 i^0 为时期 0 预期（普通）资产通胀率。因此，假定：

$$P_v^{1a} = (1+i^0)P_v^0 \quad v=0, 1, 2, \dots \quad (23.20)$$

将等式 (23.20) 及 (23.15) - (23.18) 代入等式 (23.19) 便会有下面的时期 0 期初役龄用户成本序列：³¹

$$\begin{aligned} u_v^0 &= (1 - \delta_{v-1}^0)(1 - \delta_{v-2}^0) \dots (1 - \delta_0^0) \\ &\quad \times [(1 + r^0) - (1 + i^0)(1 - \delta_v^0)] P^0 / (1 + r^0) \\ &= (1 - \delta_{v-1}^0)(1 - \delta_{v-2}^0) \dots (1 - \delta_0^0) \\ &\quad \times [r^0 - i^0 + \delta_v^0(1 + i^0)] P^0 / (1 + r^0) \\ &v=0, 1, 2, \dots \end{aligned} \quad (23.21)$$

23.51 注意：如果 $v=0$ ，那么等式 (23.21) 定义的 u_0^0 即与新购买耐用品的用户成本等式一致，即与用前面等式 (23.7) 求得的 u^0 相一致。

23.52 等式 (23.21) 定义的役龄用户成本序列 u_v^0 是用价格来表达的，而这些价格都被折现到了时期 0 的期初。然而，正如我们在第 23.22 至 23.33 段中所讨论的那样，还可以按“折现”到时期 0 期末的价格来表述用户成本。因此，我们可用下式来定义时期 0 期末役龄用户成本 p_v^0 序列：

$$\begin{aligned} p_v^0 &\equiv (1 + r^0) u_v^0 = (1 - \delta_{v-1}^0)(1 - \delta_{v-2}^0) \dots (1 - \delta_0^0) \\ &\quad \times [r^0 - i^0 + \delta_v^0(1 + i^0)] P^0 \\ &v=0, 1, 2, \dots \end{aligned} \quad (23.22)$$

³⁰ 还可参看 Jorgenson (1996 年) 对折旧率估算的实证文献综述。

³¹ 当 $v=0$ ，定义 $\delta_{-1}^0=1$ ；即，在等式 (23.21) 右边方括号前的项被设定为 1。

23.53 如果实际利率 r^0 被定义为名义利率 r^0 减资产通胀率 i^0 ，并在等式 (23.22) 中忽略小项 $\delta_v i^0$ ，那么，等式 (23.22) 定义的期末用户成本序列就可简化为：

$$p_v^0 = (1 - \delta_{v-1})(1 - \delta_{v-2}) \dots (1 - \delta_0)[r^{0*} + \delta_v]P^0 \quad v=0, 1, 2, \dots \quad (23.23)$$

因此，如果价格统计学家对役龄折旧率 δ_v 和实际利率 r^0 做了估计，并且能够收集到新单位耐用品的价格样本 P^0 ，那么，等式 (23.23) 定义的役龄用户成本序列就可以算出来。为了完成此模型，价格统计学家们应收集住户部门所持有的每个役龄耐用品的存量信息。这样，正态指数理论就可用于这些 p 和 Q 值， p 组值为每个时期役龄用户成本， Q 组值为役龄存量。关于在一些假定条件下将这种方法用于折旧率和预期资产通胀率计算的一些实例，可参看 Diewert 和 Lawrence (2000 年) 和 Diewert (2003 年 c)。³²

23.54 在下面三个分节中，将通过役龄折旧率 δ_v 做出进一步假设，来对上面介绍的一般方法加以展开。

几何或余额递减折旧

23.55 余额递减折旧法至少可以回溯到 Matheson (1910 年，第 55 页)。³³ 按上个分节介绍的代数法，该方法十分简单：假定等式 (23.15) - (23.17) 定义的所有横截面役龄折旧率 δ_v^0 等于同一折旧率 δ ，这里的 δ 为一个小于 1 的正数；即对所有 t 时期和所有役龄 v ，都假定：

$$\delta_v^t = \delta \quad v=0, 1, 2, \dots \quad (23.24)$$

将等式 (23.24) 代入等式 (23.22) 便可得到下列时期 0 役龄用户成本序列等式：

$$p_v^0 = (1 - \delta)^v [(1 + r^0) - (1 + i^0)(1 - \delta)]P^0 \quad v=0, 1, 2, \dots \\ = (1 - \delta)^v p_0^0 \quad (23.25)$$

23.56 等式 (23.25) 中的第二组等式是说，所有役龄用户成本都与新资产的用户成本成比例。这种比例关系意味着，没有必要用一个指数公式对各个役龄予以加总来求得耐用品服务的总量。为了理解这点，有必要对时期 0 期初所有役龄耐用消费品产生的服务价值总量进行计算。假定 q^{-v} 为住户部门在 v 个时期之前 ($v=1, 2, \dots$) 所购买的耐用品数量，假定 q^0 为时期 0 新购买的耐用品数量。这些役龄 v 的时期 0 期初价格将为 p_v^0 (根据上面等式 (23.25) 定义)。因此，加总所有役龄物品 (包括

时期 0 购买的物品) 的服务后，将为以下数值 S^0 ：

$$S^0 = p_0^0 q^0 + p_1^0 q^{-1} + p_2^0 q^{-2} + \dots \\ = p_0^0 q^0 + (1 - \delta)p_0^0 q^{-1} + (1 - \delta)^2 p_0^0 q^{-2} + \dots$$

采用等式 (23.25)

$$= p_0^0 [q^0 + (1 - \delta)q^{-1} + (1 - \delta)^2 q^{-2} + \dots] \\ = p_0^0 Q^0 \quad (23.26)$$

式中时期 0 消费的耐用品服务总量 (做了质量调整) Q^0 的定义为：

$$Q^0 \equiv q^0 + (1 - \delta)q^{-1} + (1 - \delta)^2 q^{-2} + \dots \quad (23.27)$$

23.57 因此，时期 0 服务数量总量 Q^0 等于时期 0 新购买耐用品数量 q^0 加 1，减折旧率 δ ，乘前一时期的耐用品购买量 q^{-1} ，加 1 与折旧率之差的平方，乘上二个时期之前的耐用品购买量 q^{-2} ，以此类推。可用于这种数量加总的服务价格为 p_0^0 ，同时，对于在时期 0 购买的新单位购买品，可适用推算的租金价格或用户成本。

23.58 如果之前时期的折旧率和购买的耐用品为我们所知，那么，使用等式 (23.27) 可以方便地计算服务总量 Q^0 。结合等式 (23.26) 可以看出，(所有役龄) 耐用品的服务价值 S^0 分解成了价格项 p_0^0 乘数量项 Q^0 。因此，用这种折旧法，没有必要用一个指数公式对所有役龄物品进行加总。

直线折旧

23.59 另一个很常见的折旧方式是直线折旧法。³⁴ 按此法，耐用品最有可能的寿命长度基本上是定下来的，例如 L 个时期，所以在使用期超过 L 个时期后，此耐用品即报废。直线折旧法假定，时期 0 的横截面役龄资产价格 P_v^0 相对于时期 0 新资产的价格 P^0 而言，遵循下面线性递减方式：

$$\frac{P_v^0}{P^0} = \frac{L - v}{L} \quad \text{其中 } v=0, 1, 2, \dots, L-1 \quad (23.28)$$

对于 $v=L, L+1, \dots$ ，假定 $P_v^0=0$ 。现在将等式 (23.20) 和 (23.28) 代入期初用户成本公式 (23.19)，求得耐用品的时期 0 役龄用户成本序列：

$$u_v^0 = P_v^0 - (1 + i^0)P_{v+1}^0 / (1 + r^0) \quad \text{其中 } v=0, 1, 2, \dots, L-1 \\ = \frac{(L - v)P^0}{L} - \frac{(1 + i^0)(L - v - 1)P^0}{(1 + r^0)L} \\ = \frac{P^0}{1 + r^{0*}} \left[\frac{(L - v)r^{0*}}{L} + \frac{1}{L} \right] \quad (23.29)$$

³² 另外一些例子和讨论可参看经合组织最近出版的两本关于生产率与资本计算的手册；参看经合组织 (2001 年 a；2001 年 b)。

³³ 这是 Walras (1954 年，第 268-269 页) 对此方法所做的一项贡献，但是他并没有给出所有的细节。Matheson (1910 年，第 91 页) 用了“价值递减”一词来描述这种方法。Hotelling (1925 年，第 350 页) 用“余额递减法”一词，而 Canning (1929 年，第 276 页) 则用了“余额递减等式”一词。

³⁴ 这种折旧方式可回溯到十九世纪末；参看 Matheson (1910 年，第 55 页)；Garcke 和 Fells (1893 年，第 98 页) 或 Canning (1929 年，第 265-266 页)。

式中时期0与特定资产相关的实际利率 r^{0*} 由下式定义:

$$1+r^{0*} \equiv \frac{1+r^0}{1+i^0} \quad (23.30)$$

23.60 对于使用期超过 L 个时期的耐用品,其用户成本为零;即 $u_v^0 \equiv 0$ ($v \geq L$)。研究一下等式(23.29)右边方括号中的项目可以看出,第一项是拥有和使用满 v 个时期的耐用品时,相关的实际利率机会成本(而且推算的这种利率成本会随着该耐用品役龄的增长而下降),第二项为等于不变利率 $1/L$ 的折旧项。

23.61 按此折旧方式,须跟踪 L 个时期里住户购买的耐用品,并根据由等式(23.29)定义的相应役龄用户成本 u_v^0 对购买的每个役龄数量 q^{-v} 进行加权,或是采用期末役龄用户成本 p_v^0 (定义为 $(1+r^0)u_v^0$)。³⁵

“单驾马车”或灯泡折旧

23.62 最后一种十分通用的折旧方式是“灯泡”或“单驾马车”折旧方式。³⁶按此方式,处于不同役龄的耐用品都提供同样的服务:一把椅子就是一把椅子,不论它被使用了多久(直到它散了架,成了一堆废物)。由此可见,这种方式也要求对此耐用消费品最可能的寿命 L 进行估计。³⁷

在“单驾马车”模型中,假定等式(23.29)第一行定义的期初役龄用户成本序列 u_v^0 对于时间短于资产寿命 L 的所有役龄都是一样的;即,假定:

$$u^0 = u_v^0 = P_v^0 - (1+i^0)P_{v+1}^0 / (1+r^0) \quad \text{其中 } v=0, 1, 2, \dots, L-1 \\ = P_v^0 - \gamma P_{v+1}^0 \quad (23.31)$$

式中,折现系数 γ 定义为:

$$\gamma \equiv \frac{1+i^0}{1+r^0} = \frac{1}{1+r^{0*}} \quad (23.32)$$

而且与特定资产相关的实际利率 r^{0*} 是由等式(23.30)确定的。现在,可以根据(23.31)中的第二个等式,以普通用户成本 u^0 和役龄 $(v+1)$ 资产价格 P_{v+1}^0 来表述役龄 (v) 资产价格 P_v^0 ,所以

$$P_v^0 = u^0 + \gamma P_{v+1}^0 \quad (23.33)$$

23.63 现在让我们来运用等式(23.33),并设 $v=0$,然后,用 $v=1$ 的等式(23.33)来销去 P_1^0 ,再用 $v=2$ 的

等式(23.33)销去 P_2^0 ,以此类推。经过 L 个此类替换,当算至 P_L^0 (显然 P_L^0 为零)时,此运算过程即告结束。可以得到下列等式:

$$P^0 = u^0 + \gamma u^0 + \gamma^2 u^0 + \dots + \gamma^{L-1} u^0 \\ = u^0 [1 + \gamma + \gamma^2 + \dots + \gamma^{L-1}] \\ = u^0 \left[\frac{1}{1-\gamma} - \frac{\gamma^L}{1-\gamma} \right] \quad \text{如果 } \gamma < 1 \\ = u^0 \left[\frac{1-\gamma^L}{1-\gamma} \right] \quad (23.34)$$

23.64 让我们用(23.34)中的最后一个等式来求解本模型各役龄(时期之初)的用户成本常数 u^0 ,新单位耐用品的时期0价格为 P^0 ,折现系数 γ 由等式(23.32)定义:

$$u^0 = \left[\frac{1-\gamma}{1-\gamma^L} \right] P^0 \quad (23.35)$$

23.65 时期0期末用户成本 p^0 与以往一样等于时期0期初的用户成本 u^0 ,乘上名义利率系数 $1+r^0$:

$$p^0 \equiv (1+r^0) u^0 \quad (23.36)$$

23.66 所有役龄物品产生的总服务,包括时期0购买的物品所产生的服务,其值 S^0 可据下式求得:

$$S^0 = p_0^0 q^0 + p_1^0 q^{-1} + p_2^0 q^{-2} + \dots \\ = p^0 [q^0 + q^{-1} + q^{-2} + \dots + q^{-(L-1)}] \\ = p^0 Q^0 \quad (23.37)$$

式中,在时期0消费的时期0耐用品服务总量(经质量调整)为 Q^0 ,在“单驾马车”折旧模式下 Q^0 按下式定义:

$$Q^0 \equiv q^0 + q^{-1} + q^{-2} + \dots + q^{-(L-1)} \quad (23.38)$$

23.67 在此折旧模式中,役龄总量是住户在最后 L 时期里购买量的简单之和。如同几何折旧法一样,“单驾马车”法并不要求对各役龄的指数加总:有一个服务价格常数 p^0 ,同时,对于几何模型而言,与此相关的时期0数量 Q^0 等于过去购买量的加权之和,对于灯泡模型而言,则是最后 L 个时期购买的简单之和。³⁸

23.68 如何从实证上对不同的折旧方式加以区别呢?原则上,可利用二手耐用品的价格资料来决定哪一种折旧方式最适合实际情况。实际上,这样做很难,因此,不同的统计学家可能会基于他们可以得到的资料,对(产生“正确”役龄用户成本方式的)“正确”折旧方式做出假定。

³⁵ 使用这种方式的实际例子可参看 Diewert (2003 年 b)。

³⁶ 这种方式可回溯到 Böhm-Bawerk (1891 年,第 342 页)。更为全面的解释可参看 Hulten (1990 年,第 124 页)或 Diewert (2003 年 b)。

³⁷ 使用 Charles R. Hulten 方法,可放松耐用品单一寿命 L 的假定:

到目前为止,我们一直将特定类别中所有资产的退役日期 T 视为是同样的(所有的资产都在同年度里投入使用)。然而,没有理由认为这样做是符合实际的,而且可以随时对此理论加以扩展以包容不同退役日期。特定类别可分成不同部分,或次类别(可按退役日期和每个次类别单独退役日期 T 来划分)。每个次类别又可有其自身的效益序列,除了其他方面以外,这种效益序列还取决于次类别的使用寿命 T_i (Hulten, 1990 年,第 125 页)。

³⁸ 因此,等式(23.38)是等式(23.27)的总量对应物。

独特耐用品和用户成本法

23.69 在前面各节里，都假定：新生产的耐用品在各个时期里都是保持不变的。这意味着，各个役龄的耐用品在各个时期里是不变的。因此，当期某个役龄的物品可与下一个时期同一个役龄的物品相比较。让我们来研究等式 (23.8) 定义的时期 0 一个单位新耐用品的用户成本 p_0^0 。为了方便起见，我们将此等式复写如下：

$$p_0^0 = [(1+r^0) - (1+i^0)(1-\delta_0)]P^0 \\ = [r^0 - i^0 + \delta_0(1+i^0)]P^0 \quad (23.39)$$

23.70 回顾一下： P^0 为时期 0 期初耐用品购买价格， r^0 为住户在时期 0 的名义资金机会成本， i^0 为耐用品的时期 0 预期通胀率， δ_0 为一个单位新耐用品的一期折旧率。在前面各节里，假定一个单位新耐用品的时期 0 用户成本 p_0^0 可与在时期 1 购买的一个单位新耐用品的时期 1 用户成本 p_0^1 相比较。时期 1 的用户成本可定义如下：

$$p_0^1 = [(1+r^1) - (1+i^1)(1-\delta_0)]P^1 \\ = [r^1 - i^1 + \delta_0(1+i^1)]P^1 \quad (23.40)$$

23.71 然而，许多耐用品的生产都是独一无二的。例如，一个新房子可能有许多特点，而这些特点只有那个新房子才有。要在下一个时期做出一模一样的房子是不太可能的。因此，如果该房子在时期 0 的用户成本用公式 (23.39) 来推算（新房子的价格 P^0 将起关键作用），那么，由于在时期 1 不一定有同类可比新房屋价格，所以不太可能推算时期 1 某一个同类房屋（价格 p_0^1 由等式 (23.40) 定义）的用户成本，因为并没有一个可比的新房屋价格 P^1 。

23.72 回顾一下上面第 23.43 至 23.54 段介绍的符号，其中对于在 t 时期期初使用满 v 个时期的耐用品，其二手市场价格为 p_t^v 。对于在被考虑时期之初使用满 v 个时期的一个单位耐用品，其折旧率为 δ_v 。采用这些符号，（使用已满 1 个时期的）该房屋在时期 1 的用户成本 p_1^1 可按下式确定：

$$p_1^1 \equiv (1+r^1)P_1^1 - (1+i^1)(1-\delta_1)P_1^1 \quad (23.41)$$

式中的 p_1^1 为使用满 1 个时期的住房在时期 1 之初的价格， r^1 为住户在时期 1 的名义资本机会成本， i^1 为该耐用品在时期 1 的预期通胀率， δ_1 为使用满 1 个时期的房屋的一期折旧率。对于独特的耐用品，一个新单位的耐用品不存在时期 1 之初价格 P^1 ，但是，可以将该价格设为：旧耐用品的可观察市场价格 p_1^1 ，除以

1 减时期 0 折旧率 δ_0 ；即按下式来推算一个新单位独特耐用品在时期 1 的价格：

$$P^1 \equiv \frac{P_1^1}{(1-\delta_0)} \quad (23.42)$$

23.73 如果等式 (23.42) 解出 P^1 ，并将其代入等式 (23.41) 定义的用户成本，便可得到 p_1^1 ，即对于使用满一个时期的独特耐用消费品，其时期 1 的用户成本可定义为：

$$p_1^1 \equiv (1-\delta_0) [(1+r^1) \\ - (1+i^1)(1-\delta_1)]P^1 \quad (23.43)$$

23.74 如果进一步假定此独特耐用消费品遵循几何折旧模式，那么

$$\delta = \delta_0 = \delta_1 \quad (23.44)$$

将等式 (23.44) 代入等式 (23.43) 和 (23.40) 可得到 p_0^1 （一个单位新耐用消费品在时期 1 的推算租金成本）和 p_1^1 （使用满 1 个时期的耐用消费品在时期 1 的用户成本）的关系式：

$$p_0^1 = \frac{P_1^1}{(1-\delta)} \quad (23.45)$$

23.75 因此，为了求得与新单位耐用消费品时期 0 租金价格 p_0^0 可比的独特耐用消费品时期 1 的推算租金价格 p_0^1 ，有必要对使用满一个时期的耐用品在时期 1 的租金价格 p_1^1 进行质量调整，即用后者价格除以 1 减去一个时期的几何折旧率 δ 。这种观察对于被观察市场房租的质量调整具有一定的影响。如果不做这种质量调整，被观察的单位房屋租金将会下偏，因为被观察的租金未因房屋折旧造成的质量逐步下降而做出相应调整。³⁹

23.76 注意，为了求得与新单位耐用消费品在时期 0 购买价格 P^0 可比的时期 1 独特耐用消费品的推算购买价格 P^1 ，有必要对使用满 1 个时期的耐用品在时期 1 的资产价格 P_1^1 做出质量调整，即将后一价格除以 1 减去时期 0 折旧率 δ_0 ；回顾一下上面的等式 (23.42)。⁴⁰

23.77 本节结尾的时候将就经济计量的某些难题提出一些观察意见，在从实证角度确定独特资产折旧率时往往会遇到这些困难。再来看看等式 (23.42)，该等式使时期 1 之初独特资产可观察市场价格 P_1^1 等于 $(1-\delta_0)$

³⁹ 这种普通观察存在一个例外：如果住房的折旧属于“单驾马车”类型，那么，就不需随着时间推移对同一单位的观察租金进行质量调整。然而，从住房市场的实际情况看，“单驾马车”折旧是不太可能的，因为承租人通常都愿意对同类新房支付较高的租金。对于这种年龄升水的经验证据，可参看 Malpezzi, Ozanne 及 Thibodeau (1987 年)；Hoffmann 和 Kurz (2002 年，第 19 页)。

⁴⁰ 对独特耐用消费品资产价格做出质量调整是十分必要的；即此规则无任何例外，这正如采用“单驾马车”折旧法对租金价格进行质量调整一样。

P^1 ，式中 P^1 为新单位独特资产理论时期 1 的价格。如果假定此理论时期 1 新资产价格等于时期 0 至时期 1 的通胀率系数 $(1+i^0)$ 乘上可观察的时期 0 资产价格 P^0 ，那么，便可得出两个可观察资产价格的下面关系式：

$$P^1 = (1 - \delta_0) (1 + i^0) P^0 \quad (23.46)$$

因此，潜在可观察时期 1 二手资产价格 P^1 等于时期 0 新资产价格 P^0 乘上两个系数之积，即： $(1 - \delta_0)$ 与 $(1 + i^0)$ 的积，前者为质量调整系数，旨在考虑独特资产老化的影响；后者为时期对时期的纯粹价格变化系数，旨在使质量保持不变。对于独特资产而言，问题在于：任何时点上二手资产价格的横截面资料不再可得，从而无法鉴别这两个系数各自的作用。因此，对于独特资产而言存在一个根本性的识别问题；如果没有更多的资料或做出额外假设，不可能区别资产恶化和资产通胀各自的影响。⁴¹ 实际中，往往对资产预期的折旧形式做出人为假定，以此来解决鉴别问题。⁴²

23.78 住房是独特资产一个典型例子。然而，除了本节中提到的这些问题之外，与此类资产有关的还有另外一些不小的问题。后面的各节中将讨论这些问题。

房主自住房的用户成本

23.79 房主自住房是独特耐用消费品的典型例子，所以上一节关于存量和租金价格质量调整的材料也适用于此种商品。然而，房主自住房也是一种综合产品；即两种不同的商品捆在了一起，并按一个价格出售（或出租）。这两个不同的商品是：

- 建筑物；
- 建筑物坐落的土地。

23.80 为了建立这种情形的模型，让我们来考察在时期 0 期初购买的新建住房单位。假定购买价为 V^0 。该值可被看作购买建筑物成本和土地成本之和，即 $P_S^0 Q_S^0$ （这里的 Q_S^0 为建筑物的建筑面积平方米数， P_S^0 为每平方米在时期 0 期初的建筑价格）加上 $P_L^0 Q_L^0$ （这里的 Q_L^0 为建筑物所在的地面和关联土地的平方米数， P_L^0 为每平方米土地在时期 0 期初的价格⁴³）。因此在时期 0 的期初，

住房单位价值 V^0 可定义如下：

$$V^0 = P_S^0 Q_S^0 + P_L^0 Q_L^0 \quad (23.47)$$

23.81 假定时期 1 之初单位新建筑物的预期价格为 P_S^{1a} ，时期 1 之初单位土地的预期价格为 P_L^{1a} 。分别将时期 0 新建筑物和土地的预期通胀率，即 i_S^0 和 i_L^0 ，定义如下：

$$1 + i_S^0 \equiv \frac{P_S^{1a}}{P_S^0} \quad (23.48)$$

$$1 + i_L^0 \equiv \frac{P_L^{1a}}{P_L^0} \quad (23.49)$$

23.82 假定 δ_0 为时期 0 建筑物的折旧率。于是，时期 1 之初建筑物和关联土地的预期价值等于

$$V^{1a} = P_S^{1a} (1 - \delta_0) Q_S^0 + P_L^{1a} Q_L^0 \quad (23.50)$$

注意等式 (23.50) 右边的折旧项 $(1 - \delta_0)$ 。该项与新单位建筑物在时期 1 期初的预期价格 P_S^{1a} 有关呢，还是与建筑物数量项 Q_S^0 有关呢？原则上，价格比较应在同类之间进行，似乎应将 $(1 - \delta_0)$ 与数量项 Q_S^0 联系起来。这与上节建议的独特资产的处理是一致的；即，最初的建筑物数量 Q_S^0 在时期 1 之初应做质量下调，即下调到 $(1 - \delta_0) Q_S^0$ 。

23.83 假设在时期 0 期初购买住房单位，并在时期 0 期末出售此单位的住房，以下将计算与此相关的成本（包括推算的资本机会成本 r^0 ）。采用等式 (23.47) - (23.50) 可求得该住房单位时期 0 期末的用户成本或推算租金成本 R^0 ：

$$\begin{aligned} R^0 &\equiv V^0 (1 + r^0) - V^{1a} \\ &= [P_S^0 Q_S^0 + P_L^0 Q_L^0] (1 + r^0) - [P_S^{1a} (1 - \delta_0) Q_S^0 + P_L^{1a} Q_L^0] \\ &= [P_S^0 Q_S^0 + P_L^0 Q_L^0] (1 + r^0) \\ &\quad - [P_S^0 (1 + i_S^0) (1 - \delta_0) Q_S^0 + P_L^0 (1 + i_L^0) Q_L^0] \\ &= P_S^0 Q_S^0 + P_L^0 Q_L^0 \end{aligned} \quad (23.51)$$

式中时期 0 建筑物和土地用户成本，即 p_S^0 和 p_L^0 ，分别定义如下：

$$\begin{aligned} p_S^0 &\equiv [(1 + r^0) - (1 + i_S^0) (1 - \delta_0)] P_S^0 \\ &= [r^0 - i_S^0 + \delta_0 (1 + i_S^0)] P_S^0 \end{aligned} \quad (23.52)$$

$$\begin{aligned} p_L^0 &\equiv [(1 + r^0) - (1 + i_L^0)] P_L^0 \\ &= [r^0 - i_L^0] P_L^0 \end{aligned} \quad (23.53)$$

23.84 注意：上述代数式显示了出租房地产市场租金的一些主要决定因素。如果在此沿用第 23.22 至 23.33 段中述及的近似方法，等式 (23.52) 和 (23.53) 定义的用户成本公式可进一步简化（回顾等式 (23.9)；即假定等

⁴¹ 一些计量经济学住房模型中还提到了这种根本识别问题的特殊情况，例如，Martin J. Bailey、Richard F. Muth 及 Hugh O. Nourse (1963 年，第 936 页) 曾指出：“出于某些原因，人们也许要对折旧价格指数做出调整。不幸的是，采用我们的回归等式，往往难以根据价格指数对折旧调整做出估计……因此，在运用我们的方法时，需要进一步的资料，以对折旧价格指数做出调整。”

⁴² 例如，如果某个独特资产是某大师的画，那么，可假定折旧率非常接近于零。再举另外一个例子，对某个独特资产的可能寿命 L 做出一个合理的估计，然后，可运用“单驾马车”法或直线折旧法。另外，可以采用转换规则（即 $\delta = n/L$ ）将寿命长度 L 转换为等量几何折旧率 δ ，式中的 n 为 1 和 2 之间的一个数。

⁴³ 如果住房单位是多单位建筑物的组成部分，那么，关联土地将为土

地总面积的一定比例。

式 (23.52) 中 $r^0 - i_s^0$ 和 $r^0 - i_L^0$ 两项可用实际利率 r^{0*} 作为其近似值, 忽略小项“ δ_0 与 i_s^0 的积”。这样, 等式 (23.52) 和 (23.53) 定义的用户成本即可简化为:

$$p_s^0 \approx [r^{0*} + \delta_0] P_s^0 \quad (23.54)$$

$$p_L^0 \approx r^{0*} P_L^0 \quad (23.55)$$

23.85 因此, 一个房主自住住房的推算租金主要由三部分成本构成:

- 建筑物占压金融资本的实际机会成本;
- 土地占压金融资本的实际机会成本;
- 建筑物的折旧成本。

23.86 上述住房用户成本的简化处理可以通过下列假设予以进一步简化, 假设: 土地对建筑物的数量之比是固定的, 所以住房的总用户成本等于 $[r^{0*} + \delta] P_H^0$, 式中 P_H 为质量调整后的住房价格指数, 该指数以被考虑时期向该国住户出售的所有房屋为基础; δ 为适用于住户建筑物和土地组合的几何折旧率。冰岛就是采用这种极端简化的方法; 参看 Gudnason (2003 年, 第 28-29 页)。⁴⁴ 美国统计分析局采用的方法是这种方法的变异形式: Lebow 和 Rudd (2003 年, 第 168 页) 指出, 美国国民核算对所有入自住住房服务进行推算时, 将租户居住房屋的租金—价格比用于房主自住住房的存量。此租金—价格比可被看作对适用的实际利率再加折旧率的一种估计。

23.87 再回到等式 (23.47) – (23.53) 定义的时期 0 新建筑物的推算租金成本模型, 假设在时期 1 之初购买二手住房, 并在时期 1 之末将其出售, 以下将计算与此相关的成本 (包括推算的资本机会成本 r^1)。因此, 在时期 1 之初, 该经折旧住房的价值 V^1 可定义如下:

$$V^1 = P_s^1(1 - \delta_0)Q_s^0 + P_L^1Q_L^0 \quad (23.56)$$

式中的 P_s^1 为建造一个同类新住房单位在时期 1 的期初价格, P_L^1 为住房单位的土地在时期 1 的期初价格。注意, 等式 (23.56) 为该住房单位在时期 0 之末的事后或实际价格, 而类似的公式 (23.50) 则对该住房单位时期 0 之初的事先或预期价格做了定义。

23.88 假定, 时期 2 之初新建筑物单位的预期价格为 P_s^{2a} , 时期 2 之初土地单位的预期价格为 P_L^{2a} 。对时期 1 新建筑物和土地的预期通胀率 i_s^1 和 i_L^1 分别定义如下:

$$1 + i_s^1 \equiv P_s^{2a} / P_s^1; \quad (23.57)$$

$$1 + i_L^1 \equiv P_L^{2a} / P_L^1 \quad (23.58)$$

⁴⁴ 采用实际年利率约为 4%, 土地和建筑物的综合年度折旧率假定为 1.25%。建筑物年折旧率估计为 1.5%。冰岛消费者价格指数中房产税是分列的。住房价格资料由国家评估委员会提供, 此资料是基于新旧住房的销售数据。国家评估委员会还基于住房销售数据半参数回归模型对冰岛住房存量价值进行估计。在住户预算调查中都会收集每个住户住房的价值资料。

23.89 假定 δ_1 为该建筑物时期 1 的折旧率。那么, 该建筑物和关联土地在时期 2 之初的预期价值便等于

$$V^{2a} = P_s^{2a}(1 - \delta_0)(1 - \delta_1)Q_s^0 + P_L^{2a}Q_L^0 \quad (23.59)$$

23.90 用等式 (23.56) – (23.59) 可得出使用满一个时期的住房在时期 1 之末的用户成本或推算租用成本 R_s^1 :

$$\begin{aligned} R_s^1 &\equiv V^1(1 + r^1) - V^{2a} \\ &= [P_s^1(1 - \delta_0)Q_s^0 + P_L^1Q_L^0](1 + r^1) \\ &\quad - [P_s^{2a}(1 - \delta_0)(1 - \delta_1)Q_s^0 + P_L^{2a}Q_L^0] \\ &= [P_s^1(1 - \delta_0)Q_s^0 + P_L^1Q_L^0](1 + r^1) \\ &\quad - [P_s^1(1 + i_s^1)(1 - \delta_0)(1 - \delta_1)Q_s^0 + P_L^1(1 + i_L^1)Q_L^0] \\ &= p_{s1}^1(1 - \delta_0)Q_s^0 + p_L^1Q_L^0 \end{aligned} \quad (23.60)$$

式中使用满一个时期的建筑物和土地在时期 1 的用户成本 p_{s1}^1 和 p_L^1 可分别定义如下:

$$\begin{aligned} p_{s1}^1 &\equiv [(1 + r^1) - (1 + i_s^1)(1 - \delta_1)]P_s^1 \\ &= [r^1 - i_s^1 + \delta_1(1 + i_s^1)]P_s^1 \end{aligned} \quad (23.61)$$

$$p_L^1 \equiv [(1 + r^1) - (1 + i_L^1)]P_L^1 = [r^1 - i_L^1]P_L^1 \quad (23.62)$$

23.91 比较等式 (23.53) 定义的时期 0 土地用户成本 p_L^0 与等式 (23.62) 定义的时期 1 土地用户成本 p_L^1 , 可以看出, 它们的用户成本 p_s^0 都具有同样的形式, 因此是可比的。然而, 将等式 (23.52) 定义的新建筑物在时期 0 的用户成本 p_s^0 与等式 (23.61) 定义的使用满一个时期的建筑物在时期 1 的用户成本 p_s^1 本相比较可以看出, 除非时期 0 的折旧率 δ_0 等于时期 1 的折旧率 δ_1 , 否则这些用户成本的可比性并不强。如果对于建筑物采用余额递减折旧, 那么 $\delta_0 = \delta_1 = \delta$, 式中的 δ 为所有时期的共同折旧率。按此假定, p_s^1 与新建筑物在时期 0 的用户成本 p_s^0 是可比的。甚至按照几何折旧假设, 也可以看出, 等式 (23.60) 定义的使用满一个时期的住房单位在时期 1 的推算租金 R_s^1 与等式 (23.51) 定义的新住房单位在时期 0 的推算租金 R^0 是不可比的。与 R^0 可比的推算租金 R^1 可定义如下:

$$R^1 \equiv p_s^1Q_s^0 + p_L^1Q_L^0 = R_s^1 + p_s^1\delta Q_s^0 \quad (23.63)$$

式中建筑物在时期 1 的用户成本 p_s^1 由等式 (23.61) 右边定义, 其中 δ_1 等于共同折旧率 δ ; 而土地在时期 1 的用户成本 p_L^1 由等式 (23.62) 定义。等式 (23.63) 对于出租房屋价格的质量调整有下面的意义: 如果 R^0 是时期 0 单位房屋的观察租金, R_s^1 是时期 1 同一单位房屋的观察租金, 那么, 与 R^0 相比, 观察租金 R_s^1 就太低, 所以, 时期 1 的观察租金应做质量上调, 即用时期 1 建筑物租金价格 p_s^1 乘以发生在前一时期的建筑物实际折旧量 δQ_s^0 。这与第 23.69 至 23.78 段所提的观点是相同的, 但在本节中, 考虑到了这样一种更为复杂的情形, 即住房

服务是建筑物和土地服务的综合产物。

23.92 很明显,建筑物和土地用户成本的主要驱动因素为新建房屋的价格指数 P_S^t 和住宅土地的价格指数 P_L^t 。大多数统计机构都制订了新建住宅建筑物的不变质量价格指数,因为这种指数是国民核算中所要求的,有了这种指数才能对住宅建筑物的投资支出进行缩减。实际中,此指数可被看作是 P_S^t 近似值。⁴⁵ 国民核算还要求对自住房服务进行推算,因此,这种推算中的不变质量价格部分也许也适合于消费者价格指数的计算。⁴⁶ 如果国民核算的分部也计算国民经济季度实际资产负债表,那么,价格部门也许可以得到住宅土地的价格指数。即使是这样的,及时按月编制土地价格指数也会有问题。⁴⁷ 关于土地价格,另一个可能的信息来源是土地产权登记机构和不动产公司的记录。涉及同一房屋的有关交易信息可用于特征(hedonic)回归框架;例如,可参看 Malpezzi、Ozanne 及 Thibideau (1987年)。⁴⁸

23.93 房主自住房服务的价格和数量统计还存在另外一些困难。下面这一节将讨论在建立与房屋所有权有关的某些支出成本模型过程中涉及到的一些困难。

与房主自住房有关的成本的处理

23.94 有许多成本是与房屋所有权直接相关的。然而,这些成本是如何被分解为价格和数量部分的,并不总是十分清楚。下面列了其中的一些成本项目,同时,还对如何订价提出了建议。

抵押贷款利息成本的处理

23.95 一个房屋所有人在一个时期里对房屋使用应该收取的用户成本或预期租金实际上暗含着这样的假定:所有人无抵押贷款利息成本,所以利率 r^0 是指该所有人股权资本的机会成本。在本节中,我们考察的情形是所有人房屋有抵押贷款。

23.96 回顾上节中提出的符号,上节中,介绍了股

⁴⁵ 该指数也许只是一个近似值,因为它包括出租房屋和房主自住房的建造。

⁴⁶ 然而,国民核算国民核算对房主自住房的推算只能按季加以编制,因此,编制月度价格缩减指数需要额外的工作。即使《1993年国民账户体系》建议根据租金等价法来推算房主自住房的服务,但是,这种推算也许只涵盖房主自住房中建筑物部分的推算折旧。正如上面指出的,另有两种重要项目应纳入房主自住房服务;即建筑物及关联土地的实际推算利息。推算支出中的这两项内容很有可能比折旧部分要大得多。

⁴⁷ 住房土地价值资料也许还可以从当地的房屋税务部门得到,如果房屋是按市场价值估价,尤为如此。

⁴⁸ 许多特征回归研究都使用交易价格的对数值作为因变量。这种模型设定通常与房屋中建筑物部分和土地部分的可加性不一致,同时也与折旧调整的可乘性不一致,这正如对连续期间里具体房屋价值做出定义的等式(23.47)和(23.56)那样。

权融资的住房用户成本或推算租金成本 R^0 的计算;参看等式(23.51)。现在假定房屋购买的部分资金是通过时期0之初 M^0 美元的抵押贷款解决的。设 f^0 为时期0初住房市场价值中用抵押贷款购买的比例,所以

$$M^0 = f^0 V^0 = f^0 [P_S^0 Q_S^0 + P_L^0 Q_L^0] \quad (23.64)$$

23.97 设一个时期的名义抵押贷款利率为 r_M^0 。所有人在时期0拥有房屋的收益与前节相同,等于等式(23.50)定义的 V^{1a} 。然而,时期0成本现在由等于 $M^0 (1+r_M^0)$ 的显性抵押贷款利息成本加等于 $(1-f^0) V^0 (1+r^0)$ 的推算股权成本构成。因此,在时期0里使用此房屋的新推算租金现在为:

$$\begin{aligned} R^0 &\equiv (1-f^0)V^0(1+r^0) + M^0(1+r_M^0) - V^{1a} \\ &= (1-f^0)[P_S^0 Q_S^0 + P_L^0 Q_L^0](1+r^0) \\ &\quad + f^0[P_S^0 Q_S^0 + P_L^0 Q_L^0](1+r_M^0) - [P_S^{1a}(1-\delta_0)Q_S^0 + P_L^{1a}Q_L^0] \\ &= p_S^{0*} Q_S^0 + p_L^{0*} Q_L^0 \end{aligned} \quad (23.65)$$

式中新的经抵押贷款利息调整后的时期0建筑物和土地用户成本 p_S^{0*} 和 p_L^{0*} 分别定义如下:

$$\begin{aligned} p_S^{0*} &\equiv [(1+r^0)(1-f^0) + (1+r_M^0)f^0 - (1+i_S^0)(1-\delta_0)]P_S^0 \\ &= [r^0(1-f^0) + r_M^0 f^0 - i_S^0 + \delta_0(1+i_S^0)]P_S^0 \\ &= [(r^0 - i_S^0)(1-f^0) + (r_M^0 - i_S^0)f^0 \\ &\quad + \delta_0(1+i_S^0)]P_S^0 \end{aligned} \quad (23.66)$$

$$\begin{aligned} p_L^{0*} &\equiv [(1+r^0)(1-f^0) + (1+r_M^0)f^0 - (1+i_L^0)]P_L^0 \\ &= [r^0(1-f^0) + r_M^0 f^0 - i_L^0]P_L^0 \\ &= [(r^0 - i_L^0)(1-f^0) + (r_M^0 - i_L^0)f^0]P_L^0 \end{aligned} \quad (23.67)$$

23.98 通过将等式(23.66)和(23.67)定义的土地和建筑物的新用户成本与等式(23.52)和(23.53)定义的相应股权融资用户成本相比较,可以看出:老的资本股权机会成本 r^0 现在被此股权机会成本和抵押贷款利率的加权平均 $r^0(1-f^0) + r_M^0 f^0$ 取代了,式中的 f^0 为时期0之初住房价值中用抵押贷款购买的比例。

23.99 央行往往反对将抵押贷款利息纳入消费者价格指数。然而,考察等式(23.66)和(23.67)中的最后一个等式显示:名义抵押贷款利率 r_M^0 可以抵消等式(23.66)中建筑物价格 i_S^0 和等式(23.67)中土地价格 i_L^0 的预期价格通胀所带来的收益,所以,与以往一样,在这些用户成本公式中起作用的是实际利息成本,而非名义利息成本。

房产税的处理

23.100 回顾一下等式(23.52)和(23.53)定义的建筑物和土地用户成本。现在假定,在时期0,房屋所有

人须对建筑物和土地的使用分别缴付房产税 T_S^0 和 T_L^0 。⁴⁹ 分别将时期 0 建筑物税率 τ_S^0 和土地税率 τ_L^0 定义如下：

$$\tau_S^0 \equiv \frac{T_S^0}{P_S^0 Q_S^0} \quad (23.68)$$

$$\tau_L^0 \equiv \frac{T_L^0}{P_L^0 Q_L^0} \quad (23.69)$$

23.101 时期 0 房屋使用的新推算租金 R^0 （包括房产税成本）定义如下：

$$\begin{aligned} R^0 &\equiv V^0(1+r^0) + T_S^0 + T_L^0 - V^{1a} \\ &= [P_S^0 Q_S^0 + P_L^0 Q_L^0] (1+r^0) + \tau_S^0 P_S^0 Q_S^0 + \tau_L^0 P_L^0 Q_L^0 \\ &\quad - [P_S^0(1+i_S^0)(1-\delta_0)Q_S^0 + P_L^0(1+i_L^0)Q_L^0] \\ &= p_S^0 Q_S^0 + p_L^0 Q_L^0 \end{aligned} \quad (23.70)$$

式中经税负调整的时期 0 建筑物和土地用户成本 p_S^0 和 p_L^0 分别定义如下：

$$\begin{aligned} p_S^0 &\equiv [(1+r^0) - (1+i_S^0)(1-\delta_0) + \tau_S^0] P_S^0 \\ &= [r^0 - i_S^0 + \delta_0(1+i_S^0) + \tau_S^0] P_S^0 \end{aligned} \quad (23.71)$$

$$\begin{aligned} p_L^0 &\equiv [(1+r^0) - (1+i_L^0) + \tau_L^0] P_L^0 \\ &= [r^0 - i_L^0 + \tau_L^0] P_L^0 \end{aligned} \quad (23.72)$$

因此，等式 (23.68) 和 (23.69) 定义的房产税率 τ_S^0 和 τ_L^0 以简单的相加方式进入了等式 (23.71) 和 (23.72) 定义的建筑物和土地用户成本 p_S^0 和 p_L^0 ；即将这些项目加入了前面折旧项和实际利率项中去了。⁵⁰

房屋保险的处理

23.102 初看上去，房屋保险似乎可以像前面分节中的房产税一样处理。因此，设 C_S^0 为时期 0 之初建筑物的保险成本，同时，将时期 0 建筑物保险费率 γ_S^0 定义如下：

$$\gamma_S^0 \equiv \frac{C_S^0}{P_S^0 Q_S^0} \quad (23.73)$$

23.103 时期 0 使用该房屋新的推算租金 R^0 ，包括房产税和保险成本，定义如下：

$$\begin{aligned} R^0 &\equiv V^0(1+r^0) + T_S^0 + T_L^0 + C_S^0 - V^{1a} \\ &= p_S^0 Q_S^0 + p_L^0 Q_L^0 \end{aligned} \quad (23.74)$$

式中时期 0 税和保费调整后的建筑物和土地用户成本 p_S^0 和 p_L^0 分别定义如下：

$$p_S^0 \equiv [(1+r^0) - (1+i_S^0)(1-\delta_0) + \tau_S^0 + \gamma_S^0] P_S^0$$

⁴⁹ 如果房产税未分成建筑物和土地两项，那么，只需根据期初两项的值将总额推算到建筑物和土地项中去。

⁵⁰ 如果价格统计学家对于房主自住房服务的价值采用国民核算国民核算的推算，须注意的是，此项计算中应包括房产税额。

$$= [r^0 - i_S^0 + \delta_0(1+i_S^0) + \tau_S^0 + \gamma_S^0] P_S^0 \quad (23.75)$$

$$\begin{aligned} p_L^0 &\equiv [(1+r^0) - (1+i_L^0) + \tau_L^0] P_L^0 \\ &= [r^0 - i_L^0 + \tau_L^0] P_L^0 \end{aligned} \quad (23.76)$$

23.104 因此，保费费率 γ_S^0 是作为一个加项出现在等式 (23.75) 定义的建筑物用户成本中，这与房产税作为一个加项是同样的。⁵¹ 如果消费者价格指数对保险实行价格单列，那么，相应时期 0 和时期 1 的价格可分别定义为 $\gamma_S^0 P_S^0$ 和 $\gamma_S^1 P_S^1$ ，而相应时期 0 和时期 1 的支出可分别定义为 $\gamma_S^0 P_S^0 Q_S^0$ 和 $\gamma_S^1 P_S^1 (1-\delta) Q_S^0$ 。⁵² 当然，如果采取这种分开处理的做法，那么，相应建筑物的用户成本中就须减掉这些项目。

23.105 上面对房产税和保费的处理都假定，房产税和保费都是在被考察时期末缴付的；参看上面的等式 (23.74)。这种近似法对于房产税的支付也许是可接受的，但对于保费的支付则不然：保费须在投保期初而非期末支付。考虑这种因素，建筑物的用户成本则变为

$$\begin{aligned} p_S^0 &\equiv [(1+r^0) - (1+i_S^0)(1-\delta_0) + \tau_S^0 + \gamma_S^0(1+r^0)] P_S^0 \\ &= [r^0 - i_S^0 + \delta_0(1+i_S^0) + \tau_S^0 + \gamma_S^0(1+r^0)] P_S^0 \end{aligned} \quad (23.77)$$

23.106 财产保险模型的建立还存在下面一些问题：

- 上面的用户成本推算都假定：财产损坏风险不随时期而变化。如果损坏风险出现了变化，那么，就有理由对假定不变的保费提前做出质量调整，以便进行同类相比。
- 上面对保费的处理，采用了保费总额法；即假定：房屋所有人对房产的保险服务支付保费，而不论是否有索赔。按净保费法，支付的理赔费需从支付的保费总额中扣除。
- 财产保护不一定是全保即，保单可能会对允许索赔的类型加以各种限制，而且可能会有扣除项或是损坏起点值，低于此值，索赔就不会被受理。如果各个时期的扣除项目出现变化，那么，价格统计学家就会遇到相当复杂的质量调整问题。

由上可以看出，在此方面尚有诸多问题有待解决。

维修和翻新支出的处理

23.107 与房屋所有权有关的另一个问题是维修支出、大修支出以及翻新或加建支出的处理。

23.108 经验证据显示，由于老化和使用造成的建筑物价值的正常下降可通过维修和翻新支出冲销。在建立住房所有权的成本和收益模型中如何处理这些支出呢？

⁵¹ 这种对财险的处理方法可回溯到 Walras (1954 年，第 268-269 页)。

⁵² 同样地，如果消费者价格指数中对建筑物房产税单列，那么，相应时期 0 和时期 1 的价格可分别定义为 $\tau_S^0 P_S^0$ 和 $\tau_S^1 P_S^1$ ，而相应时期 0 和时期 1 的支出则可分别定义为 $\tau_S^0 P_S^0 Q_S^0$ 和 $\tau_S^1 P_S^1 (1-\delta) Q_S^0$ 。

23.109 国民核算文献中一个常见的方法是将大修和翻新支出作为资本形成来处理,较小的经常性维修和修理支出作为经常支出处理。如果在消费者价格指数中沿用此方法,那么,这些较小的日常维修支出可按其他非耐用货物与服务来处理。重大翻新和修理支出并不进入当期消费者价格指数,而是作为资本加到被考察时期新建筑物的支出中去,所以时期0在建筑物上的投资(按不变美元价值计算) I_S^0 ⁵³将包括两类支出。设 Q_S^0 和 Q_S^1 分别为时期0之初和时期1之初参考人口中所有人自住建筑物的存量(质量不变的单位)。那么,如果使用几何折旧模型,各个时期的折旧率 δ 会是一个常量,那么,时期1之初房主自住房建筑物部分的存量 Q_S^1 将与时期0之初的建筑物存量 Q_S^0 和时期0的建筑物投资 I_S^0 有关,其关系如下列等式所示:

$$Q_S^1 = (1 - \delta)Q_S^0 + I_S^0 \quad (23.78)$$

23.110 因此,如果建筑物采用余额递减折旧,那么,在常规的资本积累模型下,大修和翻新支出处理就不会有大的理论问题,只需对以下方面做出估价:月度、季度折旧率 δ ;一定时期里房主自住房中建筑物部分的初值;住户部门新购住房中建筑物部分的数据;所有人大修和翻新支出的资料以及新建住房中建筑物部分的推定价格指数等。有了这方面的及时信息,就可以算出房主自住房建筑物部分的存量在消费者价格指数中的最新权重。⁵⁴

23.111 本节最后将研究在重复销售回归模型(使用同一住房单位在二个以上时期里的销售交易数据)中如何处理大修和翻新支出的。为了将符号的复杂性降低到最低程度,让我们来看看一种高度简化的情形,即相对同质的 N 个住房在二个连续时期里的销售数据是可得的。假定时期0的销售价格为 V_n^0 ,时期1的销售价格为 V_n^1 , $n=1,2,\dots,N$ 。假定我们已推算出此类建筑物在时期0的价格指数 P_S^0 和时期0相应的土地价格指数 P_L^0 。⁵⁵现在价格统计学家的问题在于使用两个时期可比的销售数据来推算这两个指数在时期1的估计值;即现在的问题在于推算 P_S^1 和 P_L^1 。

23.112 时期0 N 个房屋的住房单位价值可按下式分解为建筑物和土地两部分:

$$V_n^0 = V_{Sn}^0 + V_{Ln}^0 = \alpha_n P_S^0 Q_{Sn}^0 + \beta_n P_L^0 Q_{Ln}^0; n=1,2,\dots,N \quad (23.79)$$

式中的 V_{Sn}^0 和 V_{Ln}^0 为时期0第 n 个住房的建筑物和土地价值, P_S^0 和 P_L^0 为时期0所有此类住房的建筑物和土地(已知)价格指数值, Q_{Sn}^0 和 Q_{Ln}^0 为第 n 个住房中建筑

物和土地数量的(已知)估计值。 α_n 和 β_n 两数为第 n 个住房的质量调整系数,此系数分别将住房建筑物和土地标准化数值 $P_S^0 Q_{Sn}^0$ 和 $P_L^0 Q_{Ln}^0$ 转换为时期0实际市场价值 V_{Sn}^0 和 V_{Ln}^0 ;即如果可以得到 n 个住房中建筑物和土地在时期0的市场价值估计值,那么, α_n 和 β_n 便可定义如下:

$$\alpha_n \equiv \frac{V_{Sn}^0}{P_S^0 Q_{Sn}^0}; \beta_n \equiv \frac{V_{Ln}^0}{P_L^0 Q_{Ln}^0}; n=1,\dots,N \quad (23.80)$$

23.113 假定:时期0房产 n 发生的大修和翻新美元价值 VR_n^0 资料也适用于抽样房产中的每个房产 n 。于是,房产 n 在时期1的价值 V_n^1 应近似等于

$$V_n^1 = \alpha_n P_S^1 (1 - \delta) Q_{Sn}^0 + VR_n^0 + \beta_n P_L^1 Q_{Ln}^0; n=1,\dots,N \quad (23.81)$$

式中的 δ 为建筑物的几何折旧率。假定等式(23.81)右边的所有变量都是已知的,只有时期1建筑物和土地的价格指数值 P_S^1 和 P_L^1 及单一时期几何折旧率 δ 是例外。如果观察数 N 大于3,那么,似乎可以使用(23.81)中的 N 个等式组作为估计式对 P_S^1 、 P_L^1 及 δ 三个参数做出线性回归估计。然而,结果显示,上述判断并不正确。问题在于:参数 P_S^1 和 $(1-\delta)$ 都是作为乘数项出现在等式(23.81)中的,所以尽管两项之积可用回归加以确定,但对于个别项则无法单独加以确定。这是第23.69至23.78段关于独特耐用消费品讨论中相关问题的再现:即只用市场数据无法鉴别资产老化(折旧或资本消耗)和价格升水在一定时期里的各自作用。⁵⁶

23.114 对此鉴别问题,可有三种解决方案:

- 采用外部折旧率(δ)估计值;
- 使用外部的建筑价格指数 P_S^1 ,而非将其作为等式(23.81)中的参数进行估计;
- 放弃重复销售方法,用特征回归方法取而代之。

23.115 如果住房中的建筑物价值和相关土地价值大致具有可加性,那么特征回归模型将是什么样的呢?如果不考虑翻新,并假定对建筑物实行几何折旧,那么,住房单位 n 在 t 时期(使用已满 v 个时期)的价值 V_n^t 应近似地等于折旧后的建筑物价值加土地价值加误差项;即,下面关系应近似地成立:

$$V_n^t = P_S^t (1 - \delta)^v Q_{Sn}^0 + P_L^t Q_{Ln}^0 + u_n^t \quad (23.82)$$

⁵⁶ 回想一下等式(23.46)。Bailey、Muth和Nourse(1963年,第936页)早在最初的重复销售住房文章中就意识到了这一根本的识别问题,但是,他们以及后来的重复销售方法运用者都忽略了这个问题。住房特征回归文献中存在的另一个问题是,通常,在回归中,购买价格对数都被作为因变量。尽管这种设定有此优点,但是它并没有适当地反应住房中建筑物和土地的可加性。传统住房特征回归文献中存在的另一个问题是,通常,并没有对土地和建筑物价格指数分别加以估计。考虑这两个项目的单独价格指数很重要,因为,通常情况下,土地价格的波动性更大,而且从较长时间来看,往往会比建筑物价格上涨得快。

⁵³ 设 VI_S^0 为期间零新的房主自住房中建筑物部分投资的名义价值加期间零重大翻新的支出价值。那么,不变美元投资数量可定义为 $I_S^0 \equiv VI_S^0 / P_S^0$,式中的 P_S^0 为时期0新建筑物的推定价格指数。

⁵⁴ 然而,实际中要及时得到这方面的资料并不是小问题。

⁵⁵ 如果无时期指数,就需将 P_S^0 和 P_L^0 设定为等于1。

式中的 δ 为单一时期几何折旧率， Q_{sn} 为住房单位 n 原始建筑物的建筑面积平方米数， Q_L 为住房中建筑物关联土地的平方米数， u_n^t 为误差项。 P_S^t 为此类建筑物在 t 时期之初的价格水平， P_L^t 为此类住房的相应土地价格。抽样中只要有一个役龄以上的建筑物(即一个以上的 v)，就可以使用等式 (23.82) 运算非线性回归模型来求得参数 P_S^t 、 P_L^t 及 δ 。为什么在此特征回归模型中可以区别价格水平，而在重复销售模型中则无法区别呢？答案在于，此特征模型 (23.82) 并没有给每个住房单位设定房产特有的质量调整系数；相反，一旦根据单位役龄、原始建筑物的数量（平方米）及土地数量对价格进行了调整，那么样本中所有住房单位质量都被假定是可比的。

23.116 遗憾的是，许多最初具有相同建筑物的住房由于不同的维修标准、大修以及加建等因素而造成后来出现差异。为了在模型中反映这种现象，设 R_n^t 为住房单位 n 在 t 时期里的实际维护、修理以及翻新支出，同时假定这些实际支出是按几何折旧率 δ_R 折旧的。可以合理地假定，这些支出都加进了住房单位价值，所以等式 (23.82) 应可用下式取代：

$$V_n^t = P_S^t(1-\delta)^y Q_{sn} + P_R^t[R_n^t + (1-\delta_R)R_n^{t-1} + (1-\delta_R)^2 R_n^{t-2} + \dots + (1-\delta_R)^y R_n^{t-y}] + P_L^t Q_L + u_n^t \quad (23.83)$$

式中的 P_R^t 为此类住房实际维护、修理和翻新支出在时期 t 的价格水平。如果在 t 时期被出售住房单位样本中每个住房单位的实际翻新和修理支出 $R_n^t, R_n^{t-1}, R_n^{t-2}, \dots, R_n^{t-y}$ 资料都是可得的，那么，通过等式 (23.83) 运算非线性回归模式便可确定 $P_S^t, P_L^t, P_R^t, \delta$ 和 δ_R 等参数。⁵⁷按上述思路运用特征回归模型存在的一个主要实际问题是，通常情况下，很难得到一个住房从初建到现时期翻新和修理支出的准确数据。没有这些修理和翻新的准确数据，将无法对此特征回归模型中的参数做出准确估计。

23.117 上述特征回归模型中的另一个实际问题将在后面提到。理论上讲，“正常”维修支出可以包括在等式 (23.83) 的翻新支出项 R_n^t 中。如果这样做了，那么，将正常维修支出包括在 R_n^t 中将会有提高估计折旧率 δ 和 δ_R 的作用。由于不同统计机构在确定“正常”维护和“大修及翻新项目上所用的标准可能是不同的，所以会产生不同的估计折旧率。

房屋购买交易成本的处理

23.118 与房屋所有权有关的另一项成本也需加以考虑。通常，当一个家庭购买某个住房单位时，需支付

一定的费用和成本，这些费用和成本可能包括：

- 帮助该家庭找到“合适”房屋的房屋经纪人佣金；
- 政府对房屋销售征收的各种交易税；
- 与房屋所有权转让有关的各种法律服务费用。

23.119 上面这些费用是应作为购买时期的支出，还是应作为房屋购买价格的一部分从而按国民核算中对建筑物的处理一样随时间折旧呢？

23.120 任何一种处理方法都有其理由。从耐用品购买的机会成本处理角度看，一个住房单位在购后时期里有意义的价格应是税后和扣除交易费用后的房屋价格。此角度表明，购买的交易成本应作为购买时期的成本。然而，从购买房屋用于出租的房东角度看，将这些交易的全部成本打进第一个月的租金而转嫁到租户头上似乎是不可理喻的。房东往往会倾向于将这些成本资本化，并在预期拥有此房屋的时期里逐步收回这部分费用。因此，上述任何一种方法都可看作为是合理的，统计机构需从其自身角度来确定哪种做法最方便。

房东与所有人的用户成本

23.121 上节讨论了与住房所有权相关的各种成本。住房所有人和房东都会面对这些成本。因此，这些成本将会反映在市场租金中，同时，如果采用推算租金方法来确定房主自住房服务的价值，也须考虑这点。如果上述房主自住房的部分或全部相关成本在消费者价格指数中是以其他方式来反映的（例如，住房保险可以单独反映），那么，房主自住房的推算租金价值就须减去以其他方式反映的费用。

23.122 除了上节中提到的与住房所有权有关的成本之外，与房屋所有人相比，房东还会面对其他一些成本。这些附加成本也将会体现在市场租金中。例如，如果用市场租金来推算住房所有人提供的服务，那么，这些附加成本也应从用于推算的市场租金中扣除，因为这些成本与房主自住房是无关的。这些房东特有的成本将在第 23.123 至 23.133 中讨论。

损坏成本

23.123 对于租住的房屋，租住户不会像对待自有房那样来维护，租住房屋的折旧成本可能会大于可比自有住房的折旧率。通常，房东会要求损坏定金，但是，这些定金往往不足以抵补某些房客造成的实际损坏成本。

租金拖欠和空置成本

23.124 房客往往会陷入财务困难，从而无法支付所欠房东的租金。通常，收回租房往往是一个较长的过程，

⁵⁷ 换言之，如果从建筑价格指数中可以得到 P_S^t 和 P_R^t 的价格水平，那么，就不必对这些参数做出估计了。

所以在房客最后离开之前，房东可能会损失几个月租金。相对于房屋所有人而言，由于需求不足造成租房空置时，房东还会承受额外成本。⁵⁸ 这些额外成本将会反映在市场租金中，但不应反映在房主自住房的用户成本中。

账款收取和维护成本

23.125 房东可能需租用办公空间，雇用职员每月向房客发出账单，同时，雇员还需对提出的维修要求做出安排。用自己的时间来提供维修服务的房屋自有者⁵⁹是按所得税后工资率来计算时间的，此费率可能低于房东须支付雇员的所得税前工资率。这些因素的净影响会导致后者的市场租金高于相应的房主自住房的用户成本。

资本的机会成本

23.126 出现在本章前面所讲的各种用户成本公式中，房屋所有人的税后资本机会成本通常都会低于房东税前资本机会成本。换言之，与房屋所有人相比，房东有额外的所得税成本。此外，由于损坏和租金拖欠，房东的资本使用可能还会面对较高的风险升水。值得一提的是，房东的额外成本不应二次计列。

出租房屋额外服务的提供

23.127 待租房屋往往会有一些房屋所有人自己提供的大件耐用消费品，如电冰箱、烤炉、洗衣机、烘干机和空调等。此外，有些出租房，水电费用还是由房东支付的。因此，要使得市场租金与房主自住房推算租金是可比的，应下调市场租金以反映上述因素（这些因素将会另行出现在房主自住房的支出中）。

23.128 上述因素往往会使观察的市场租金价格高于相应的同质房主自住房的用户成本。因此，如果采用推算租金方法来确定房主自住房的服务价格，那么，这些市场化的租金即应下调以反映上述因素。

23.129 尽管上述所有因素往往会导致价格上偏（如果用未经调整的市场租金率来推算房主自住房的服务），但是，目前尚未提到的另一因素也会导致很大程度的下偏。此因素就是租金管制。

23.130 在正常条件下，房主自住房处理采用获取法产生的支出为最小，用户成本法产生的支出为次高，采用推算市场租金对房主自住房产生的支出为最大。对于前两

种方法，房主自住房价格的主要驱动因素是新房建造价格。对于用户成本法，另一个主要驱动因素为土地。对于推算租金法，房主自住房价格的主要驱动因素为租金价格指数。

23.131 上面讨论远不是完整的、确定的，但是，它显示了：对房主自住房推算市场租金率并不完全是简单明了的事。须确保建立“正确”支出权重。

23.132 从上面的材料中可以看出，房主自住房的处理有一些特殊困难。Astin（1995年，第5页）对于欧盟在寻找用于调和消费者价格指数的“最佳”方法过程中所遇到的困难做了几点阐述：

一个特殊的范畴问题是房主自住房。此问题一直是消费者价格指数中最难处理的一个领域。

严格地讲，住房价格不应包括在消费者价格指数中，因为住房被分类为资本。另一方面，国民核算却将自住房主的推算租金作为消费支出的一部分。如果这样做的目的在于对住房资本来源的消费量进行统计，倒不失为一件合理的事。但是，这不是消费者价格指数的统计对象。

一些沿用补偿指数概念的国家倾向于将抵押贷款利息纳入消费者价格指数。这种方法对于补偿指数可能是有理由的，因为毫无疑问，抵押贷款月供是许多住户预算中的一个重要因素：对于每个住户而言，利率的提高与价格的上涨并无二致。但是，这对于一个更为广泛的通胀指数而言是不可接受的。

所以，在经过很长的辩论之后，工作组得出这样的结论：只有两种选择。第一种选择是将房主自住房从调和消费者价格指数中拿掉。至少可以有理由认为这是一种调和，当然人们会担心成员国的自购房屋和租借房屋人口比例上可能存在很大的差异。将其排除在外符合国际劳工组织十年前颁发的国际准则。此外，还可以在调和消费者价格指数之外补充一个单独的住房价格指数，分析家们可用此指数作为通胀指标的一部分。

第二个选择是在获取成本的基础上将房主自住房包括进来，从本质上讲就是将其与任何其他耐用消费品一样看待。大部分二手住房都不包括在消费者价格指数中：实际中，消费者价格指数包括新建住房，加少量的新进入住户部门的住房（公司或政府部门对住户部门的销售）。

这里的主要问题具有实际意义：好几个国家都没有新房屋价格指数，而且建立这样的指数可能是十分困难而且成本高昂的。目前，一个工作组正在考察这些问题。最后的建议将在1999年底提出来。

由于建立房主自住房处理模型中涉及的困难，对调和消费者价格指数的最后建议尚未提出来。

23.133 住房处理的第四种方法将在下节中讨论。由于这种方法一直只适用于房主自住房，所以它不具有其他三种方法那么“普遍”的意义。⁶⁰

⁵⁸ 随着商业周期的变化，对出租房屋的需求可能会发生很大的变化，相对于自有房屋的用户成本而言，这种情况可能会导致租金受压，或是租金高涨。因此，随着商业周期的变化，基于类似房屋市场租金的推算租金与自有房屋的相应用户成本之间会有很大的差异。

⁵⁹ 通常，这些推算的维护成本不会出现在消费者价格指数中，但是，如果自有房屋的用户成本与某个类似房屋的市场租金是可比的，这些推算的劳动成本则应包括进来。

⁶⁰ 获取法、用户成本法以及租金等价法都可适用于任何耐用消费品，

支付法

23.134 Charles Goodhart (2001年, 第 F350-F351 页) 对房主自住房处理的第四种方法, 即支付法, 做了以下的阐述:

第二种主要方法是支付法, 该方法对首付、抵押贷款的偿还和抵押贷款利率以及上述一些关联支付的现金流出进行统计。然而, 这种方法总是包括抵押贷款利息的支付。这种做法尽管也很常用, 但从分析角度看却是不完善的。第一, 购买程序是不统一的。在处理信用基础上购买的(如信用卡购买)其他商品时, 并没有将其作为更贵的商品处理(但新西兰例外)。第二, 对于个人而言, 利息流的处理也是不一样的。如果借款人在利息提高后财务状况恶化了, 那么, 拥有生息资产的贷款人在财务状况方面会相应地转好, 为什么只统计一个人, 而不统计另一个人呢? 如果我出售一项生息资产(如持有的某个货币市场共同基金)来购买一间房屋, 为什么对我的处理与对(可变利率)抵押贷款借款人的处理不一样呢? 第三, 购买价格问题难道不应该与如何解决购买资金问题区别对待吗? 进口、库存及所有的商业购买往往都是部分赊销的。我们应该在贸易信用成本上升情况下将进口看作是更为昂贵吗? 此外, 货币是可替代的。正如我们从抵押贷款股权融资的计算中可以看出的那样, 贷款可以住房来抵押, 但却用来支付家具。在利率提高的情况下, 家具会因此而更为昂贵吗? 此外, 实际现金支付完全不考虑住房价格的变化, 不论是由于折旧引起的变化, 还是由于资本损益造成的变化, 但这种变化往往会引起现金流的变化。尽管存在这样的问题, 但是, 这种现金支付方法在英国一直沿用到 1994 年, 而且爱尔兰一直还在使用。

23.135 因此, 房主自住房支付法是处理房主自住房经营成本的现金流法。对于这种方法可能的反对意见包括, 它忽视了房主自住房持有股权的机会成本, 忽视了折旧, 它采用名义利率, 对于通胀未作任何扣减。然而, 如果支付法考虑了这些推算成本, 那么, 结果将是住房处理的一种复杂用户成本法。尽管如此, 正如第十章中提到的, 在某些情况下, 对于房主自住房的处理采用支付法可能是一种合理的折衷。通常, 对于房主自住房采用支付法往往会比其他三种方法带来小得多的月度支出, 高通胀时期除外, 在此时期, 如果没有通胀的抵消项目, 名义抵押贷款利率项目会变得十分庞大。⁶¹

但是在采用租金等价法时, 须存在适当的出租或租赁市场。

⁶¹ 如果存在高通胀, 采用支付法的统计机构可能需要考虑对名义抵押贷款利率的通胀成份加以调整, 就像第 23.95 至 23.99 段中所做的那样。

房主自住房定价的其他方法

23.136 对于寿命较长的耐用消费品, 获取法如果消费者价格指数使用者希望价格能够反映耐用消费品带来的服务流, 那么采用普通的获取法是不够的。这在房主自住房方面尤为突出。因此, 对于许多用户而言, 除了获取法外, 如果统计机构能够针对长寿命耐用消费品, 尤其是针对房主自住房, 对租金等价法或用户成本法做出一些调整, 将会是十分有用的。这样, 用户便可确定哪种方法更适合其需要。上述三种主要方法中的任何一种都可以作为用于“标题”消费者价格指数的方法。用户可使用另外两种作为分析工具。

23.137 在本章结束之际, 我们来概括一下在统计房主自住房价格的变化过程中, 用上述三种方法存在的一些困难。

获取法

23.138 对于新住房的销售, 要运用获取法, 须有一个不变质量价格指数。

租金等价法

选择 1: 采用住房所有人对租金的估计

23.139 使用此选择, 需要对住房所有人进行调查, 请其对住房单位的租金做出估计。此方法存在的问题在于:

- 住房所有人可能无法对其住房单位的租金价格提出非常准确的估计。
- 为了考虑折旧影响, 统计机构应随时对这些估计租金做出调整, 因为折旧会导致住房质量逐步下降(除非这种影响被翻新和修理支出冲消)。⁶²
- 在决定住房所有人估计租金中应包括什么样的额外服务时须十分谨慎; 即此租金除了包括建筑物的租用外, 还包括保险、水电以及各种耐用消费品的使用吗? 如果是这样的, 应从租金中扣除这些额外服务, 因为它们已包括在消费者价格指数的其他部分中了。⁶³

选择 2: 对租金市场使用特征回归模型来推算租金

23.140 按此选择, 统计机关需要收集出租房屋及其特点的数据, 并运用这些数据来建立住房租借市场的

支付法的进一步资料, 可参看第十章。

⁶² 回顾第 23.79 至 23.93 段。

⁶³ 也可以这样看, 即可能包括在租金中的这些额外服务主要是加权问题; 即, 房屋所有人估计的租金趋势是对(扣除租金中所包括的额外服务之后)租金单位趋势合理的准确估计。

特征回归模型。⁶⁴然后运用这种模型来推算房主自住房的价格。这种方法存在的问题是：

- 会涉及大量数据；除了需要租金和出租房屋特点资料之外，还需要房主自住房特点资料。
- 房主自住房人口的特点可能与租借人口有相当大的不同。尤其是，在住房出租市场租金受到控制的情况下，不建议使用这种方法。
- 特征回归模型会缺少可重复性，因为不同研究人员使用的模型特点是不一样的，并且会使用不同的函数形式。
- 从前面的讨论可以看出，市场租金可能远高于房屋所有人的机会成本。因此，采用市场租金来推算房主自住房的租金可能会偏高。⁶⁵另一方面，如果存在租金管制或是出租房屋过剩，那么，市场的租金与房屋所有人的机会成本相比可能会太低。
- 有证据显示：出租房屋的折旧与房主自住房的折旧存在着区别。⁶⁶如果如此，那么推算程序将会出现某种误差。然而，所有估计房主自住房折旧的研究都有某些偏差，原因在于对土地的处理不充分和缺少房屋寿命期里的维修、翻新及维护支出资料。至于出租房屋的折旧与房主自住房的折旧之间是否有明显不同，还不确定。

用户成本法

23.141 首先需要确定是否需要计算住房的事先或事后成本。事先成本法对于消费者价格的编制似乎更为有用；这些价格都出现在消费者选择的经济模型中。此外，事后成本法会导致用户成本波动太大，而无法适应大多数用户的需要。当然，事先成本法也会存在问题，即难以对住房价格的预期通胀率做出估计。

选择 3：租金/价值比方法

23.142 按此选择，统计机关需收集抽样出租房屋的市场租金资料，除此之外，还需收集这些出租房屋出售时的销售价格资料。有了这两方面的资料，统计机关就可以制订各种出售房屋的租金/价值比。可以看出，这种租金/价值比只是对所有进入事先用户成本公式的项目（不包括房屋的资产价格）进行的一种估计；即，一个房屋的租金/价值比可以看作为对利率减预期房屋通

胀加折旧率加其他（见第 23.94 至 23.120 段的讨论）费率（如保险和房屋税率）的一种估计。假定这些费率在短时间里都是保持不变的，根据此假定，用户成本的变动等于房主自住房价格的变动。因此，如果可以为房主自住房的存量价值确定一个恒质量的价格指数，就可使用此方法。还可以通过制订一个新的住房价格指数，取得房主自住房综合价格指数的近似值。有了此近似值，该方法就可简化成获取法，只是采用这种用户成本法，权数通常会大于采用获取法取得的权数。⁶⁷这种方法存在的问题包括：

- 需要大量的资源来为房主自住房存量建立一个恒质量的价格指数。如果采用特征回归模型，在结果的可重复性上会产生问题。
- 租金/价值比会随时间而出现相当大的变化。因此，有必要不断地收集租金及出租房屋销售价格的资料。
- 正如我们在第 23.121 和 23.122 段中指出的，出租房屋的用户成本结构可能会不同于相应的房主自住房用户成本结构。因此，采用租金/价值比可能会给出误导结果。⁶⁸

选择 4：简化用户成本法

23.143 这方法类似于上面选择 3 的方法，但是它不是采用租金/价值比来估计用户成本公式中各种不同费率之和，而是直接对这些费率做出估计。如果采用第 23.79 至 23.93 段讨论的简化冰岛用户成本法，所需得到的资料就是一个恒质量的房主自住房价格指数，一个估计的实际利率，以及一个对建筑物和土地估计的综合折旧率。这种方法存在的问题是：

- 如上文选择 3 一样，此方法需要大量资源来建立房主自住房存量的恒质量价格指数。如果采用特征回归模型，结果就会存在着可复制性的问题。
- 不知道应用何种实际利率。
- 类似地，难以确定什么样的折旧率是“正确的”。⁶⁹
- 更为复杂的是，土地价格的增长往往会比建筑物造价的增长要快，所以房主自住房土地价格成份的重要性往往会增加，而这反过来会造成综合折旧率的下降。

选择 5：国民核算法

23.144 这种方法利用了这样的事实：即，统计机关的国民核算部门通常会统计住房投资数据和住房修理

⁶⁴ 参看 Hoffmann 和 Kurz（2002 年）对此模型的举例。

⁶⁵ 同样，可以认为这主要是加权问题；即市场租金趋势是对房屋所有人机会成本趋势合理做出的准确估计。

⁶⁶ Stephen Malpezzi、Larry Ozanne 和 Thomas G. Thibodeau（1987 年，第 382 页）提出：“出租房屋的平均折旧率具有明显的稳定性，在 25 年间，稳定在 0.58% 至 0.60% 之间。房主自住房的折旧率比出租房屋的估计折旧率变化要大。房主自住房的平均折旧率变化较大，第 1 年为 0.9%，到了第 20 年则为 0.28%。”

⁶⁷ 回顾第 23.34 至 23.42 段的讨论。

⁶⁸ 这主要是加权问题，所以房主自住房存量的恒质量价格指数应对房主自住房用户成本趋势的一种充分估计。

⁶⁹ 由于缺少修理和翻新方面的资料，估计住房折旧率会有很大差异：采用这三种方法的本研究结果以及其他相关研究结果都有一个显著特点，即其可变性：估计值范围从每年的 0.5% 到 2.5% 不等（Malpezzi、Ozanne 和 Thibodeau，1987 年，第 373-375 页）。

和翻新支出数据。此外，许多统计机关还对居民住房的存量进行估计，所以，可以取得住房中建筑物部分的折旧率数据。最后，如果统计机关还建立了国家资产负债表，那么，还可以得到住房用地价值的估计值。因此，在此情况下，就可以得到推算住房中建筑物存量和相关土地存量所需的所有基本资料。此外，如果对适当的名义利率以及建筑物和土地的预期价格做出假定，⁷⁰就可以推算住房中建筑物部分和用地部分的用户总成本。存量中出租部分可以扣除，同时，可对房主自住房中土地和建筑物的用户成本和相应价值做出估计。当然，基本不可能在当期基础上对这些内容做出估计，但是，可对基期里的各个成份做出计算，以取得房主自住房中建筑物部分和土地部分的权数。于是可以看出，月度用户成

本的主要驱动因素为新建筑物的价格和住房用地的价格。因此，如果可以及时制订这两个价格的月度指标，那么整个计算程序将是可行的。这种方法存在的问题在于：

- 与上面的选择 4 一样，难以确定“正确的”折旧率和实际利率。⁷¹
- 难以建立住房用地月度价格指数。
- 难以将季度住房投资价格缩减指数转换为月度数据。

23.145 上文 5 种选择各有千秋；似乎不存在一种明显的“胜出”方案。因此，除了使用通常的获取法来处理房主自住房之外，统计机关还需确定它是否有足够的资源来实施上述 5 种选择方案中的一种。从消费者价格指数生活成本法的角度看，上述 5 种选择的任何一种方法对于计量每个时期的消费服务流而言都充分接近于理想的处理。⁷²

⁷⁰ 另一种办法是，可以假定某个实际利率。

⁷¹ 然而，通常情况下，可以认为，对这些参数的估计误差主要影响到价格指数中的权数。

⁷² 对于质量不会随时间变化的耐用消费品，选择 5 可能是一种适当的方法。

主要词汇表

本词汇表的附录介绍用于消费者价格指数目的的主要汇总指数公式，并解释它们相互之间的关系。

获取法 Acquisitions approach	消费者价格指数使用的一种方法。根据这一方法，通过住户在一定时期内获得的消费品与服务（而非消费了的全部或部分消费品与服务）来确定消费。取决于消费者价格指数拟覆盖的范围，获取不仅可包括购入的货物与服务，而且还可包括通过自我生产或者作为政府或非营利机构的实物社会转移而获得的货物与服务。
可加性 Additivity	按当期价格计算，一个分类的价值等于其分量的价值之和。可加性要求，当运用一组相互关联的数量指数对一个分类及其分量在一定时期内的当期价值进行外推，或运用一组相互关联的价格指数对一个分类及其分量在一定时期内的当期价值进行缩减时，这一等式对于分类及其分量的外推值应当成立。
分类 Aggregate	与特定货物与服务流量相关的一组交易，例如居民住户在一定时期内购买的全部消费品与服务。“分类”一词还指一组特定交易的价值。
汇总 Aggregation	合并或加总不同组交易，以得到更大组交易的过程。更大组的交易比构成它的各组交易具有更高一级的汇总。“汇总”一词还指加总较低一级分类的价值以得到较高一级分类的过程。对于价格指数而言，是指将较低一级分类的价格指数平均或合并，以得到较高一级分类的价格指数。
公理或检验法 Axiomatic, or test approach	指数理论的一种方法，根据指数公式的数学特征来决定公式的选择。确定一系列检验，每项检验都要求指数具有某一特征或符合某一公理。然后可根据所通过的检验式数量来选择指数。不是所有检验都被认为同等重要，未通过一项或两项关键检验足以成为拒绝采用一个指数的理由。
基期 Base period	<p>基期通常指所有其他时期都与之相比较的时期。但这个词在不同情况下可能有不同含义。可分为三类基期：</p> <ul style="list-style-type: none">• 价格参照期——其他时期的价格与本时期价格相比较的时期。价格参照期的价格出现在价格比或价格比率的分母中，用以计算指数。价格参照期通常称为时期 0。• 权数参照期——其支出作为指数权数的时期，通常是一年或多年。当支出是混合的（即一个时期数量的价值用其他时期的价格来衡量），权数参照期是数量所指的时期。在本手册中，权数参照期通常称为时期 b。• 指数参照期——指数值定为 100 的时期。 <p>应当指出的是，在实际中，消费者价格指数的权数参照期通常为一年，甚至两年或多年，而消费者价格指数每月或每季度计算，价格参照期通常为一个月或一个季度。因此，尽管价格和指数参照期经常吻合，但在实际中，至少当第一次计算消费者价格指数时，权数和价格参照期很少吻合。</p>
篮子 Basket	一组特定数量的货物与服务。对于消费者价格指数，这一组可包含住户在一定时期内获得或使用消费品或服务的实际数量，也可以由假定的数量构成。
篮子价格指数 Basket price index	一种价格指数，衡量特定货物与服务篮子的总价值在时期 0 与时期 t 之间的变化比例：即， $\sum p^t q / \sum p^0 q$ ，其中， q 是特定的数量。见 <i>Lowe</i> 指数。

<p>偏差 Bias</p>	<p>因数据收集、加工方法或所使用的指数公式而使计算的消费者价格指数偏离某种理想或最佳指数的系统性倾向。见生活费用偏差和代表性偏差。</p>
<p>回弹 Bouncing</p>	<p>在这种情况下，第二个时期的价格集合只是第一个时期价格集合的重新排序，因此，在计算价格比时，是将第一个时期的每个价格与同一价格集合的另一个价格进行比较。</p>
<p>Carli 价格指数 Carli price index</p>	<p>一种基本价格指数，定义为样本价格比的简单或未加权算术平均。</p>
<p>结转 Carry forward</p>	<p>指这样一种情况，即推算某一期缺失的价格时，将其视同该项目最后的观察价格。</p>
<p>产品总分类 Central product classification (CPC)</p>	<p>国际上达成一致的根据货物的实物特征或所提供服务的性质对货物与服务进行的分类。</p>
<p>链指数 Chain index</p>	<p>将较短时期的指数连在一起而得到的较长时期的指数序列。见连接，另见附录的等式 (6)。</p>
<p>特征 Characteristics</p>	<p>货物或服务的实物或经济属性，用于识别该项货物或服务并对其予以分类。</p>
<p>循环性 (传递性) Circularity (transitivity)</p>	<p>指数的一种性质，即，如果 J_k 代表一种特定类型的价格指数，衡量的是时期 j 和时期 k 之间的变化，那么 $J_l \equiv J_k \cdot K_l$，其中，指数 J_l 和 K_l 是同一类型。当指数具有传递性时，通过时期 k 间接比较时期 j 和时期 l 的指数等同于直接比较 j 和 l 的指数。公理法可能要求的一项检验是指数应当具有传递性。</p>
<p>集团消费 Collective consumption</p>	<p>一组消费者或整个社会同时消费的货物与服务，例如国家提供的国防服务。</p>
<p>同度量性 Commensurability</p>	<p>见度量单位变化时的不变性检验。</p>
<p>商品可逆检验 Commodity reversal test</p>	<p>公理法可能运用的一项检验，要求是，对于一组给定的产品，当产品的顺序变化时，价格指数应保持不变。</p>
<p>分量 Component</p>	<p>某一货物与服务分类的一个子集。</p>
<p>有条件的生活费用指数 Conditional cost of living index</p>	<p>有条件的生活费用指数衡量的是，维持某一给定效用水平或生活标准的成本变化，假设影响消费者效用或福利（如物质环境的状态）的所有因素（指数涵盖的价格除外）保持不变。见生活费用指数。</p>
<p>汇总的一致性 Consistency in aggregation</p>	<p>汇总的一致性是指，对于某一分类的指数，要么对各分量不加区分，进行一次性的直接计算，要么分两步或三步计算，即先计算各分量或次分量的单个指数或分类指数，再进行汇总，每一步使用同样的公式，但无论采取哪种方式，得到的结果都是一样的。</p>

消费者价格指数 Consumer price index (CPI)	官方统计机构编制和公布的月度或季度价格指数，衡量的是住户获得或使用的消费品与服务的价格变化。其确切定义各国可能不同。
消费者 Consumers	作为住户的个人或生活在一起的人群。
消费 Consumption	<p>有几种类型的消费：</p> <ul style="list-style-type: none"> • 中间消费指企业作为生产过程投入而使用的货物与服务；它不包括在消费者价格指数中； • 集团消费主要指政府向整个社会提供的集体服务；它不包括在消费者价格指数中； • 最终个体消费指单个住户为满足其自身需要和愿望而获得的货物与服务。 <p>另见住户消费支出。</p>
自产自用 Consumption of own production	指货物或服务由生产这些货物或服务的住户所消费。房屋自住者消费的住房服务属于这一类。若要将住户自产自用的货物与服务包括在消费者价格指数中，必须推算其价格。是否包括这些货物与服务，取决于消费者价格指数拟覆盖的范围。
连续性 Continuity	指这样一种特性，即价格指数是其价格和数量向量的连续函数。
生活费用偏差 Cost of living bias	描述替代偏差的另一个术语。
生活费用指数 Cost of living index (COLI)	该指数衡量的是，追求效用最大化的消费者在保持偏好或品味不变的前提下，为维持某一给定水平的效用（或生活标准，或福利）时，在两个时期内最低支出将产生的变化。由于消费者可能会根据相对价格的变化改变其消费的数量（见替代效应），生活费用指数不是一种篮子指数。通常无法观测到一个或另一个时期（或两个时期）内的支出。无法直接计算生活费用指数，但可以用最优指数近似替代。见有条件的生活费用指数。
覆盖面 Coverage	其价格实际包括在指数中的一组货物与服务。鉴于实际原因，覆盖面可能不得不小于指数的理想范围，即指数编制者在可行情况下希望包括在内的货物与服务。
当期，或比较期 Current period, or comparison period	原则上，当期应指已编制或正在编制指数的最近时期。但普遍用该词指比较期，即与基期（通常是价格参照或指数参照期）进行比较的时期。该词还普遍用来仅指进行比较的两个时期的后一时期。通常可以根据上下文看出准确含义。
当期价格 Current prices	所指时期的实际价格。
当期价值 Current value	某一分类在所指时期的实际价值：即该时期的数量乘以同一时期的价格。
排除抽样 Cut-off sampling	指这样一种抽样过程，即预先确定一个临界值，统计总体中所有等于或高于该临界值的单位都包括在样本中，所有低于该临界值的单位都不包括在内。该临界值通常表示为某个相关变量的规模，较大的抽样单位包括在内，其余被包括在内的机率为零。对于零售商户来说，规模可以用销售额表示。

缩减 Deflation	某一分类的当期价值除以一个价格指数（称为缩减指数），以便按照价格参照期的价格对其数量进行重新估值。
民主指数 Democratic index	消费者价格指数的一种形式，计算指数时赋予每个住户相等的权数，不论其支出规模如何。
折扣 Discount	在特定条件下向特定顾客提供的对货物或服务牌价或标价的扣减，包括现金折扣、立即付款折扣、批量折扣、商业折扣、广告折扣等。
Divisia 指数 Divisia index	一种价格或数量指数，该指数将价格和数量都作为时间的连续函数。通过对时间求微分，有关分类的价值变化率分为两部分，一是价格指数，一是数量指数。在实际中，无法直接计算指数，但有可能用链比指数近似替代——链指数将衡量两个连续时期变化的指数连在一起。
域 Domain	描述指数范围的另一个术语。
偏离 Drift	对于链比指数，在当期的价格回到基期水平时，如果指数不回到 1，则称指数出现偏离。当价格在链比指数覆盖的时期内波动时，指数容易出现偏离。
Drobisch 价格指数 Drobisch price index	Laspeyres 价格指数和 Paasche 价格指数的算术平均。
耐用消费品 Durable consumption good	能够在较长时期（通常是几年）内重复或连续用于消费目的的消费品。
Dutot 指数 Dutot index	一种基本价格指数，定义为被比较的两个时期内未加权算术平均价格的比率。
经济分析法 Economic approach	指数理论的经济分析法假设数量是价格的函数，产生的观测数据是各种经济最优问题的解。对于消费者价格指数，经济分析法通常要求消费者价格指数是某种生活费用指数。
Edgeworth 价格指数 Edgeworth price index	一种篮子价格指数，篮子中的数量是两个时期内消费数量的简单算术平均。
编辑 Editing	对价格收集者报告的价格进行检查与核对的过程。一些核对可以由计算机完成，可使用为这一目的编写的统计程序。
基本分类 Elementary aggregate	具有支出数据并用于消费者价格指数目的的最小分类。用基本分类的值对基本分类价格指数进行加权，以获得更高级别的指数。基本分类覆盖的货物与服务范围应相对窄一些，如果将其限定于特定商户类型或地点出售的货物与服务，可进一步缩小其范围。基本分类还作为价格抽样层。
初级价格指数 Elementary price index	初级指数是基本分类的价格指数。对于基本分类内的被抽样产品，通常无法为其价格比赋予权数，当然在计算初级指数时，可以直接或间接地使用其他加权方式。初级指数公式的三个例子包括 Carli 指数、Dutot 指数和 Jevons 指数。

支出权数 Expenditure weights	见权数。
显性质量调整 Explicit quality adjustment	直接估计产品价格变化在多大程度上是由其实物或经济特征变化引起的。它要求评估两种产品具体特征的差异对所观测价格差异的影响。它包括根据特征法进行的质量调整。另见隐性质量调整。
因子逆检验 Factor reversal test	假设价格指数中的价格和数量进行互换，产生与价格指数具有相同函数形式的数量指数。根据公理法，因子逆检验要求该数量指数与最初价格指数的乘积完全等于有关分类价值的变化比例。
Fisher 价格指数 Fisher price index	Laspeyres 价格指数和 Paasche 价格指数的几何平均。它是对称指数和最优指数。
固定篮子指数 Fixed basket indices	时间序列的篮子指数，全部使用同一篮子；见附录的等式 (4)。对于消费者价格指数，固定篮子通常包括一组特定住户在一年或一年以上的时期内消费的总数量。
固定权数指数 Fixed weight indices	全部使用同样权数的情况下，加权算术平均价格比序列的简称；见附录的等式 (13)。权数通常是实际或混合支出比例。
几何 Laspeyres 指数 Geometric Laspeyres index	价格比的加权几何平均，它将价格参照期的支出比例作为权数。也称对数 Laspeyres 指数。
货物 Goods	存在需求的实际物品，可以对其建立所有权，并且各单位可以通过在市场上进行交易而转移其所有权。
特征法 Hedonic method	一种回归模型，不同产品的市场价格表示为其特征的函数。非数字特征用虚拟变量表示。每个回归系数被视为该特征对总价格的边际影响。可以运用这种估计，预测新产品的价格——该新产品的特征组合与市场上已有的任何产品不同。因此，可以用特征法估计质量变化对价格的影响。
高层级指数 Higher-level index	汇总指数，与初级指数相区别。
住户收支调查 Household budget surveys (HBSs)	对住户的抽样调查，要求住户提供他们在一定时期内对消费品与服务的支出数据或估计数据，以及出于其他目的而支出的数据或估计数据。
住户 Households	住户可以是单独生活的个人，也可以是生活在一起、共同准备食物或其他生活必需品的人群。对于生活在大型机构住户（军营、养老院等）的人群，多数国家不将其包括在消费者价格指数范围中。
住户消费支出 Households' consumption expenditures	单个住户代表自身对最终消费品与服务的支出，不包括政府或非营利机构作为向住户无偿提供的实物社会转移而对货物或服务的支出。
混合价值或支出	假定的价值或支出，用一组与实际买价或卖价不同的价格确定数量的价值。例如，在一

Hybrid values or expenditures	一个较早时期（如时期 <i>b</i> ）购买的数量，可用一个较晚时期（如时期 0）的价格确定价值。
混合权数 Hybrid weights	定义为混合价值比例或混合支出比例的权数。
恒等性检验 Identity test	公理法下的一项检验，其要求是，如果每项价格在两个时期保持不变，价格指数必须等于 1。
隐性质量调整 Implicit quality adjustment	通过估计或假设已发生的纯价格变化，间接推断特征不断变化的产品在质量上的变化。例如，如果假设纯价格变化等于另一组产品价格变化的平均值，那么间接质量变化等于实际观测到的价格变化除以假设的纯价格变化。如果假设观测到的价格变化完全是纯价格变化，那么就认为质量没有变化。另见显性质量调整。
虚拟价格 Imputed price	为某一特定时期内价格缺失的项目确定的价格。“虚拟价格”一词还可以指，为不在市场上销售的项目确定的价格，这些项目例如，为自身消费而生产的货物或服务，包括房屋自住者提供的住房服务，或作为实物支付、政府或非营利机构的无偿转移而收到的货物或服务。
指数化 Indexation	根据消费者价格指数或其他某个价格指数的变动，对某项定期支付的货币价值做出的定期调整。这种支付可以是工资或薪金、社会保障或其他养老金、其他社会保障福利、租金、利息支付等。
指数参考期 Index reference period	指数值定在 100 的时期。
制度单位 Institutional unit	国民核算的一个概念，定义为自身能够拥有资产、产生负债、参与经济活动并与其他实体进行交易的经济实体。住户是制度单位。其他类型的单位包括企业和政府。
度量单位变化时的不变性检验 Invariance to changes in the units of measurement test	公理法下的一项检验，其要求是，当价格所指的数量单位改变时（例如当某种饮料价格的标示方法从每品脱变为每升），价格指数不发生变化。这项检验也称为可公度性检验。
当期或基期数量成比例变化时的不变性检验 Invariance to proportional change in current or base quantities test	公理法下的一项检验，其要求是，当所有基期数量或所有当期数量都乘以一个正标量时，价格指数保持不变。
基年价格反比例性检验 Inverse proportionality in base year prices test	公理法下可能进行的一项检验，其要求是，如果所有基期价格都乘以正标量 λ ，则新的价格指数等于旧指数乘以 $1/\lambda$ 。
项目 Item	为定价而抽选的产品样本中的一个单个货物或服务。

项目或产品轮换 Item or product rotation	在一个被抽样项目或产品（正在收集其价格）从市场或单个商户消失之前，有意地将其替换为另一个产品。其目的是更新产品样本，避免因产品消失而被迫替换。
Jevons 价格指数 Jevons price index	一种基本价格指数，定义为样本价格比的未加权几何平均。
Laspeyres 价格指数 Laspeyres price index	一种篮子指数，篮子由被比较两个时期中较早那个时期（即价格参照时期）的实际货物与服务数量构成；见附录的等式 (3)。它还可表示为采用较早时期的支出比例作为权数时，价格比的加权算术平均；见附录的等式 (7) 至 (10)。较早的时期既作为权数参照期，也作为价格参照期。
连接 Linking	将在一个或多个时期内重合的两个连续价格观测值或价格指数序列连在一起。如果两个序列的重合部分是一个时期，则通常的做法是，重新按比例调整其中一个序列，使两个序列在重合期的值相等，连在一起的序列构成一个连续序列。见附录的等式 (6)。
Lowe 指数 Lowe index	一种价格指数，衡量的是一个特定货物与服务篮子的总价值在时期 0 和时期 t 之间的变化比例；即 $\sum p^t q / \sum p^0 q$ ，其中 q 是特定的数量。篮子不一定由某个时期内的实际数量构成。见附录。这类指数在手册中称为 Lowe 指数，是以这一大类指数的创始人名字命名的。这一定义涵盖的指数类别很广，通过对 q 项作出适当规定，可包括 Laspeyres 指数、Paasche 指数、Edgeworth 指数和 Walsh 指数。消费者价格指数广泛使用 Lowe 指数，篮子中的数量通常是某个权数参照期 b （在价格参照期 0 之前）的数量。
低层级指数 Lower-level index	初级指数，与汇总指数相区别。
可比产品或型号 Matched products or models	在两个或多个连续时期内对完全相同的产品进行定价的做法。目的在于确保观测到的价格变化不受质量变化的影响。两个完全可比产品之间的价格变化称为纯价格变化。
价格的平均值检验 Mean value test for prices	公理法下的一项检验，其要求是，价格指数应介于最小价格比和最大价格比之间。
非概率抽样 Non-probability sampling	根据负责抽样者的知识与判断，有意地（即非随机地）选择商户和产品样本。也称为目的抽样和判断抽样。
“单驾马车”法 “One-hoss shay”	一种折旧模型，根据这一模型，耐用品在每个役龄时期都提供同样的服务：椅子就是椅子，不论它用了多久（直到散架并被丢弃）。也称为折旧的灯泡模型。
界外值 Outlier	该词通常用来描述一组调查数据中的任何极端值。对于消费者价格指数，是指价格或价格比的极端值，需要进一步调查，或已被证实是正确的。
房主自住房 Owner-occupied housing	居住其中的住户拥有所有权的住宅。住宅是固定资产，其所有者用来提供住房服务供其自身消费，这些服务通常包括在消费者价格指数范围内。租金可以通过市场上类似住宅支付的租金或使用成本来推算。见等效租金或使用成本。
Paasche 价格指数 Paasche price index	一种篮子指数，篮子由被比较两个时期中较晚时期的实际货物与服务数量构成。较晚时期作为权数参照期，较早时期作为价格参照期。Paasche 指数也可表示为用较晚时期的实际支出比例作为权数时，价格比的加权调和平均。见附录的等式 (7) 至 (11)。

价格参照期 Price reference period	价格出现在价格比分母中的时期。另见基期。
价格比 Price relative	某个产品在一个时期的价格与同一产品在另一时期的价格之比。
价格更新 Price updating	指用较晚时期的价格重新确定较早时期数量的价值。得到的支出是混合性的。在实际中，可以将最初的支出乘以价格比或价格指数，得到经过价格更新的支出。
概率与规模成比例抽样 Probability proportional to size sampling (PPS)	一种抽样程序，总体中每个单位被抽取的概率与某个已知变量的大小（如商户的销售额）成比例。
概率抽样 Probability sampling	单位（如商户或产品）样本的随机抽取，旨在使总体中每个单位都具有确定的非零抽取概率。
商品 Products	一个通用术语，用来表示一项货物或服务。为定价而抽取的单个商品通常称为项目。
当期价格的比例性检验 Proportionality in current prices test	公理法下的一项检验，其要求是，如果所有当期价格都乘以一个正标量 λ ，则新的价格指数等于旧价格指数乘以 λ 。
购买者价格 Purchaser's price	购买者为获得一项货物或服务应付的数额。购买者价格包括为了按购买者要求的时间和地点交货而产生的费用。
纯价格变化 Pure price change	特征保持不变的货物或服务的价格变化；或对质量的任何变化进行调整后的价格变化。
质量调整 Quality adjustment	对特征随时间发生变化的产品价格变化进行的调整，目的是消除特征变化对被观测价格变化的影响。对于消费者价格指数，当必须比较替代产品的价格与被替代产品的价格时，需要进行这种调整。在实际中，只能对所需的调整做出估计。不同情况下可用不同的估计方法，如特征法。见显性质量调整和隐性质量调整。
数量比 Quantity relative	某个产品在一个时期的数量与同一产品在另一时期的数量之比。
数量权数 Quantity weights	有时用这一术语描述篮子中的数量。然而，价格比的权数是支出，而非数量。见权数。
重置基期 Rebasing	该词在不同的情况下有不同的含义。它可以指： <ul style="list-style-type: none">• 改变一个指数序列所使用的权数；或• 改变一个指数序列所使用的价格参照期；或• 改变一个指数序列的指数参照期。 可分别改变或同时改变权数、价格参照期和指数参照期。
参照人口 Reference population	指数范围内包括的一组住户。

等效租金 Rental equivalence	根据市场上同类住房支付的租金而对房屋自住者应付的推算租金所进行的估计。
替换产品 Replacement product	指这样一种产品,用它替代过去曾收集价格的另一种产品——要么由于过去的产品已完全消失,要么由于过去的产品在商户销售额中所占比例越来越小,或在基本分类中所占支出比例越来越小。
代表产品 Representative product	指这样一个产品或一类产品,其在基本分类总支出中占相当大比例,及/或其平均价格变化接近分类中所有产品的平均价格变化。
代表性偏差 Representativity bias	因使用不代表被比较两个时期的数量、即系统性偏离两个时期内消费的平均数量而产生的篮子指数偏差。例如,代表性偏差可以是由使用系统性偏离被比较两个时期篮子的老的、过时的篮子而产生的。在实际中,代表性偏差通常与替代偏差类似,因为它源于同样的经济因素。
重置权数 Reweighting	将指数中使用的权数替代为一组新的权数。
扩大样本 Sample augmentation	维持和增加调查组中的商户样本,以确保它们能够继续代表商户总体。固定的商户样本会随时间推移而耗减,因为这些商户会停止经营或不再对调查作出回复。加入新的商户还便于在消费者价格指数中加入新的产品。
样本价格 Sampled price	对一个抽样产品收集的价格,有时称为报价。
样本产品 Sampled product	在基本分类内为定价而选取的样本中所包含的单个产品。
样本轮换 Sample rotation	旨在限制商户和/或产品被纳入价格调查的时间长度,所采取的方法是在一定时期后,剔除其中一部分或全部,并选取新的商户和/或产品样本。轮换的目的在于更新样本。
抽样框 Sampling frame	总体中各单位的名单,可以从中选取单位的样本。该名单可以包含关于单位的信息,这些信息可用于概率与规模成比例抽样。可用于零售商户的名单例如,企业登记簿、电话簿(“黄页”)、地方当局的记录、商业名录等。这种名单可能不包括所选定总体的所有单位,也可能包括不构成总体的单位。
扫描数据 Scanner data	通过在零售商户的电子销售终端对单个产品的条形码进行扫描而获得详细的消费品销售数据。数据能提供关于所售商品的数量、特征、价值及价格的详细信息。扫描数据是一个迅速扩大的数据来源,用于消费者价格指数的潜力很大。它们被越来越多地用于特征分析。
范围 Scope	指数欲衡量其价格变化的一组产品。消费者价格指数的范围一般以一组确定住户购买的一组确定消费品与服务来定义。在实际中,可能必须剔除某些货物与服务或某些住户,因为收集有关的支出或价格数据过于困难、过于耗时或成本过高:例如非法支出。指数的覆盖面是指实际包括在内的一组产品,与指数欲衡量的范围不同。
季节性产品 Seasonal products	季节性产品指,一年中的某些季节或时期不上市的产品,或全年上市,但数量和价格随一年中的季节或时间定期波动的产品。

<p>说明（规格） Specification</p>	<p>对特征的描述或列示，用于识别将被定价的单个抽样产品。严格说明是对一个项目的精确描述，旨在缩小价格收集者可选择的项目范围，有可能缩小到一个唯一的项目，如具有某个特定代码的某个特定品牌的电视机。宽泛说明是对一类项目的一般性描述，使价格收集者能够在一定程度上自主选择特定的项目或型号进行定价，如某一特定尺寸的彩色电视机。</p>
<p>随机方法 Stochastic approach</p>	<p>指数理论的一种方法，将观测到的价格比视为从一个界定的总体中随机抽取的样本，该总体的平均值可被认为是总体通货膨胀率。样本平均值是对通货膨胀率的估计值。</p>
<p>替代品 Substitute</p>	<p>特征与另一种产品类似的产品，可用来满足同样的消费需要或愿望。</p>
<p>替代 Substitution</p>	<p>用替代品对产品进行替换，通常为了反映相对价格的变化。追求效用最大化的理性消费者作为价格接受者，通常减少（至少是最低幅度地减少）其对变得相对更贵的货物与服务消费，并增加其对变得相对更便宜的货物与服务消费，以此对相对价格的变化做出反应。替代行为使数量与价格比之间产生负相关的关系。</p>
<p>替代偏差 Substitution bias</p>	<p>通常认为这是因采用篮子指数估计生活费用指数而产生的偏差，因为篮子指数无法将消费者因相对价格变化而进行替代时，生活费用所受到的影响考虑在内。一般而言，使用越早时期的篮子，指数向上的偏差越大。另见代表性偏差。</p>
<p>替代效应 Substitution effect</p>	<p>替代行为对指数值产生的效应。</p>
<p>最优指数 Superlative index</p>	<p>一种指数形式，可与生活费用指数接近。如果一个指数等于消费者（其偏好可用一个特定的函数形式表示）的真实生活费用指数，则称该指数是精确的。因此，最优指数定义为这样一种指数，即对一个弹性函数形式是精确的，围绕同一点，该函数可以二阶逼近其他二次可微函数。Fisher 价格指数、Törnqvist 价格指数和 Walsh 价格指数都是最优指数的例子。最优指数一般是对称指数。</p>
<p>对称指数 Symmetric index</p>	<p>指这样一种指数，即赋予两个时期的价格和支出同样的重要性，从而对称地对待两个时期。两个时期的价格和支出数据以对称的方式输入指数公式。</p>
<p>国民账户体系 System of National Accounts (SNA)</p>	<p>根据一套国际认可的概念、定义、分类和会计准则而建立的一组连贯、一致和综合的宏观经济账户、资产负债表和表格。住户收入和消费支出账户构成国民账户体系的一部分。支出数据是用来估计消费者价格指数支出权数的数据来源之一。</p>
<p>时间维的可逆性 Time reversal</p>	<p>指数的一个特性，如果 jI_k 代表特定一类价格指数形式，衡量从时期 j 到时期 k 的变化，那么 $jI_k \equiv 1/kI_j$，其中 kI_j 衡量从时期 k 到时期 j 的变化。如果一个指数具有这个特性，那么无论向前衡量，即从第一时期到第二时期，还是向后衡量，即从第二时期到第一时期，变化都是一样的。在公理法下，可能要求指数通过时间逆（转）检验。</p>
<p>Törnqvist 价格指数 Törnqvist price index</p>	<p>一种对称指数，定义为价格比的加权几何平均，权数为两个时期支出比例的简单算术平均。它是最优指数。也称为 Törnqvist-Theil 价格指数。</p>
<p>传递性 Transitivity</p>	<p>见循环性。</p>

单位价值或平均价值 Unit value or average value	一组同类产品的单位价值是购买/出售的总价值除以总数量。因此，它是购买/出售该产品的不同价格在根据数量进行加权后的平均值。当按不同价格出售的产品组合发生变化时，即使价格不发生变化，单位价值也可能发生变化。
使用成本 User cost	固定资产或耐用消费品的所有者在一定时期内使用固定资产或耐用消费品以提供资本或消费服务而产生的成本。使用成本主要包括资产或耐用物品的折旧（以当期价格而非历史成本衡量）加上资本或利息成本。
使用法 Uses approach	消费者价格指数的一种方法，根据用住户为满足其需要和愿望而实际用完的消费品与服务（而不是所获得的消费品与服务）来确定某一时期的消费。根据这一方法，一个时期内对耐用消费品的消费采用住户耐用品存量提供的服务流量价值来衡量。可以通过使用成本衡量这种价值。
价值 Value	价格乘以数量。一组同类产品的支出价值可以唯一地分解为价格和数量部分。同样，一组同类产品在一定时期内的价值变化可以唯一地分解为单位价值的变化和总数量的变化。然而，将一组不同产品的价值变化分解为价格和数量部分有很多不同的方式，这一现象产生了指数问题。
Walsh 价格指数 Walsh price index	一种篮子指数，数量是两个时期数量的几何平均；见附录。它是对称指数和最优指数。
权数参考期 Weight reference period	支出比例作为 Young 指数的权数、或数量构成 Lowe 指数篮子的时期。当对两个时期的支出比例进行平均（如 Törnqvist 指数），或对数量进行平均（如 Walsh 指数）时，可能没有权数参照期。另见基期。
加权算术平均指数 Weighted arithmetic average index	一种指数，定义为价格比的加权算术平均：即， $\sum w(p^i/p^0)$ ，其中，权数 w 加起来等于 1。
权数 Weights	加起来等于 1 的一组数，用来计算平均值。对于消费者价格指数，权数通常是实际或混合支出比例，根据定义加起来等于 1。用它们来求价格比或基本价格指数的平均值；见附录。不同产品的数量是不相称的，不能相加。它们不能作为权数。因此，构成篮子的数量不应被视作数量权数。
Young 指数 Young index	Young 指数是价格比的加权算术平均， $\sum w(p^i/p^0)$ ，其中， w 指时期 b （权数参照期）的实际支出比例；即， $w = s^b = p^b q^b / \sum p^b q^b$ 。它是 Carli 指数的加权形式。

词汇表附录

一些基本的指数公式和术语

1. 在整个附录中，总和被理解为包括所有项目 n 。
篮子指数是以下形式的指数：

$$\frac{\sum p_n^t q_n}{\sum p_n^0 q_n} \quad (\text{A.1})$$

上式将时期 t 的价格与（更早的）价格参照期 0 的价格进行比较，使用某个确定的数量篮子。篮子不一定由某一特定时期的实际数量构成。这一大类指数称为 **Lowe 价格指数**，是以该类指数的创始人的名字命名的。**Lowe 指数**包括一些我们熟知的指数，它们是 **Lowe 指数**的特例：

- 当 $q_n = q_n^0$ ，我们就得到 **Laspeyres 指数**；
- 当 $q_n = q_n^t$ ，我们就得到 **Paasche 指数**；
- 当 $q_n = (q_n^0 + q_n^t)/2$ ，我们就得到 **Marshall-Edgeworth 指数**；
- 当 $q_n = (q_n^0 q_n^t)^{1/2}$ ，我们就得到 **Walsh 指数**。

在实际中，统计机构使用的 **Lowe 指数**通常是 $q_n = q_n^b$ ，其中 b 代表某个权数参照期（通常在时期 0 之前）。

2. **Lowe 指数**将时期 t 与时期 0 进行比较时，一个有用的特征是，它能够被分解为同样类型的两个或多个指数的乘积：例如，分解为以下两个指数的乘积，一个指数将时期 $t-1$ 与时期 0 进行比较，另一个指数将时期 t 与时期 $t-1$ 进行比较。其形式是，

$$\frac{\sum p_n^t q_n}{\sum p_n^0 q_n} = \frac{\sum p_n^{t-1} q_n}{\sum p_n^0 q_n} \frac{\sum p_n^t q_n}{\sum p_n^{t-1} q_n} \quad (\text{A.2})$$

特别是，当 $q_n = q_n^0$ ，表达式 (2) 变为

$$\frac{\sum p_n^t q_n^0}{\sum p_n^0 q_n^0} = \frac{\sum p_n^{t-1} q_n^0}{\sum p_n^0 q_n^0} \frac{\sum p_n^t q_n^0}{\sum p_n^{t-1} q_n^0} \quad (\text{A.3})$$

表达式 (3) 的左边是直接的 **Laspeyres 指数**。注意，在表达式右边，只有第一个指数本身是 **Laspeyres 指数**，第二个是 **Lowe 指数**，将时期 t 与时期 $t-1$ 进行比较，使用时期 0（而非时期 $t-1$ ）的数量篮子。一些统计机构将表达式 (3) 的右边称为改良的 **Laspeyres 指数**。

3. 对于时间序列，假设 t 从 1 到 T ，序列

$$\frac{\sum p_n^1 q_n}{\sum p_n^0 q_n}, \frac{\sum p_n^2 q_n}{\sum p_n^0 q_n}, \dots, \frac{\sum p_n^T q_n}{\sum p_n^0 q_n} \quad (\text{A.4})$$

称为固定篮子价格指数序列。特别是，当 $q_n = q_n^0$ ，我们就得到 **Laspeyres 指数**序列。

4. 在时期 T ，可以使用一个新的数量篮子 q' ，并从这一时期开始计算。

$$\frac{\sum p_n^{T+1} q'_n}{\sum p_n^T q'_n}, \frac{\sum p_n^{T+2} q'_n}{\sum p_n^T q'_n}, \frac{\sum p_n^{T+3} q'_n}{\sum p_n^T q'_n}, \dots \quad (\text{A.5})$$

为了将时期 $T+1$ 、 $T+2$ 、 $T+3$... 的价格与时期 0 的价格联系起来，可以使用链接的方式将序列 (5) 变为以下形式的序列：

$$\frac{\sum p_n^T q_n}{\sum p_n^0 q_n} \frac{\sum p_n^{T+1} q'_n}{\sum p_n^T q'_n}, \frac{\sum p_n^T q_n}{\sum p_n^0 q_n} \frac{\sum p_n^{T+2} q'_n}{\sum p_n^T q'_n},$$

$$\frac{\sum p_n^T q_n}{\sum p_n^0 q_n} \frac{\sum p_n^{T+3} q'_n}{\sum p_n^T q'_n}, \dots \quad (\text{A.6})$$

这可以称为链接的固定篮子价格指数序列。特别是，当 $q_n = q_n^0$ ， $q'_n = q_n^T$ ，我们就得到链接的 **Laspeyres 指数**序列。由于篮子在时期 T 改变，固定一词实际上只针对某些时间区间。篮子在时期 1 到时期 T 是固定的，时期 $T+1$ 之后又是固定的。当篮子保持固定的时间区间是相同的，如一年、两年或五年，则可以明确地显示这一特征，即将指数描述为一年、两年或五年链接的固定篮子价格指数。

5. 加权算术平均价格指数（与几何平均或其他形式的平均相区别）是以下形式的指数：

$$\sum w_n (p_n^t / p_n^0) \quad (\text{A.7})$$

上式将时期 t 的价格与时期 0 的价格进行比较，使用加起来等于 1 的一组权数。特别是，当权数是时期 b 的价值比例时，

$$w_n = s_n^b \equiv p_n^b q_n^b / \sum p_n^b q_n^b \quad (\text{A.8})$$

我们就得到 **Young 指数**。

注意，任何篮子价格指数 (1) 可以用 (7) 的形式表示，因为

$$\frac{\sum p_n^t q_n}{\sum p_n^0 q_n} = \sum \frac{p_n^0 q_n}{\sum p_n^0 q_n} \frac{p_n^t}{p_n^0} \quad (\text{A.9})$$

当权数是时期 0 的价值比例时，

$$w_n = s_n^0 \equiv p_n^0 q_n^0 / \sum p_n^0 q_n^0 \quad (\text{A.10})$$

表达式 (7) 就变为 **Laspeyres 指数**。当

$$w_n = p_n^0 q_n^t / \sum p_n^0 q_n^t \quad (\text{A.11})$$

即，混合时期 $(0, t)$ 的价值比例，我们就得到 **Paasche 指数**。

也可以将 w_n 表示为：

$$w_n = s_n^b (p_n^0 / p_n^b) / \sum s_n^b (p_n^0 / p_n^b) = p_n^0 q_n^b / \sum p_n^0 q_n^b \quad (\text{A.12})$$

即，经过价格更新的时期 b 的价值比例。

注意，混合价值比例，如表达式 (11) 或 (12) 所给出的，是无法观测到的，而必须构建。

6. 对于时间序列，当 t 从 1 到 T ，序列

$$\sum w_n(p_n^1/p_n^0), \sum w_n(p_n^2/p_n^0), \dots, \sum w_n(p_n^T/p_n^0) \quad (\text{A.13})$$

称为固定权数算术平均价格指数序列。特别是，当权数等于时期 0 的支出比例，我们就得到 Laspeyres 指数序列。当权数等于经过价格更新的时期 b 的支出比例，我们就得到 Lowe 指数序列，篮子中的数量是时期 b 的数量。

7. 在时期 T ，可以变为一组新的权数 w_n^T ，并从这一时期开始计算：

$$\begin{aligned} & \sum w_n^T(p_n^{T+1}/p_n^T), \sum w_n^T(p_n^{T+2}/p_n^T), \\ & \sum w_n^T(p_n^{T+3}/p_n^T), \dots \end{aligned} \quad (\text{A.14})$$

或者，使用链接，将时期 $T+1$ 、 $T+2$ 、 $T+3$... 的价格与时期 0 的价格联系起来，

$$\begin{aligned} & \sum w_n(p_n^T/p_n^0) \sum w_n^T(p_n^{T+1}/p_n^T), \\ & \sum w_n(p_n^T/p_n^0) \sum w_n^T(p_n^{T+2}/p_n^T), \dots \end{aligned} \quad (\text{A.15})$$

这可以称为链接的固定权数算术平均价格指数序列。特别是，当 $w_n = s_n^0$ ， $w_n^T = s_n^T$ ，我们就得到链接的 Laspeyres 指数。对于一个后面的时期 b' ，当 $w_n = s_n^b(p_n^0/p_n^b) / \sum s_n^b(p_n^0/p_n^b)$ ， $w_n^T = s_n^{b'}(p_n^T/p_n^{b'}) / \sum s_n^{b'}(p_n^T/p_n^{b'})$ ，我们就得到链接的 Lowe 指数序列。

8. 同样，由于篮子在时期 T 改变，固定一词实际上只针对某些时间区间。权数在时期 1 到时期 T 是固定的，时期 $T+1$ 之后又是固定的。当权数保持固定的时间区间是相同的，则可以明确地显示这一特征，即加上一个表示时间的词来修饰，如一年、两年或五年。

附件一

调和消费者价格指数（欧盟）

1 引言

调和消费者价格指数（Harmonized Indices of Consumer Prices，简称 HICP）是一套欧盟消费者价格指数，根据一种协调的方法和单一的一组定义进行计算。本附件概述 HICP 的目标和历史，总结最为重要的经协调的标准，并指出有待进一步协调的一些关键项目。HICP 经历着不断的发展，本附件描述 2003 年年中 HICP 的发展状况。HICP 具有法律基础，因为一系列具有法律约束力的欧盟规则对 HICP 的编制和所用方法的很多方面做出了规定和要求。本附件结尾给出了 HICP 整套法律标准的参考条目。

1.1 主要的 HICP

最受关注的 HICP 如下：

- 货币联盟消费者价格指数（MUICP）——涵盖欧元区国家的综合指数；
- 欧洲消费者价格指数（EICP）——欧元区加上欧盟其他国家；
- 各国的 HICP——欧盟的每个成员国。

除上述外，还有欧洲经济区消费者价格指数（EEAICP）和欧洲经济区每个国家的 HICP。

对于候选国，特别是即将加入欧盟的国家，¹还有过渡性 HICP。预计这些国家一旦加入欧盟，其 HICP 将与现有成员国的 HICP 完全可比。各国的 HICP 由各国统计机构编制，而国家组的汇总数据由欧共体统计处编制。

1.2 HICP 的用途

正如本手册其他章节所解释的，消费者价格指数有多种潜在用途，例如，用于调整社会福利或合同，或用于各类经济分析。之所以实施协调计划，是由于 HICP 被用作趋同标准和监测欧元区价格稳定的主要指标。

¹ 截至 2003 年底，各组国家的构成如下：

欧元区国家：奥地利、比利时、芬兰、法国、德国、希腊、爱尔兰、意大利、卢森堡、荷兰、葡萄牙、西班牙。

欧盟国家：欧元区国家加上丹麦、瑞典和英国。

欧洲经济区国家：欧盟国家加上冰岛和挪威。

即将加入国：塞浦路斯、捷克共和国、爱沙尼亚、匈牙利、拉脱维亚、立陶宛、马耳他、波兰、斯洛伐克、斯洛文尼亚。

候选国：即将加入国加上保加利亚、罗马尼亚、土耳其。

当有关国家加入欧盟或欧元区时，将相应调整那些汇总数据的构成。

HICP 的建立为以下两方面工作提供了最好的指标：一是对欧盟内的消费者价格通货膨胀进行各国间的比较，二是在货币政策分析背景下对价格趋同和稳定进行评估。

在该计划的早期阶段，HICP 最重要的用途是评估加入欧洲经济与货币联盟所要求的价格稳定性和价格趋同情况。近期，关注重点转到国家组的汇总数据上，特别是 MUICP。侧重点的这种变化反映了欧洲中央银行的价格稳定目标，以及这样一种看法，即 HICP 是评估价格稳定的最适当价格指标。

HICP 的重点是衡量价格稳定性和趋同情况以及进行国际比较，但这并不意味着更广泛的使用者不应或不能将 HICP 用于其他目的。取决于使用者拟实现的特定目的，HICP 可能是现有最好的价格统计。然而，HICP 的所有使用者都应注意，HICP 是可修正的，在第一结果公布后，指数还可能变化。

1.3 HICP 的简要历史

1995 年 10 月 23 日，欧盟部长理事会通过了一项规则，为采用协调的方法编制欧盟成员国和欧洲经济区国家的消费者价格指数提供了法律基础。

这一规则²（以下称为 HICP 框架规则）要求编制和公布 HICP，并要求其使用共同的参照基础，具有共同的消费品和服务覆盖范围，并运用共同的分类方法。在 HICP 框架规则下，通过了一系列具体的实施措施。

如上所述，在协调计划的早期，HICP 最重要的用途是在筹备欧洲经济与货币联盟的过程中运用价格稳定标准。

1999 年 1 月 1 日，经济与货币联盟开始运作，11 个国家使用单一货币欧元。从那天起，在欧洲中央银行控制下，欧元区实施共同的货币政策，采用共同的利率。

保持价格稳定是欧洲中央银行体系的主要目标。1998 年 10 月，欧洲中央银行行长宣布：³“欧洲中央银行将实施一项灵活的货币政策战略来确保欧元区的价格稳定，为此将采用一项货币参照值和若干其他指标。在这方面，欧洲中央银行管理委员会指出：“价格稳定应定义为，欧元区调和消费者价格指数（HICP）的年同比增长率低于 2%。应在中期内维持价格稳定。”

² 理事会规则（EC）第 2494/95 号。

³ 欧洲中央银行 1998 年 10 月 13 日的新闻稿。

1998年10月，欧洲中央银行以欧元区HICP为基础，确定了通货膨胀目标。2003年，欧洲中央银行重申了这一目标，并补充指出：“同时，管理委员会同意，在寻求价格稳定的过程中，欧洲中央银行将努力在中期内将通货膨胀率保持在接近2%的水平。”⁴

1.4 渐进式的协调

HICP框架规则规定了渐进式协调方式，根据这种方式，需要采取具体实施措施的每一步骤都通过进一步制定具有法律约束力的标准予以规定。

HICP框架规则规定，欧盟的统计规划委员会将作为所称的监管委员会，负责通过进一步的协调标准，以便为这些标准赋予法律效力。统计规划委员会是欧盟的最高统计委员会，由各国统计机构的负责人组成。

1.5 最低标准

协调采用的方法是尽可能以欧盟成员国编制本国消费者价格指数的现有数据来源和方法为基础。法律标准通常采取最低标准的形式，一般允许在不损害可比性的前提下，对某个协调问题采取多个解决方案。

截至2003年年中，在这一框架内，在与欧盟成员国合作的基础上，制定了13项具有法律约束力的标准以及其他一些指导原则。

1.6 合规监督

鉴于欧盟非常重视HICP的准确性、可靠性和可比性，欧共体统计处采用了一套合规监督体系，以确保法律框架得到遵守。尤其是，在对合规情况进行评估时，这一监督体系要求采用调查表，并由欧共体统计处官员访问各国统计机构，以更详细地了解这些统计机构在HICP方面开展的工作。

2 基本概念和定义

2.1 HICP的目标和范围

HICP的目标被规定为，在可比基础上衡量通货膨胀，并考虑到各国定义的差别。但这需要对“通货膨胀”一词给出具有操作性的定义。

考虑到HICP主要使用者的看法和需要，决定将HICP设计成Laspeyres型的价格指数，它以每个欧盟成员国经济领土内可供购买的直接用于满足消费需要的货物与服务价格为基础。

根据这一概念，并参照国民核算，特别是《1995年

欧洲账户体系》(ESA 95)，实际中的HICP的覆盖范围是住户最终货币消费支出⁵(HFMCE)。这一定义实际上规定了所涵盖的货物与服务、人口及地理领土，以及所使用的价格和权数。

因此，HICP可被描述为Laspeyres型的“消费通货膨胀”指数或“纯价格”指数，它衡量的是平均价格变化，这种价格变化以维持基期或参照期住户消费模式和消费人口构成时的支出变化为基础。

“纯价格指数”一词表明，HICP应只反映当期与基期或参照期之间的价格变化。因此，HICP不是生活费用指数。也就是说，它不是为了衡量被比较的两个时期内两种不同消费模式下为达到相同生活标准(即不变效用)所需的最低成本变化。在衡量生活费用变化时，纯价格变化以外的其他因素可能会进入指数。

2.2 住户最终货币消费支出

HICP的覆盖范围由住户最终货币消费支出(HFMCE)限定，因此包含以下最终消费支出：

- 住户的最终消费支出，不考虑其国籍或居民地位；
- 在货币交易中的最终消费支出；
- 在欧盟成员国经济领土内的最终消费支出；
- 为直接满足个人需要或愿望而对货物与服务的最终消费支出；
- 在被比较的一个或两个时期内的最终消费支出。

HICP中使用的价格应是住户在货币交易中购买单个货物与服务支付的价格。购买者价格是购买者在购买产品时实际支付的价格。

HICP的权数是住户对HICP涵盖的任何一组货物与服务的总支出，以HICP涵盖内所有货物与服务的总支出的一定比例来表示。

HICP是根据COICOP/HICP(即：根据HICP需要而调整的《按目的划分的个人消费分类》)的4位数类与次类进行划分的。

2.3 与国民核算概念的联系

住户最终货币消费支出的概念不仅规定了HICP的覆盖范围、价格和权重，而且确定了HICP与1995年欧洲账户体系之间的联系，这种联系经证明对分析人员和决策者是有用的。HICP定义在可能的情况下都遵循《1995年欧洲账户体系》，在什么情况下遵循则要依照HICP的目标和用途。

虽然如此，HICP与国民核算界定的住户最终消费支出的覆盖范围有所不同，特别是在对房主自住房的处理上。下面详细列出了这些差别。

⁴ 欧洲中央银行2003年5月8日的新闻稿。

⁵ 理事会规则(EC)第1688/98号。

2.4 HICP 的一些基本要求

消费者对各产品支出的相对格局在各国不同。因此，没有一个统一的篮子可适用于欧盟所有成员国。在编制 HICP 时，与所用权数有关的参考期最早可以是当前年份的前七年。其结果是：在实践中，由于大约需要两年时间纳入全面消费支出调查的结果，所以各国要至少每五年对其 HICP 的权数和样本进行彻底的修订。但如果支出模式有特别大的变化，则必须每年进行调整，以尽量减少更新频率不同造成的不一致。

为使各国的 HICP 大体保持同步并得到及时更新，必须在新产品相对变得足够重要时将其包括进来。还必须表明 HICP 是根据适当的抽样程序编制的，应考虑到各国产品和价格的多样性。

样本必须保持更新，尤其不能简单地假设缺失价格等于最后观测到的价格。为了衡量纯价格变化，需针对货物与服务质量的变化对 HICP 中包括的价格进行调整。不应使用某些不适当的质量调整做法，如所谓的自动连接法。

国家组的总 HICP 是各国 HICP 的加权平均值，在计算时使用有关国家的权数和分指数。一国的权数是住户最终货币消费支出在总额中的比重。对于货币联盟消费者价格指数（MUICP），权重自然都以欧元表示，而对于欧洲消费者价格指数（EICP）和欧洲经济区消费者价格指数（EEAICP），汇总使用的是购买力标准。在 EICP 和 EEAICP 中，MUICP 被视作单一实体。⁶

3 覆盖范围

3.1 货物与服务

HICP 中货物与服务的覆盖范围不断得到扩展。目前，HICP 几乎涵盖了所有住户最终货币消费支出。它与《1995 年欧洲账户体系》下住户最终消费支出概念的主要区别是不包括房主自住房的推算支出。

HICP 中货物与服务最初的覆盖范围虽然相当广泛，但反映的基本上只是各国消费者价格指数普遍包含的部分。自那时起，在欧盟成员国的大力合作下，覆盖范围

⁶ 技术说明见：

欧共体统计处 1997 年 3 月 5 日新闻稿 21/97，“统一欧盟衡量通货膨胀的方法”。

欧共体统计处 1998 年 5 月 4 日备忘录 8/98，“新货币联盟消费者价格指数”。

欧共体统计处 2000 年 2 月 18 日备忘录 02/00，“改进的欧盟调和消费者价格指数：HICP 的扩展范围及提前公布日期”。

进一步细节请见 HICP 参考文件目录：http://europa.eu.int/comm/eurostat/Public/datashop/print-catalogue/EN?catalogue=Eurostat&product=KS-AO-01-005-_-I-EN。

不断扩展，几乎涵盖了所有住户最终货币消费支出。特别是，医疗保健、教育和社会保护服务等难度大的领域现在也涵盖进来，另外还包括保险和金融服务。这些项目根据达成一致的定義包括在 HICP 中，从而确保在有重大体制差别的情况下仍然具有可比性。

在 HICP 最初的覆盖范围中，⁷一些难度大的类别（如医疗保健和教育服务——欧盟成员国在这些方面具有很大的体制差异）未得到充分涵盖。1998 年，一项法律标准⁸修订了货物与服务最初的覆盖范围，确定了分阶段扩展 HICP 覆盖范围的程序。从 2000 年 1 月的指数开始，扩展覆盖范围的另一项法律标准生效。⁹下一步骤从公布 2001 年 1 月的指数开始实施。¹⁰

3.2 地理和人口覆盖范围

HICP 的框架规则要求 HICP 应以欧盟成员国经济领土内可供购买的直接满足消费需要的货物与服务价格为基础。关于经济领土和消费者，有必要统一 HICP 地理和人口覆盖范围的定义，目的是实现可比性，同时也避免在汇总各国 HICP 时产生缺口或重复计算。

1998 年，一项法律标准¹¹规定，HICP 应涵盖欧盟成员国经济领土内发生的所有住户最终货币消费支出。特别是，HICP 的覆盖范围应包括外国游客的支出以及居住在机构中的个人支出，但不应包括居民在国外的支出（所谓的国内概念）。所有私人住户都应包括在内，不论其居住地区或在收入分配中的地位。不应包括出于商业目的的支出。

选择国内概念反映了货币联盟消费者价格指数（MUICP）在衡量欧元区价格稳定中的作用。衡量欧元区价格变化的方法是将每个欧盟成员国内发生的价格变化汇总。在经济领土内衡量的支出和价格变化应包括那些影响外国游客的支出和价格变化，而不包括那些影响在国外的居民的支出和价格变化。

根据 HICP 的要求，应使用反映所有住户最终货币消费支出的权数来编制 HICP。但是，对于只涉及一部分住户的 HICP，如果在实际中这种差别只占 HICP 所涵盖总支出的千分之一以下，则应被视作具有可比性。

4 权数、指数公式和价格抽样

4.1 权数

HICP 框架规则要求充分更新 HICP 权数，以确保可

⁷ 委员会规则（EC）第 1749/96 号。

⁸ 理事会规则（EC）第 1687/98 号。

⁹ 委员会规则（EC）第 1749/1999 号。

¹⁰ 委员会规则（EC）第 2166/1999 号。

¹¹ 理事会规则（EC）第 1688/98 号。

比性，同时住户预算调查的频率不宜超过五年一次，因为这会带来不必要的成本。

HICP 法律标准¹²对 HICP 权数的质量规定了最低标准。它旨在保证构建 HICP 所使用的权数质量，并尽量减小更新频率不同可能造成的 HICP 之间的差异。

关于 HICP 权数的质量，权数应保持充分更新，以确保可比性，同时避免不必要的成本。更新权数的频率不同可能（但不一定）会导致所测量的通货膨胀出现差异以及不可比性。要求所有权数具有高度精确性或频繁更新权数可能会带来不必要的成本。另一方面，若使用七年之久的权重，那么将难以确信 HICP 是否可靠以及是否可以衡量当前的通货膨胀。

有关 HICP 权数质量的法律标准要求实施最低程度的检查和调整，以确保构建 HICP 所使用的权数达到足够的质量水平。该标准为拟采取的参照做法确定了可比性临界值。

根据检查的要求，需要每年检查那些对总 HICP 的可靠性、相关性和可比性最重要的权数。这些权数主要是市场发生重大变化并伴随价格异常变动的情况下，指数分项的权数。如果发现一个权数有缺陷，在调整的影响会（某年与前一年相比平均）超过 0.1 个百分点临界值的情况下，欧盟成员国应从下个 1 月份指数开始改进估算并进行适当的调整。其目的在于确保经调整的权数是根据现有信息能做出的最好估算。

4.2 指数公式

在编制 HICP 时，指数公式的选择是在两个层次上做出的：

- 一个层次是宏观公式；即选择一个具有年度链接的链指数或一个具有最长五年链接的固定基期指数。
- 另一个层次是微观公式；在每个层次上都有参照期的问题，包括价格参照期和权数参照期。

4.2.1 宏观指数公式

要求 HICP 是 Laspeyres 型指数。¹³尽管欧盟各成员国编制的 HICP 在细节上不同，但它们基本上都可被称作 Laspeyres 型指数。它们都是这样一种价格指数，即用价格指数的平均值衡量月与月之间的价格变动，并且使用能适当反映权数参照期内消费人口消费模式的支出权数。

在实践中，构建 HICP 所使用的基期有三类：

- 当期支出权数的数量所参照的基期（“权数参照期”）。
- 用以衡量当期价格变化的基期，即对当期权数中的数量进行估值时所用价格的时间参照（“指数参照期”）。

- 指数基础定为 100 的时期（“指数基期”）。

取决于实际计算中运用的宏观公式，HICP 可能是一个链指数。应强调的是，这是相当于定基指数的链指数，只是使链指数和固定指数都用一个共同的公式表示。当（而且只有当）有证据表明（如，在采用有关 HICP 权数质量的 HICP 标准进行检查时，结果证明）目前使用的权数发生了变化时，链接才有效。¹⁴

在实践中，欧盟一些成员国编制固定基期的 HICP，其他成员国则编制链比 HICP，每年对权数进行更新。为了获得能够对其分指数进行一致汇总的 HICP，有必要以这样一种方式表示 HICP，即让它们看起来都用相同的公式进行计算。因此，有必要运用共同的指数基期和参照期。

截至 2003 年年中，HICP 框架规则将共同的指数基期定义为 1996 年=100。另外，为了得到共同的指数参照期，将权数“价格更新”到每年 12 月。

4.2.2 基本总量

根据 HICP 法律标准¹⁵的定义，基本总量是指 HICP 最细分层所涵盖的支出或消费，在这个分层内没有可用于加权目的的可靠支出信息。基本总量指数是只由价格数据构成的基本总量的价格指数。

对于 HICP，几何平均价格的比率或算术平均价格的比率是基本总量内应使用的两个公式。只有在特殊情况下，并在能够表明具有可比性时，才可使用价格比的算术平均值。

4.2.3 宏观汇总变为基本汇总的层次

基本汇总的层次与其他设计特征（如抽样程序及可获得的加权信息）相互作用。取决于所使用的权数来源，在产品、地理区域和商户方面的基本汇总在不同国家可以始于不同层次。

各国做法的差异可能影响所编制的 HICP，但这个问题最初不被认为是协调的重要问题，迄今为止未采取任何行动。随着协调过程的进行，这个问题可能被再次提起。

4.3 价格抽样

在抽样问题上，应考虑三个重要方面：

- 项目方面；
- 商户方面；
- 地区方面。

上述每个方面又可以分为各抽样阶段。

对于产品方面，有时首先由国家统计办公室对具有代表性的项目进行挑选或抽样，随后由价格收集人员进

¹² 委员会规则（EC）第 2454/97 号。

¹³ 理事会规则（EC）第 2494/95 号，第 9 条。

¹⁴ 委员会规则（EC）第 2454/97 号。

¹⁵ 委员会规则（EC）第 1749/96 号。

一步在现场抽选。对于商户方面，通常首先选择地理区域，然后在每个区域抽选商户。

为消费者价格指数收集价格时，随机抽样不容易实现。在实践中，欧盟多数成员国编制 HICP 时采用目的抽样程序。无论使用哪种抽样方法，小规模的实际抽样可能导致随机误差，这种误差可能大到本身就构成可比性问题。

对于采用目的抽样的成员国，基本总量的数目以及基本总量内价格的数目表明了商户和项目母体的覆盖程度。

应当根据目标样本构建 HICP，目标样本应考虑到《按目的划分的个人消费分类》(COICOP)/HICP 每个类别的权数。如果 HICP 具有足够多的基本总量，能够代表一个类别中项目的多样性，并且在每个基本总量内具有足够多的价格，以便考虑到总体中价格变动的不同情况，则认为 HICP 是可靠的和具有可比性。

关于产品和商户的替代，若一个项目或一个商户从市场上消失，或不再被视作具有代表性，则可进行替代。市场在产品和商户方面的发展变化可能是不可比性的重要来源。然而，指数公式的选择和抽样做法之间有重要的相互作用。例如，严格或宽泛地定义产品可能产生显著不同的质量调整问题。

5 具体的 HICP 标准

5.1 将购买者价格输入 HICP 的时间

如果产品的购买、支付或交割时间与消费时间之间存在很大的差距，那么各成员国将购买者价格输入 HICP 的时间差异可能尤其重要。

HICP 法律标准¹⁶详细规定了将购买者价格输入 HICP 的时间，从而统一了有关做法，并使 HICP 的编制更加透明。它使用《1995 年欧洲账户体系》作为定义来源，并且与《1995 年欧洲账户体系》的定义相一致（在这些定义符合 HICP 目的的情况下）。

特别是，《1995 年欧洲账户体系》规定，一般应在产生应付款项时，即买者产生对卖者的负债时，记录货物与服务。然而，在《1995 年欧洲账户体系》中，服务支出是在完成服务的交付时记录的。在 HICP 中，数量通常是按照获得原则按购买者价格定值的。这意味着，出于 HICP 的目的，货物的价格应在观测到价格的当月进入 HICP，服务的价格应在可以按所观测到的价格开始消费服务的那个月进入 HICP。

5.2 减价的处理

HICP 法律标准¹⁷对减价的处理做了详细规定。该标

准反映了欧盟许多成员国的普遍做法。该标准规定了处理暂时减价的一般原则。它要求减价必须满足以下条件：（一）可归于某项产品或服务的购买；（二）提供给所有潜在消费者，不附带任何特殊条件；（三）购买者在签订购买有关产品的协议时了解这种减价；（四）在购买时或在实际购买后的一定期间内（预计能对购买者愿意购买的数量产生显著影响），能够得到这种减价。

有进一步的指导原则对该法律标准予以补充，该指导原则就如何处理各种减价问题提出了建议。例如：

- 廉价出售（如清仓甩卖或停业甩卖，季节性甩卖，即将停产型号的甩卖，损坏的、商店弄脏的产品或残次品）；
- 信贷和支付安排：购买新耐用品时提供的零息贷款；
 1. 以额外数量或赠品形式提供的促销活动；
- 只向有限的一组住户提供的折扣；
- 定期回扣或退款（如退瓶费）；
- 不定期回扣或退款（如老顾客回扣计划和卡）。

5.3 缺失的观测值

为了禁止可能导致严重偏差的做法，要求欧盟成员国保持并提供对其每月目标样本的说明。如果未观测到价格，则必须通过适当的程序做出估算。

一项法律标准¹⁸对价格观测的最低标准做出了规定。如果目标样本要求具有月度价格观测值，但因有关项目不存在或出于其他任何原因而无法观测价格，则第一个月和第二个月可以使用估算价格，但从第三个月起应使用替代价格。

5.4 质量调整

对于 HICP，只要成员国断定，对于消费者来说，新品种或新型的货物或服务与以前定价的货物或服务相比，规格的变化已导致了效用（或功能）的显著差异，那么就认为发生了质量变化。对 HICP 样本进行全面修订时不产生质量变化。

质量调整是指：通过某个系数，或相当于质量变化值的某个金额来增加或减少观测到的当期价格或参照价格，以此对质量变化做出调整。

HICP 法律标准¹⁹要求欧盟成员国检查其质量调整程序，避免采用所谓的自动连接方法，即假设两个连续型号之间的价格差异完全是由质量差别造成的。

质量发生变化时，欧盟成员国应根据对质量变化的直接估算做出适当的质量调整。如果本国没有估算，则应使用欧共体统计处的估算——只要具备这些估算数据，并且这些估算数据是相关的。欧共体统计处应当对

¹⁶ 委员会规则（EC）第 2601/2000 号。

¹⁷ 委员会规则（EC）第 2602/2000 号。

¹⁸ 委员会规则（EC）第 1749/96 号，第 6 条。

¹⁹ 委员会规则（EC）第 1749/96 号。

这一过程提供协助，根据成员国自身提供的以及来自其他来源的质量变化估算数据建立一个数据库。如果不具备估算数据，价格变化应估算为替代品与被替代品价格之间的全部差异。另外，成员国应监测质量变化的发生情况，并做出调整，从而遵守这一要求。

尽管有现行法律标准，各国的 HICP 仍可能存在差异，因为不同国家仍会以不同的方式判断和处理某一项实际特征的相同变化。这并不意味着不同的欧盟成员国必须按同样的程度确定同一质量特征的价值，而只是要求定值的原则和程序应当统一。在实践中，各国质量调整程序的差异可能不会在指数涵盖的货物与服务之间相互抵消。相反，这种差异可能累计超过 0.1 个百分点。

质量调整是 HICP 最困难的协调问题之一，即使不是难度最大的。欧共体统计处和欧盟成员国目前正在对方法问题进行一般性和概念性讨论，并正在研究质量变化和质量调整的实证研究结果。

5.5 不予采用的价格观测值

HICP 关于不采用某些价格观测值的指导原则规定了确认和调整价格观测值应遵循的程序。该指导原则要求，一般而言，应接受价格收集人员报告的价格。在决定不予采用或调整所报告的价格（如纠正异常高或异常低的价格变化）时，不应当是按自动程序进行的，而只能根据单个价格观测值的特定信息（如重复的观测值）来进行。如果在实施确认程序后，仍决定不予采用所报告的价格，则应根据缺失数据方面的规定处理不予采用的价格。

该指导原则允许欧盟成员国采用除规定方法以外的方法。如果欧盟成员国不采用规定的方法，欧共体统计处可要求该国表明，用其他方法所产生的 HICP 与根据规定方法编制的 HICP 之间平均起来（某年比前一年相比）系统性差别不超过 0.1 个百分点。

5.6 新近重要的货物与服务

“新产品”一词的含义不总是明确的。特别是，以前存在产品的新型号和新品种与真正的创新产品（这类产品能够满足以前所不能满足的需要）之间没有明显的界限。

既不能通过指数计算公式，也不能通过更新货物与服务篮子的频率完全解决下面这个基本问题：如果在推出新型号和新品种时，趁机提价或减价，那么就可能会出现偏差。

HICP 框架规则²⁰要求保持 HICP 的相关性，即必须采取步骤确保各国编制的 HICP 步调大体一致并跟上市

场变化。HICP 关于新近重要货物与服务（NSGS）的法律标准旨在确保在欧盟成员国中，一旦新产品的销售量达到总消费支出的千分之一，该产品就应纳入 HICP。²¹

“新近重要”一词可广义地予以解释，即理解为有关产品对指数而言是新的。

如果新产品在消费中已占到相当比重，有两种方式将其纳入 HICP：

- 替代：新产品代替已失去重要性的现有产品，从而将更具代表性的产品纳入样本；
- 添加：在现有产品的基础上，将新产品加入指数，以反映指数尚未反映的目的。

HICP 关于新近重要货物与服务的标准涉及添加而非替代。

对指数进行添加是基于两个原因：

- 一种新产品（如手机），如果没有反映在指数中，通常不被认为是一种替代，因为它与现有产品显著不同。它将在一个现有类别下作为一个新类别加进去。
- 以前有的一种产品，但由于对该产品的消费量太低，没有明确反映在指数中。增加这种产品时，不是作为一个类别内的替代，而是在一个现有类别下增加一个新的类别。

对于添加，除收集已观测产品的价格外，还收集新产品的价格。关于新近重要货物与服务的最低标准要求进行如下处理：

- 调整 COICOP/HICP 有关类别的权数；或者
- 调整 COICOP/HICP 有关类别内部的权数；或者
- 将权数的一部分专门分配给新产品（即在 COICOP/HICP 4 位数层级以下）。

5.7 价目表价格

对于消费者面对的很多价目表价格来说，所涉及的产品要么是正在或一直受到政府管制，要么是在垄断或类似垄断的情况下提供的。但在欧盟很多国家中，随着市场的放开，这种情况正在发生变化。鉴于这类产品在总支出中占很大的比重，其对消费通货膨胀的影响必须适当地反映在 HICP 中。

在实践中，涉及价目表价格的 HICP 分指数通常以集中或直接的方式从供应商（如主要零售连锁点）获得，或者由成员国根据供应商提供的价目表价格及其消费模式数据进行计算。

根据 HICP 的要求，不仅要决定需要什么统计标准，以确保欧盟成员国按可比和可靠的方式来衡量相同的价格变化，而且还要在必要时赋予这种法律权力，以确保

²⁰ 理事会规则（EC）第 2494/95 号。

²¹ 委员会规则（EC）第 1749/96 号，第 2（b）条。

成员国能够得到所需的数据。

HICP 法律标准²²规定了处理价目表的最低标准：

- 它明确了供应商向成员国提供必要数据的义务。²³
- 它规定了价目表发生变化时遵循的程序。HICP 方法基于 Laspeyres 固定篮子概念，消费模式尽可能及时更新，以确定价目表变化对指数总体的直接影响。HICP 应反映：在价目表发生变化前维持住户选择的消费模式而产生支出变化时的价格变化。该原则的目的在于当价目表发生变化时，HICP 所反映的不是消费模式变化。

5.8 保险

HICP 最初的覆盖范围包括室内财物保险和汽车保险。自 2000 年 1 月起，HICP 还包括通常由承租人支付的与住宅有关的所有保险（不仅限于室内财物保险）以及个人健康、民事责任和旅行保险。²⁴人寿保险不包括在 HICP 中，因为它被视作住户储蓄。

1997 年，一项 HICP 法律标准²⁵规定，保险的权数和价格应在扣除索赔额后予以衡量。然而，可用总保费的价格指数代替或估算净保费的“价格”变化。

鉴于在最初的法律标准下，仍可能存在程序上的差别，1999 年进一步采纳了一项标准。²⁶在采用住户最终货币消费支出的概念后，该项标准保留了保险的净值概念，反映出 HICP 是按实际收取价格来衡量消费者价格通货膨胀的。

欧盟住户预算调查涉及所有支出，包括通过索赔提供资金的支出。因此，运用净值概念能避免重复计算或缺口。它还能确保总 HICP 所衡量的是保险服务价格的变化，其他分指数（特别是针对汽车购买和修理、主要家用设备和其他耐用品的分指数）所衡量的是这类产品的修理和重置价格变化。

5.8.1 保险的权数

根据 HICP 法律标准，²⁷ 权数应反映所谓的服务费。定义如下：

$$\begin{aligned} & \text{总保费（扣除保险税）} \\ +/ - & \text{ 精算准备金（不包括针对寿险风险提取的准备金）的变化} \\ = & \text{ 实收保费} \\ + & \text{ 追加保费} \\ - & \text{ 应付索赔} \end{aligned}$$

²² 委员会规则（EC）第 2464/98 号。

²³ 理事会规则（EC）第 2494/95 号提供了法律依据。

²⁴ 理事会规则（EC）第 1687/98 号。

²⁵ 委员会规则（EC）第 2214/97 号。

²⁶ 委员会规则（EC）第 1617/1999 号。

²⁷ 委员会规则（EC）第 1617/1999 号。

$$\begin{aligned} +/ - & \text{ 现有寿险风险的技术准备金变化} \\ = & \text{ 隐含的服务费（扣除保险税）} \\ & \text{（+保险税）} \\ = & \text{ 隐含的服务费} \end{aligned}$$

上述定义中的精算准备金是针对几乎任何保险类别都存在的现有风险而提取的技术准备金。HICP 法律标准还规定权数应基于三年的平均支出。其目的在于使用更稳定的服务费估算值，尽量减小出现负权数的可能性。

根据《1995 年欧洲账户体系》，保险赔付被视作保险公司对保单持有人和其他索赔受益人的经常性转移，从而进入住户的可支配收入。HICP 关于保险处理的标准²⁸明确要求：其他分指数的权数（如针对汽车购买或修理、主要家用设备和其他耐用品的分指数）应包括通过索赔提供资金的支出，只要这种支出是由住户部门产生的或代表住户部门产生的。例如，如果一辆受损汽车得到修理，那么支出应反映在汽车维护和修理的权数中。如果修理是由保险公司直接支付的，也同样处理，因为保险公司被认为是代表保单持有人付款的。

5.8.2 保险的价格

在实际定价中，保险的净值概念在单个消费者层面上不适用，并且有关信息也不是每个月都有，因此，按总保费计算。在实践中，总保费（或投保物品的价值）通常以消费者价格指数或者其他价格或成本指数进行指数化调整。这种影响反映在 HICP 中；在对总保费进行调整时，不应剔除这种指数化影响。

目前正在制定关于保险的补充指导原则，目的是进一步对某些具有技术难度的领域提供实际指导。

5.9 医疗保健、教育和社会保护服务

有几项 HICP 法律标准是关于医疗保健、教育和社会保护服务的。²⁹有关标准规定，根据惯例和《1995 年欧洲账户体系》，在医疗保健、教育和社会保护领域，HICP 中货物与服务的购买者价格应当是扣除消费者得到的返还额后支付的数额。返还定义为政府单位、社会保障管理机构或为住户服务的非营利机构对住户的支付，这种支付是住户最初购买特定货物与服务的直接结果。保险公司对住户的赔付不是返还。

计算有关的 HICP 分指数时，应使用与其他分指数所使用的 Laspeyres 型公式一致的公式，即，应当反映：为维持基期或参照期住户消费模式和消费人口构成而产

²⁸ 委员会规则（EC）第 1617/1999 号。

²⁹ 委员会规则（EC）第 1749/96 号，由理事会规则（EC）第 1687/98 号修正，它要求扩大医疗保健、教育和社会保护部门的覆盖范围。理事会规则（EC）第 2166/1999 号规定了方法细节。

生支出变化情况下的价格变化。根据 Laspeyres 原则和 HICP 关于价目表价格的标准，由决定价格变化的规则变化所引起的购买者价格的变化，与购买者收入变化引起的购买者价格的变化一样，在 HICP 中都应表示为价格变化。

如果欧盟成员国选择采用不同于上述的程序，它们必须在使用前对该程序进行描述，以便能够根据法律标准对其程序做出评估。

5.10 金融服务

传统上，欧盟成员国在编制本国消费者价格指数时对金融服务采用不同的价格衡量方法，并使用不同方法定义权数。如果不包括以交易价值一定比例表示的服务费，可能会造成不可比性。因此，有必要统一对这种收费的处理方法。

关于以交易价值一定比例表示的价格，HICP 的法律标准³⁰做出了一些说明，其中特别明确了“私人养老基金和类似基金”管理费以及“房地产代理费”的覆盖范围。

该项标准规定，如果服务费是以交易价值的一定比例表示的，购买者价格应定义为这一比例本身，乘以基期或参照期具有代表性的单位交易值。HICP 应包括以固定费用或固定费率表示的收费，但不包括利息支付和类似利息的费用。由决定价格变化的规则变化所引起的购买者价格变化，以及代表性单位交易的价值变化引起的购买者价格变化，在 HICP 中都应表示为价格变化。可以用能适当代表有关单位交易的价格指数变化来估算代表性单位交易的价值变化。

目前正在制定关于金融服务的补充指导原则，目的是对这一领域某些具有技术难度的问题提供实际指导。

5.11 数据处理设备

数据处理设备的价格往往与“全项目”HICP 的变化存在很大差异。同时，这种设备在住户最终货币消费支出中的相对重要性显著提高。鉴于这种情况以及各国有关数据处理设备做法上的重大差别，有必要为 HICP 制定某种最低限度的一般性指导原则。

HICP 关于数据处理设备的指导原则规定，成员国在编制本国 HICP 时应包括个人电脑和相关项目。如果直销商是重要的供给源，则在统计其他商户的同时还应包括这些直销商。可从刊物获取价格，而非从零售商户直接观察。或者，除了从零售渠道直接观察外，还从刊物获取价格。

HICP 关于对权数进行年度检查的标准³¹得到扩展，根据扩展后的标准，需要核实数据处理设备分指数主要成分的权数。这些主要成分应包含个人电脑成分指数。

5.12 房主自住房

对于消费者价格指数而言，衡量房主自住房提供的服务历来是一个困难的问题。有时认为这些服务不是消费者价格指数涉及的问题，有时又认为是个问题，应被包括进来。然而，对于如何衡量这些服务，仍没有实际的解决办法。

房主自住房所提供服务的估算价格目前不包括在 HICP 中。由于不包括与房主自住房有关的推算服务，造成各国 HICP 之间不可比的一个可能非常重要的来源被消除。应指出的是，欧盟各成员国编制本国 HICP 时使用各种方法。例如，有的国家使用涉及估算租金的方法，有的国家将住房抵押贷款利息包括在消费者价格指数中，有的国家则完全剔除自用住房者的住房成本。与房主自住房有关的其他货币消费支出（如房屋的小规模维护与修理）包括在 HICP 中。

目前正在开展试点研究，根据消费者净获得的住房计算价格指数，今后可能将其包括在 HICP 中。该指数将在试点基础上与 HICP 分开编制，之后再决定将其纳入 HICP。

5.13 数据修订

由于 HICP 的主要目的是为欧洲中央银行制定欧元区货币政策提供信息，并且 HICP 是一个可修订的指数，因此，制定明确和透明的数据修订政策至关重要。另外，对于 HICP 协调过程，有必要就以下方面做出决定，即如何实施改进措施，同时尽量减小对已公布 HICP 数据序列造成中断而给数据用户带来的困难。

一项法律标准³²规定：可以对已公布的 HICP 数据序列做出修订，修订原因可以是数据错误、具有新的或改善的信息，以及协调规则体系的变化。特别是：

- 错误应予纠正，并且不得在没有必要的情况下，延误相应的修订。
- 由于有新的或改善的信息（如更新的权数结构），可能需要修订。应做出这种修订，前提是欧共同体统计处不反对做出修订的时间。
- 协调规则体系的变化不应要求对已公布的 HICP 做出修订，除非有特定的实施措施做出其他规定。应评估这种变化的影响。只有在影响可能很大的情况下，才对随后 12 个月期间每个月的影响做出估算

³¹ 委员会规则（EC）第 2454/97 号。

³² 委员会规则（EC）第 1921/2001 号。

³⁰ 委员会规则（EC）第 1920/2001 号。

（从变化发生的1月份指数开始）。

6 HICP与国民核算住户最终消费支出缩减指数的联系

6.1 货币支出

国民核算使用的住户最终消费支出与HICP使用的住户最终货币消费支出两个概念之间有一些区别。HICP只包括住户最终消费支出中与出于货币政策目的的衡量通货膨胀相关的那部分支出，即只包括涉及实际货币交易的那部分支出。因此，推算支出（特别是房主自住房提供的推算服务）不包括在HICP中。

6.2 国内概念

对于HICP，住户最终货币消费支出是按国内概念定义的。而国民核算中的住户最终消费支出是按国民概念定义的。因此，HICP中的住户最终货币消费支出不包括居民在国外（在该欧盟成员国经济领土以外）的最终货币消费支出，但包括非居民在该欧盟成员国经济领土上的最终货币消费支出。住户最终货币消费支出包括位于该欧盟成员国内的治外法权飞地（例如，使馆和外国军事基地），但不包括位于世界其他国家的领土飞地。

6.3 推算支出和房主自住房

如上所述，住户最终货币消费支出不包括房主自住房的推算服务，也不包括住户最终消费支出中涵盖的实物收入和自有最终消费，因为它们也不涉及货币交易。

6.4 人寿保险和养老基金

住户最终货币消费支出不包括人寿保险的服务费和私人养老基金的管理费。

6.5 佣金

住户最终货币消费支出不包括买卖非金融资产时支付给房地产代理机构的佣金。它包括租房时支付给房屋代理机构的服务费。

6.6 赌博、宿娼和毒品

从衡量价格角度，住户最终货币消费支出不包括赌博、宿娼和毒品。

6.7 记录时间

在HICP和《1995年欧洲账户体系》中，通常根据获得原则，按购买者价格对数量进行定值。然而，在《1995

年欧洲账户体系》中，服务支出是在服务的提供完成时记录的，而在HICP中，服务价格是在能够以观测到的价格开始消费的当月记录的。

6.8 住户消费缩减指数

上述方面可导致国民核算住户最终消费缩减指数与HICP存在差别。另外，这两种价格衡量方法所使用的指数公式和权数体系也有所不同。HICP被定义为Laspeyres型的价格指数，而国民核算缩减指数是Paasche型指数。缩减指数被用来推出Laspeyres型的数量指数。

7 HICP的公布和及时性

7.1 整套HICP

整套HICP是每月根据事先宣布的时间表公布的，一般是在每月结束后的17天到19天公布。自首次公布HICP以来，公布时间表大幅提前，因为欧盟成员国和欧共体统计处都对公布及时性做出了一系列改进。

7.2 对货币联盟消费者价格指数(MUICP)的初步估算

欧共体统计处每月还公布对MUICP（欧元区整体的HICP）的初步估算。这种初步估算以公布本国估算数据首批国家的结果以及能源价格数据为基础。它提供了一个早期信号，显示在具备整套数据时MUICP可能是什么水平。估算程序将历史信息与最近月份的部分价格走势信息结合在一起，得到欧元区的总指数。不对指数进行细分。在2003年6月之前的两年里，这种初步估算有14次与完整估算完全吻合，有八次相差0.1，有两次相差0.2（最近一次是在2002年4月）。MUICP初步估算通常在每月最后一个工作日公布。

7.3 数据

每月公布的HICP数据包括价格指数本身、年度平均价格指数和变化率，以及月度和年度变化率。这些数据都不经过季节调整。

除“全项目”HICP外，还公布不同货物与服务的约100个COICOP/HICP指数。主要分类如下：

- 食品；
- 烟酒；
- 服装；
- 住房；
- 家用设备；
- 医疗保健；

- 运输；
- 通信；
- 娱乐和文化；
- 教育；
- 旅馆和餐馆；
- 杂项。

另外，还公布一系列特别的总量，例如：

- 不包括能源的 MUICP；
- 不包括能源、食品和烟酒的 MUICP；
- 不包括未经加工食品的 MUICP；
- 不包括能源和季节性产品的 MUICP；
- 不包括烟草的 MUICP。

此外，还公布作为成分的货物与服务以及各国的权数。

可以通过欧共同体统计处网站³³和欧元指标网站³⁴查到所有 HICP 数据，包括所有成分指数和特别总量。

通过欧元指标网站可以快速查到最新的标题指数和最重要的分指数。通过欧共同体网站还可以查到每月的新闻发布稿、更详细的数据以及许多国家的联系方式（可通过这种联系获得全面数据）。

7.4 数据诠释

欧共同体统计处的网站还提供了 HICP 参考文件目录，³⁵其中包含关于 HICP 运作情况的详细报告，HICP 法律标准和指导原则，以及一些技术说明。

8 进一步协调的议程

在协调消费者价格指数方面取得的进展并不意味着发展过程到了终点。在一些重要领域，还需进一步协调统一。目前正在开展以下工作：

- 质量调整 and 抽样：欧共同体统计处和欧盟成员国正在对一项有关此内容的行动计划开展后续工作。目的是针对某些特定的货物与服务（特别是汽车、耐用消费品、书籍和光盘、服装、计算机和通信服务），就更具体的最佳做法达成一致意见。1996 年关于这一问题颁布的现行 HICP 标准只是第一步，其本身不足以确保完全可比性。
- 房主自住房：用于消费房主自住房服务的推算支出目前不包括在 HICP 中。正在进行试点计算，采用的方法是基于新进入住户部门的住房（主要是新建住房）的获得价格。该指数将在试点基础上与 HICP

分开编制，之后再决定将其纳入 HICP。

目前正在研究的其他问题包括：

- 价格收集方面的最低抽样标准。
- 采用更全面的系统评估欧盟成员国对现行规则和其他指导原则的遵守情况。需要从最广泛的角度对 HICP 编制过程做出更全面的质量评估。
- 为寻求加入欧盟的国家（即将加入国和候选国）提供支持，以确保其 HICP 具有完全可比性。
- 统一 HICP 的法律框架，并适时颁布方法手册，为数据编制者和使用者提供协助。

9 关于 HICP 的规则（截至 2003 年 6 月）

理事会规则（EC）第 2494/95 号，1995 年 10 月 23 日，关于调和消费者价格指数（OJ L 257，1995 年 10 月 27 日，第 1 页）。

委员会规则（EC）第 1749/96 号，1996 年 9 月 9 日，关于调和消费者价格指数的理事会规则（EC）第 2494/95 号的初步实施措施（OJ L 229，1996 年 9 月 10 日，第 3 页）。

委员会规则（EC）第 2214/96 号，1996 年 11 月 20 日，关于调和消费者价格指数：HICP 分指数的发送和公布（OJ L 296，1996 年 11 月 21 日，第 8 页）。

委员会规则（EC）第 2454/97 号，1997 年 12 月 10 日，规定了理事会规则（EC）第 2494/95 号在 HICP 权数质量最低标准方面的实施细则（OJ L 340，1997 年 12 月 11 日，第 24 页）。

理事会规则（EC）第 1687/98 号，1998 年 7 月 20 日，对关于调和消费者价格指数货物与服务覆盖范围的委员会规则（EC）第 1749/96 号做出修订（OJ L 214，1998 年 7 月 31 日，第 12 页）。

理事会规则（EC）第 1688/98 号，1998 年 7 月 20 日，对关于调和消费者价格指数地域与人口覆盖范围的委员会规则（EC）第 1749/96 号做出修订（OJ L 214，1998 年 7 月 31 日，第 23 页）。

委员会规则（EC）第 2646/98 号，1998 年 12 月 9 日，详细规定了理事会规则（EC）第 2494/95 号在调和消费者价格指数处理价目表的最低标准方面的实施细则（OJ L 335，1998 年 12 月 10 日，第 30 页）。

委员会规则（EC）第 1617/1999 号，1999 年 7 月 23 日，详细规定了理事会规则（EC）第 2494/95 号在调和消费者价格指数处理保险的最低标准方面的实施细则，并对委员会规则（EC）第 2214/96 号做出修改（OJ L 192，1999 年 7 月 24 日，第 9 页）。

委员会规则（EC）第 1749/1999 号，1999 年 7 月 23 日，对关于调和消费者价格指数分指数的委员会规则（EC）第 2214/96 号做出修订（OJ L 214，1999 年 8 月

³³ <http://europa.eu.int/comm/eurostat/>。

³⁴ http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page?_pageid=1194,47773485,1194_47782287:1194_47782607&_dad=portal&_schema=PORTAL

³⁵ http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page?_pageid=2714,1,2714_61582043&_dad=portal&_schema=PORTAL

13 日，第 1 页——勘误表公布在 OJ L 214，1999 年 8 月 13 日，第 1 页）。

理事会规则（EC）第 2166/1999 号，1999 年 10 月 8 日，详细规定了理事会规则（EC）第 2494/95 号在调和消费者价格指数处理医疗保健、教育和社会保护部门产品的最低标准方面的实施细则（OJ L 266，1999 年 10 月 14 日，第 1 页）。

委员会规则（EC）第 2601/2000 号，2000 年 11 月 17 日，详细规定了理事会规则（EC）第 2494/95 号在购买者价格进入调和消费者价格指数的时间方面的实施细则（OJ L 300，2000 年 11 月 29 日，第 14 页）。

委员会规则（EC）第 2602/2000 号，2000 年 11 月 17 日，详细规定了理事会规则（EC）第 2494/95 号在调和消费者价格指数处理减价的最低标准方面的实施细则（OJ L 300，2000 年 11 月 29 日，第 16 页）。

委员会规则（EC）第 1920/2001 号，2001 年 9 月 28 日，详细规定了理事会规则（EC）第 2494/95 号在调和消费者价格指数处理按交易价值比例收取服务费的最低标准方面的实施细则，并修订了委员会规则（EC）第 2214/96 号。（OJ L 261，2001 年 9 月 29 日，第 46 页——勘误表公布在 OJ L 295，2001 年 11 月 13 日，第 34 页）。

委员会规则（EC）第 1921/2001 号，2001 年 9 月 28 日，详细规定了理事会规则（EC）第 2494/95 号在修订调和消费者价格指数的最低标准方面的实施细则，并对委员会规则（EC）第 2602/2000 号做出修订（OJ L 261，2001 年 9 月 29 日，第 49 页——勘误表公布在 OJ L 295，2001 年 11 月 13 日，第 34 页）。

所有这些法律文件可以从以下网站查到：<http://eur-lex.europa.eu/en/index.htm>。

附件二

按目的划分的个人消费分类 (COICOP) —— 摘录

COICOP: 按大类和中类划分的住户个人消费支出

01	食品和不含酒精饮料
01.1	食品
01.2	不含酒精饮料
02	酒精饮料、烟草和麻醉品
02.1	酒精饮料
02.2	烟草
02.3	麻醉品
03	衣类和鞋类
03.1	衣类
03.2	鞋类
04	住房、水、电、煤气和其他燃料
04.1	住房实际租金
04.2	住房的估算租金
04.3	住房的保养和维修
04.4	住房的供水和其他服务
04.5	电、煤气和其他燃料
05	陈设品、家用设备和住房的日常维修
05.1	家具和陈设品、地毯和其他地面装饰物
05.2	家用纺织品
05.3	家庭器具
05.4	玻璃器皿、餐具和家用器皿
05.5	住房和庭院使用的工具和设备
05.6	住房日常维修所需物品和服务
06	卫生保健
06.1	医药产品、器械和设备
06.2	门诊服务
06.3	住院服务
07	运输
07.1	车辆的购置
07.2	个人运输设备的操作
07.3	运输服务
08	通信
08.1	邮递服务
08.2	电话和电传设备
08.3	电话和电传服务
09	娱乐和文化
09.1	音像、摄影和信息处理设备
09.2	其他主要娱乐和文化耐用品

09.3	其他娱乐用品和设备、花园和宠物
09.4	娱乐和文化服务
09.5	报纸、图书和文具
09.6	一揽子度假服务
10	教育
10.1	学前和初等教育
10.2	中等教育
10.3	中等教育后的非高等教育
10.4	高等教育
10.5	无法定级的教育
11	餐馆和旅馆
11.1	饮食服务
11.2	住宿服务
12	其他物品和服务
12.1	个人护理
12.2	宿娼
12.3	未另分类的个人用品
12.4	社会保护
12.5	保险
12.6	未另分类的金融服务
12.7	未另分类的其他服务

COICOP: 按类定义

01-12 住户个人消费支出

01 食品和不含酒精饮料

01.1 食品

此处分类的食品是指购买在家消费的食品。本组不包括：旅馆、餐馆、咖啡厅、酒吧、茶点亭、街头摊贩、自动售货机等出售的外出即食食品(11.1.1)；餐馆烧制的外卖熟菜(11.1.1)；饮食承包商烧制的熟菜，不论是顾客自己提取或是送至顾客家中(11.1.1)；专门作为宠物食品出售的产品(09.3.4)。

01.1.1 面包和谷类食物 (ND)

- 各种形式的大米制品；

¹ 注：ND、SD、D 和 S 分别代表非耐用品、半耐用品、耐用品和服务。

- 玉米、小麦、大麦、燕麦、黑麦和其他谷物的粒状、粉状或粗粉状制品；
- 面包及其他烘烤食品（烘脆面包、干面包片、烤面包片、饼干、姜饼、薄脆饼、华夫饼、烤面饼、松饼、羊角面包、蛋糕、水果馅饼、馅饼、火腿蛋糕、比萨饼等）；
- 制作烘烤食品所需的混合配料和生面；
- 各种形式的面食；蒸粗麦粉；
- 谷类配制品（玉米片、燕麦片等）和其他谷类产品（麦芽、麦芽面粉、麦芽提炼品、土豆淀粉、木薯、西谷粉和其他种类淀粉）。

包括：用肉、鱼、海产品、奶酪、蔬菜或水果配制的粉状食品。

不包括：肉馅饼（01.1.2）；鱼饼（01.1.3）；甜玉米（01.1.7）。

01.1.2 肉类（ND）

- 下列动物的新鲜、冷藏或冰冻肉：
 - 牛类动物、猪、绵羊和山羊；
 - 马、骡、驴、骆驼和同类动物；
 - 家禽（鸡、鸭、鹅、火鸡、珍珠鸡）；
 - 野兔、家兔和猎物（羚羊、鹿、野猪、雉鸡、松鸡、鸽子、鹌鹑等）；
- 新鲜、冷藏或冰冻的可食用下水；
- 风干、盐腌或熏制的肉食和可食用下水（香肠、萨拉米香肠、腊肉、火腿、肉酱等）；
- 其他经腌制或加工的肉食和肉制品（罐装肉、肉精、肉汁、肉馅饼等）。

包括：海洋哺乳动物（海豹、海象、鲸鱼等）及外来动物（袋鼠、鸵鸟、鳄鱼等）的肉和可食用下水；作为食物购买的活牲畜和家禽。

不包括：陆生螺类和海螺（01.1.3）；猪油和其他可食用动物脂肪（01.1.5）；含肉的羹汤、调味汤和原汁汤（01.1.9）。

01.1.3 鱼和海产品（ND）

- 新鲜、冷藏或冰冻的鱼；
- 新鲜、冷藏或冰冻的海产品（甲壳类动物、软体动物和其他水生贝壳类动物、海螺）；
- 风干、熏制或盐腌的鱼和海产品；
- 其他经腌制或加工的鱼和海产品以及鱼制品和海产制品（鱼和海产罐头、鱼子酱和其他鱼卵、鱼饼等）。

包括：陆地螃蟹、蜗牛和蛙类；买来吃的活鱼和海产品。

不包括：含鱼和海鲜的羹汤、调味汤和原汁汤（01.1.9）。

01.1.4 奶类、干酪和蛋类（ND）

- 生乳；巴氏杀菌或消毒奶；
- 炼乳、淡炼乳或奶粉；
- 酸奶、奶油、乳制甜点、乳制饮料及其他类似乳制品；
- 干酪和凝乳；
- 蛋类和完全由蛋制成的蛋制品。

包括：含糖、可可、水果或调味香料的奶类、奶油和酸奶；诸如豆浆等非牛奶等乳制品。

不包括：黄油和黄油制品（01.1.5）。

01.1.5 油和脂肪（ND）

- 黄油和黄油制品（黄油制成的油、牛酪等）；
- 人造黄油（包括“节食”人造黄油）和其他植物油脂（包括花生酱）；
- 食用油（橄榄油、玉米油、向日葵籽油、棉籽油、豆油、花生油、核桃油等）；
- 食用动物油（猪油等）。

不包括：鳕鱼或大比目鱼鱼肝油（06.1.1）。

01.1.6 水果（ND）

- 新鲜、冷藏或冰冻的水果；
- 水果干、果皮、果仁、坚果和可食用种籽；
- 果脯和水果制品。

包括：瓜类和西瓜。

不包括：果实部分供食用的蔬菜，例如茄子、黄瓜和西红柿（01.1.7）；果酱、果子酱、蜜饯、果冻、果泥和果糊（01.1.8）；用糖腌制的植物部分（01.1.8）；果汁和果子露（01.2.2）。

01.1.7 蔬菜（ND）

- 叶或茎供食用的新鲜、冷藏、冰冻或风干蔬菜（芦笋、绿花椰菜、白花椰菜、苜蓿菜、茴香、菠菜等），果实供食用的此类蔬菜（茄子、黄瓜、西葫芦、青椒、南瓜、西红柿等），根部供食用的此类蔬菜（甜菜、胡萝卜、洋葱、欧洲萝卜、小萝卜、芜菁等）；
- 新鲜或冷藏的土豆和其他块茎蔬菜（木薯、竹笋、卡萨瓦木薯、甘薯等）；
- 腌制或加工过的蔬菜及蔬菜制品；
- 块茎蔬菜制品（细粉、粗粉、片、酱、块

和脆皮), 包括冰冻制品, 例如土豆片。

包括: 橄榄; 大蒜; 豆类; 甜玉米; 海蓬子和其他可食用海草; 蘑菇和其他可食用真菌。
不包括: 土豆淀粉、木薯淀粉、西谷米和其他种类淀粉 (01.1.1); 含蔬菜的羹汤、调味汤和原汤 (01.1.9); 烹调用芳草 (欧芹、薄荷、百里香等) 和调味品 (胡椒、甜椒、姜等) (01.1.9); 蔬菜汁 (01.2.2)。

01.1.8 糖、果酱、蜂蜜、巧克力和糖果 (ND)

- 非精制或精制、粉状、晶状或块状的蔗糖或甜菜糖;
- 果酱、果子酱、蜜饯、果冻、果泥和果糊、天然或人造蜂蜜、槭糖浆、糖浆和用糖腌制的植物部分;
- 巧克力条或块、口香糖、糖果、太妃糖、糖锭和其他甜食制品;
- 可可制成的食品和可可制成的甜点;
- 食用冰、冰淇淋和冰糕。

包括: 人造代糖。

不包括: 可可和巧克力粉 (01.2.1)。

01.1.9 未另分类的食品 (ND)

- 盐、调味品 (胡椒、甜椒、姜等)、烹调用芳草 (欧芹、薄荷、百里香等), 调味汁, 辛辣调味品、佐料 (芥末、蛋黄酱、番茄酱、酱油等)、醋;
- 发酵粉、发面酵母、甜点制品、羹汤、调味汤、原汁汤、烹调配料等;
- 均质婴儿食品 and 任何成分的饮食制品。

不包括: 奶制甜点 (01.1.4); 豆浆 (01.1.4); 人造代糖 (01.1.8); 可可制成的甜点 (01.1.8)。

01.2 不含酒精饮料

此处分类的不含酒精饮料是指在家消费的饮料。本组不包括旅馆、餐馆、咖啡厅、酒吧、茶点亭、街头摊贩、自动售货机等出售的外出即饮的不含酒精饮料 (11.1.1)。

01.2.1 咖啡、茶叶和可可 (ND)

- 咖啡, 无论是否已脱咖啡因、是炒制还是磨制, 包括速溶咖啡;
- 茶、巴拉圭茶和其他用于泡沏的植物产品;
- 含糖和不含糖的可可以及巧克力粉。

包括: 由可可制成的饮料; 人造咖啡和茶; 咖啡和茶的提炼品及香精。

不包括: 巧克力条或块 (01.1.8); 可可制成的食品和可可制成的甜点 (01.1.8)。

01.2.2 矿泉水、软饮料、水果和蔬菜汁 (ND)

- 矿泉水; 装在容器中出售的所有饮用水;
- 软饮料, 例如苏打水、柠檬水和可乐;
- 水果和蔬菜汁;
- 浓缩果汁和用于配制饮料的浓缩汁。

不包括: 通常含酒精的非酒饮料, 例如不含酒精的啤酒 (02.1)。

02 酒精饮料、烟草和麻醉品

02.1 酒精饮料

此处分类的酒精饮料是指买来在家喝的饮料。本组不包括旅馆、餐馆、咖啡厅、酒吧、茶点亭、街头摊贩、自动售货机等出售的外出即饮的酒精饮料 (11.1.1)。

此处分类的饮料包括低度酒精饮料或通常含酒精的不含酒精饮料, 例如不含酒精的啤酒。

02.1.1 烈酒 (ND)

- 烧酒、利口酒和其他烈酒。

包括: 蜂蜜酒; 开胃酒 (葡萄酒制成的开胃酒除外) (02.1.2)。

02.1.2 葡萄酒 (ND)

- 葡萄酒、苹果酒和梨子酒, 包括日本清酒;
- 由葡萄酒制成的开胃酒, 加度葡萄酒、香槟和其他含汽葡萄酒。

02.1.3 啤酒 (ND)

- 各类啤酒, 例如麦芽酒、窖藏啤酒和黑啤酒。

包括: 低度酒精啤酒和不含酒精的啤酒; 姜啤。

02.2 烟草

本组涵盖住户购买的所有烟草, 包括在餐馆、咖啡厅、酒吧、加油站等购买的烟草。

02.2.0 烟草 (ND)

- 香烟; 烟叶和卷烟纸;
- 雪茄、筒烟、嚼烟或鼻烟。

不包括: 其他烟具 (12.3.2)。

02.3 麻醉品

02.3.0 麻醉品 (ND)

- 大麻、鸦片、可卡因及其衍生品；
- 其他用植物制成的麻醉品，例如可乐果、萎叶和蒺藜子；
- 其他麻醉品，包括化学品和人造药物。

03 衣类和鞋类

03.1 衣类

03.1.1 衣料 (SD)

- 天然纤维、人造纤维及混合纤维制成的衣料。
- 不包括：装饰用织物 (05.2.0)。

03.1.2 服装 (SD)

- 男装、女装、童装 (3 至 13 岁) 和婴儿服装 (0 至 2 岁)，成衣或定做服装，包括所有材料 (包含皮革、毛皮、塑料和橡胶) 制成的日常便装、运动服或工作服：
 - 披肩、大衣、雨衣、带风帽的厚茄克、派克大衣、束腰短上衣、茄克衫、裤子、马甲、套装、服饰、套裙、裙子等；
 - 衬衣、短上衣、套衫、毛衣、开襟绒线衫、短裤、游泳衣、田径服、慢跑服、长袖运动衫、T 恤、紧身衣等；
 - 背心、内裤、短袜、长袜、裤袜、衬裙、胸罩、短衬裤、长衬裙、腰带、胸衣、紧身内衣等；
 - 睡袍、男睡衣、女睡衣、家常便服、晨衣、浴衣等；
 - 婴儿服装和用布做成的婴儿鞋袜。
- 不包括：医用针织品，例如弹力袜 (06.1.2)；婴儿尿布 (12.1.3)。

03.1.3 其他衣类和服装配件 (SD)

- 领带、手绢、围巾、方巾、手套、连指手套、手笼、皮带、背带、围裙、罩衫、围嘴、袖套、便帽、带檐帽、贝雷帽、无檐帽等；
- 缝纫线、编织线以及缝制服装的配件，如皮带扣、钮扣、揷扣、拉链、丝带、花边、花饰等。

包括：园艺手套和工作手套；摩托车和脚踏车用防撞头盔。

不包括：橡胶制成的手套和其他用品 (05.6.1)；别针、安全别针、缝纫针、编织针、顶针 (05.6.1)；运动防护帽盔 (09.3.2)；其他运动防护器械，如救生衣、拳击手套、护身软垫、皮带、护身带等 (09.3.2)；纸手巾 (12.1.3)；手表、首饰、袖口链扣、领带别针 (12.3.1)；手杖和拐棍，雨伞和阳伞，扇子，钥匙链 (12.3.2)。

03.1.4 衣类的清洗、修补和租借 (S)

- 衣物的干洗、洗涤和染色；
- 衣物的织补、缝补、修补和改动；
- 衣物的租借。

包括：修补服务的总值 (即包含劳务费和材料费)。

不包括：住户为自己修补衣物而购买的材料、线、配件等 (03.1.1) 或 (03.1.3)；家用亚麻制品和其他家用纺织品的修补 (05.2.0)；家用亚麻制品和其他家用纺织品的干洗、洗涤、染色和租用 (05.6.2)。

03.2 鞋类

03.2.1 鞋子和其他鞋类 (SD)

- 男士、妇女、儿童 (3 至 13 岁) 和婴儿 (0 至 2 岁) 的所有鞋类，包括日常或休闲穿的运动鞋 (跑步鞋、交叉训练用鞋、网球鞋、篮球鞋、划船鞋等)。

包括：护腿、绑腿和类似物件；鞋带；住户买来打算自己修鞋用的鞋跟、鞋底等部分物件。

不包括：布制婴儿软鞋 (03.1.2)；鞋搯、鞋拔和鞋油、鞋蜡及其他擦鞋物品 (05.6.1)；矫形鞋 (06.1.3)；运动专用鞋 (滑雪靴、足球鞋、高尔夫球鞋和其他安有冰刀、滚轮、鞋钉、防滑钉的鞋等) (09.3.2)；护胫、板球护垫和其他运动防护用品 (09.3.2)。

03.2.2 鞋类的修理和租借 (S)

- 修鞋；擦鞋服务；
- 鞋类的租借。

包括：修补服务的总值 (即包含劳务费和材料费)。

不包括：家庭为自行修鞋而购买的鞋类部件，例如鞋跟、鞋底等 (03.2.1)；鞋油、上光油和

其他擦鞋用品（05.6.1）；运动专用鞋（滑雪靴、足球鞋、高尔夫球鞋和其他安有冰刀、滚轮、鞋钉、防滑钉的鞋等）的修理（09.3.2）或租借（09.4.1）。

04 住房、水、电、煤气和其他燃料

04.1 实际住房租金

租金通常包括房产所占土地的使用费、占用寓所的使用费、在供暖、管道和照明等方面固定装置与设备的使用费、以及出租寓所配有家具情况下家具的使用费。

租金还包括与租用寓所有关的车库使用费。车库不一定须与寓所实际相连；它也不一定须租自同一房东。

租金不包括与寓所停车无关的车库或停车场使用费（07.2.4）。它们也不包括供水（04.4.1）、垃圾收集（04.4.2）和污水收集（04.4.3）收费；多户住宅楼情况下，共同所有人收取的照管、园艺、楼梯清扫、供暖和照明、维持电梯和清理垃圾通道等的费用（04.4.4）；电费（04.5.1）和煤气费（04.5.2）；地方供热厂提供的暖气和热水费用（04.5.5）。

04.1.1 租户所支付的实际租金（S）

— 以配备家具或不配备家具的房舍为其主要居所的承租人或转租人所支付的实际租金。

包括：住户租用旅馆或招待所一个房间作为其主要居所而支付的费用。

不包括：教育机构和大学宿舍（11.2.0）以及老人养老院（12.4.0）提供的住宿服务。

04.1.2 其他实际租金（S）

— 实际支付的第二寓所租金。

不包括：度假村和度假中心的住宿服务（11.2.0）。

04.2 住房估算租金

涵盖范围见上文（04.1）的说明。

04.2.1 自用住房者估算租金（S）

— 房主自占主要居所的估算租金。

04.2.2 其他估算租金（S）

— 第二寓所的估算租金；

— 减价租金或免费居住的住户的估算租金。

04.3 住房的保养和维修

寓所的保养和维修有两个突出特征。首先，它们属于必须定期从事的活动，目的是使寓所保持良好的使用状况；第二，它们不改变寓所的性能、可用面积或预期寿命。

寓所的保养和维修分两类：小型保养和维修，例如通常由租户和房主双方进行的室内装修和固定装置维修；另一类是通常只由房主进行的大型维修，例如重新粉刷墙壁或修补屋顶。

只有租户和自有住房者在小型保养和维修方面所付出的材料和服务费用才属于住户个人消费支出。自用住房者进行大型保养和维修所产生的材料和服务支出不属于住户个人消费支出。

租户或自用住房者为自行保养或维修房屋而购买的材料应列在（04.3.1）项下。如果租户或自用住房者付钱雇请一家公司来保养或维修房屋，则服务总价值，包括所使用材料的费用，应列在（04.3.2）项下。

04.3.1 寓所保养和维修所需的材料（ND）

— 购买用于对寓所进行小型保养和维修的产品和材料，例如油漆和清漆、抹灰、墙纸、布质墙村、窗玻璃、石膏、水泥、油灰、墙纸糊等。

包括：管道维修小器件（水管、水龙头、接头等）以及铺面材料（地板料、瓷砖等），以及油漆、清漆和墙纸的刷子和刮刀。

不包括：按尺寸适配的地毯和油毡（05.1.2）；手工工具、门上配件、电源插座、电线和灯泡（05.5.2）；扫帚、硬毛刷、除尘毛刷和清扫用具（05.6.1）；进行大型保养和维修（中间消耗）或扩建和改建寓所（资本形成）所使用的产品、材料和固定装置。

04.3.2 寓所的保养和维修服务（S）

— 为寓所小型保养和维修而雇用的水管工、电工、木匠、装玻璃工、油漆工、装饰工、地板磨光工等服务。

包括：服务的总价值（即包含劳务费和材料费）。不包括：住户为自己进行保养或维修而单独购买的材料（04.3.1）；为进行大型保养和维修（中间消耗）或扩建和改建寓所（资本形成）而雇用的服务。

04.4 寓所的供水和其他服务

04.4.1 供水 (ND)

- 供水。

包括：相关开支，例如仪表的租用、仪表的认读、固定的费用等。

不包括：装在瓶中或容器中出售的饮用水 (01.2.2)；从当地供热厂购买的热水或蒸气 (04.5.5)。

04.4.2 垃圾的收集 (S)

- 垃圾的收集和处理。

04.4.3 污水的收集 (S)

- 污水的收集和处理。

04.4.4 未另分类的与寓所相关的其他服务 (S)

- 多户住宅楼向共同所有人收取的照管、园艺、楼梯清扫、供暖和照明、维持电梯和清理垃圾通道等的费用；

- 保安服务；

- 雪的清除和烟囱清扫。

不包括：擦窗、消毒、熏烟消毒和灭虫等住户服务 (05.6.2)；保镖 (12.7.0)。

04.5 电、煤气和其他燃料

04.5.1 电 (ND)

- 电。

包括：仪表的租用、仪表的认读、固定的费用等相关开支。

04.5.2 煤气 (ND)

- 家用煤气和天然气；

- 液化烃 (丁烷、丙烷等)。

包括：仪表的租用、仪表的认读、储罐、固定的费用等相关开支。

04.5.3 液体燃料 (ND)

- 家庭取暖和照明用油。

04.5.4 固体燃料 (ND)

- 煤、焦炭、煤砖、薪柴、木炭、泥炭及类似燃料。

04.5.5 热能 (ND)

- 从当地供热厂购买的热水和蒸气。

包括：仪表的租用、仪表的认读、固定的费用等相关开支；用于冷却和制冷的冰。

05 用具、家用设备和住房的日常维修

05.1 家具和陈设品、地毯和其他地面装饰物

05.1.1 家具和陈设品 (D)

- 床、沙发、长沙发、桌子、椅子、碗橱、五斗橱和书架；

- 照明用具，例如顶灯、普通灯具、球形灯和床头灯；

- 绘画、雕塑、雕刻、挂毯和其他艺术品，包括艺术品的复制品及其他装饰品；

- 屏风、折叠式隔离物和其他家具及装置。

包括：适用情况下的运送和安装；底垫、床垫、榻榻米；浴室壁橱；婴儿家具，如摇篮、高脚椅和游戏围栏；窗帘；露营和户外家具；镜子、烛台和蜡扦。

不包括：床上用品和遮篷 (05.2.0)；保险箱 (05.3.1)；装饰玻璃和陶瓷制品 (05.4.0)；钟 (12.3.1)；墙上温度计和气压计 (12.3.2)；手提式婴儿床和幼儿推车 (12.3.2)；主要为保值而购置的艺术品和古董家具 (资本形成)。

05.1.2 地毯和其他地面装饰物 (D)

- 非固定地毯、按尺寸适配的地毯、油毡和其他地面装饰物。

包括：地面装饰物的铺设。

不包括：浴室地垫、草席和门口地垫 (05.2.0)；主要为保值而购置的古董地面装饰物 (资本形成)。

05.1.3 家具、陈设品和地面装饰物的修理 (S)

- 家具、陈设品和地面装饰物的修理。

包括：服务的总价值 (即包含劳务费和材料费)；除主要作为保值品而购置 (资本形成) 以外的艺术品和古董家具。

不包括：住户为自行修理而单独购买的材料 (05.1.1 或 05.1.2)；干洗地毯 (05.6.2)。

05.2 家用纺织品

05.2.0 家用纺织品 (SD)

- 装饰织物、窗帘用料、窗帘、双层窗帘、

遮篷、门帘和布帘；

- 日式床垫、枕头、垫枕和吊床等床上用品；
- 床单、枕套、毯子、移动地毯、方格呢披肩、鸭绒垫、床罩和蚊帐等床用织物；
- 餐桌用布和浴室用布，例如桌布、餐巾、毛巾和面巾；
- 其他家用纺织品，例如购物袋、洗衣袋、鞋袋、衣物和家具的布罩、旗帜、遮篷等；
- 上述物品的修补。

包括：按块购买的布；油布；浴室地垫、草席和门口地垫。

不包括：布质墙衬（04.3.1）；挂毯（05.1.1）；地面装饰物，例如地毯和按尺寸适配的地毯（05.1.2）；电热毯（05.3.2）；汽车、摩托车等的布罩（07.2.1）；充气床垫和睡袋（09.3.2）。

05.3 家庭器具

05.3.1 无论是否用电的大型家庭用具（D）

- 冰箱、冷藏箱和冷冻冷藏箱；
- 洗衣机、烘干机、烘干箱、洗碗机、熨烫机；
- 炊具、叉烤箱、火炉搁架、炉灶、烤箱和微波炉；
- 空调机、加湿器、小型取暖器、热水器、通风机和排气机；
- 真空吸尘器、蒸汽清洗器、地毯清洁机以及地板刷洗、打蜡和上光机；
- 其他大型家庭用具，例如保险柜、缝纫机、编织机、软水器等。

包括：适用情况下的家庭用具运送和安装。

不包括：嵌入建筑物结构中的此类用具（资本形成）。

05.3.2 小型家用电器（SD）

- 咖啡豆研磨机、煮咖啡器、榨汁机、开罐头器、食物搅拌器、油炸锅、烤肉器、刀具、烤面包炉、冰淇淋机、冰糕机、酸奶机、电热板、熨斗、烧水壶、电扇、电热毯等。

不包括：不使用电的小型家用器具和厨房器皿（05.4.0）；家用秤（05.4.0）；个人体重磅秤和婴儿磅秤（12.1.3）。

05.3.3 家庭器具的修理（S）

- 家庭器具的修理。

包括：服务的总价值（即包含劳务费和材料费）；大型家庭器具的租借或租用费。

不包括：家庭为自行修理而单独购买的材料（05.3.1 或 05.3.2）。

05.4 玻璃器皿、餐具和家用器皿

05.4.0 玻璃器皿、餐具和家用器皿（SD）

- 餐桌、厨房、浴室、卫生间、办公室和室内装饰所用的玻璃器皿、晶质器皿、陶瓷器皿和瓷器；
- 刀叉、盘碟和餐具；
- 各种材料制成的非电厨具，例如蒸煮锅、炖锅、高压锅、油炸锅、咖啡豆研磨器、制浆器、绞碎器、加热铁板、家用磅秤和其他此类机械装置；
- 各种材料制成的非电家用器具，例如面包、咖啡、调味品等的容器、垃圾箱、废纸篓、洗衣篓、便携式储钱盒和保险柜、毛巾架、瓶架、熨斗和熨烫板、信箱、奶瓶、保温瓶和冰盒；
- 此类物品的修理。

不包括：照明设备（05.1.1）；家用电器（05.3.1）或（05.3.2）；纸板餐具（05.6.1）；个人体重磅秤和婴儿磅秤（12.1.3）；烟灰缸（12.3.2）。

05.5 住房和花园使用的工具和设备

05.5.1 主要工具和设备（D）

- 电动工具和设备，例如电钻、电锯、电动打磨机和电动篱笆切割器，园艺拖拉机、割草机、耕种机、链锯和抽水机；
- 此类用具的修理。

包括：手工用机器和设备的租借或租用费。

05.5.2 小工具和杂项配件（SD）

- 手工工具，例如锯子、锤子、螺丝刀、扳手、扳钳、手钳、裁刀、木锉和锉刀；
- 园艺工具，例如手推车、洒水壶、水管、锹、铲、耙、叉、钎镰、镰刀和修枝剪；
- 梯子和梯凳；
- 门上配件（铰链、把手和锁），暖气片 and 壁炉配件，用于住房（帘布横档、楼梯毯棍、钩子等）或花园（围栏和围界所使用的链子、格栅、篱笆桩和箍圈）的其他金属物件；

- 小型电器附件。例如电源插座、开关、电线、电灯泡、荧光灯管、焊枪、手电筒、手提灯、通用电池、钟铃和报警器；
- 此类物品的修理。

05.6 家庭日常维修所需物品和服务

05.6.1 非耐用家用物品 (ND)

- 清洗和保养产品，例如肥皂、洗涤剂、洗涤剂、去污粉、洗涤剂、消毒漂白剂、软化剂、调节剂、窗户清洗用品、蜡、上光剂、染料、疏通剂、消毒剂、杀虫剂、杀菌剂和蒸馏水；
- 清扫用具，例如扫帚、硬毛刷、畚箕和除尘刷、除尘器、茶巾、墩布、家用海绵、洗刷器、钢绒和油鞣革；
- 纸制品，例如过滤纸、桌布和餐巾、厨房用纸、真空吸尘袋和纸版餐具，包括铝箔和塑料容器衬垫；
- 其他非耐用家用物品，例如火柴、蜡烛、灯芯、甲基化酒精、衣夹、衣架、别针、安全别针、缝纫针、编织针、顶针、钉子、螺钉、螺帽和螺栓、大头钉、垫圈、家用胶水和胶带、细绳、股绳和橡胶手套。

包括：上光油、鞋油和其他擦鞋用品；家用灭火器。

不包括：油漆、清漆和墙纸的刷子和刮刀 (04.3.1)；运输设备灭火器 (07.2.1)；专门用于清洗和保养运输设备的产品，如油漆、铬清洁剂、密封胶、车身上光蜡 (07.2.1)；维持观赏性花园所需的园艺产品 (09.3.3)；纸绢、卫生纸、香皂、盥洗用海绵和其他个人卫生用品 (12.1.3)；香烟、雪茄及烟斗、打火机和打火机燃料 (12.3.2)。

05.6.2 家政服务 and 家居服务 (S)

- 领取报酬的私人服务人员所提供的家政服务，例如男管家、厨师、女仆、司机、园丁、女管家、秘书、家庭教师和保姆；
- 企业或自谋职业者所提供的类似服务，包括照看小孩和家务劳动；
- 家居服务，例如擦窗、消毒、熏烟消毒和杀虫；
- 家用亚麻制品、家用纺织品和地毯的干洗、洗涤和染色；
- 家具、陈设品、地毯、家用设备和家用亚

麻制品的租用。

不包括：衣物的干洗、洗涤和染色 (03.1.4)；垃圾收集 (04.4.2)；污水收集 (04.4.3)；多户住宅楼情况下，共同所有人收取的照管、园艺、楼梯清扫、供暖和照明、维持电梯和清理垃圾通道等的费用 (04.4.4)；保安服务 (04.4.4)；铲雪和清扫烟囱 (04.4.4)；清除和储藏服务 (07.3.6)；奶妈、育婴堂、日托中心和其他儿童保育设施 (12.4.0)；保镖 (12.7.0)。

06 卫生保健

本类也包括从学校和大学保健中心购买的保健服务。

06.1 医疗产品、器械和设备

本组包含药物、假体、医疗器械和设备以及个人或家庭在有处方或无处方情况下通常从配药房、药店或医疗设备供应店购买的其他保健产品。它们供在卫生保健设施或机构以外消费或使用。由开业医生、牙医和医务辅助人员直接提供给门诊病人或者由医院和类似机构提供给住院病人的此类产品列在门诊服务 (06.2) 或住院服务 (06.3) 内。

06.1.1 药品 (ND)

- 药物配制、医疗药品、成药、血清和疫苗、维生素和矿物质、鳕鱼肝油和比目鱼肝油、口服避孕药。

不包括：兽医产品 (09.3.4)；个人卫生用品，例如药皂 (12.1.3)。

06.1.2 其他医疗产品 (ND)

- 体温计、粘的和不可粘的绷带、皮下注射器、急救包、热水瓶和冰袋、弹力长袜和护膝等医用针织品、妊娠试剂、避孕套和其他物理避孕装置。

06.1.3 治疗性用品和设备 (D)

- 矫正眼镜和隐形眼镜、助听器、假眼、假肢和其他假体装置、矫形吊带和托架、矫形鞋、外科用带、疝带和托架、护颈、医疗按摩设备和保健灯具、电动和非电动转椅及残疾人接送车，“特制”床、拐杖、监测血压的电子及其他装置等；
- 此类用具的修理。

包括：假牙。但不包括安装费用。

不包括：治疗设备的租用 (06.2.3)；运动用保护镜、皮带和护垫 (09.3.2)；没有矫正镜片的太阳镜 (12.3.2)。

06.2 门诊服务

本组包含开业医生、牙医和医务辅助人员及附属人员提供给门诊病人的医疗、牙科和辅助医疗服务。这些服务可在家中、个人或团体诊所、医务室或医院门诊部 and 类似地方提供。

门诊服务包括开业医生、牙医和医务辅助人员或附属人员直接提供给门诊病人的药物、假体、医疗器械和设备以及其他保健产品。

医院和类似机构为住院病人提供的医疗、牙科和辅助医疗服务列在医院服务 (06.3) 项下。

06.2.1 医疗服务 (S)

– 全科医生或专科医生问诊。

包括：正牙专科医生的服务。

不包括：医疗分析化验室和 x 光中心的服务 (06.2.3)；传统药物医师的服务 (06.2.3)。

06.2.2 牙医服务 (S)

– 牙医、口腔保健员和其他牙科附属人员的服

务。

包括：假牙装镶费用。

不包括：假牙 (06.1.3)；正牙专科医生的服务 (06.2.1)；医疗分析化验室和 x 光中心的服务 (06.2.3)。

06.2.3 辅助医疗服务 (S)

– 医疗分析化验室和 X 光中心的服务；

– 自由受聘的护士和助产士的服务；

– 自由受聘的针灸师、按摩师、验光师、理疗师、言语矫治师等的服务；

– 遵医嘱进行的矫正性健身治疗；

– 门诊温水澡或海水治疗；

– 救护车服务；

– 治疗设备的租用。

包括：传统药物医师的服务。

06.3 住院服务

住院治疗是指病人在治疗过程中住在医院内。医院的白天护理和上门提供的医院治疗以及临终病人的收容也包括在内。

本组涵盖综合和专科医院的服务，主要提供住院保健护理的医疗中心、产科中心、疗养院和

康复院的服务，以从事医疗监测为其基本内容的老人服务机构的服务，以及以治病而非长期供养为宗旨、提供住院保健和康复治疗的康复中心的服务。

医院是指在合格医生直接监督下提供住院治疗的机构。医疗中心、产科中心、疗养院和康复院也提供住院治疗。但它们的服务须受监督并经常由资格低于医生的工作人员提供。

本组不包括专门提供门诊治疗的手术室、门诊部和药房等设施所提供的服务 (06.2)。它也不包括主要提供长期供养的老人退休养老院、残疾人护理机构和康复中心的服务 (12.4)。

06.3.0 住院服务 (S)

– 住院服务包括向住院病人提供下列服务：

– 基本服务；行政；住宿；食物和饮料；非专业工作人员（辅助护理人员）提供的监管和护理；急救和抢救；救护车运送；提供药品和其他医药产品；提供治疗器械和设备；

– 医疗服务；全科医生或专科医生、外科医生和牙医的服务；医疗分析和 x 光；护士、助产士、按摩师、验光师、理疗师、言语矫治师等提供的辅助服务。

07 运输

07.1 车辆的购置

野营车、旅行车、挂车、飞机和小船等娱乐性运载工具的购置列于 (09.2.1)。

07.1.1 机动车 (D)

– 汽车、厢型客车、旅行汽车、客货两用轿车及两轮驱动或四轮驱动类似车辆。

不包括：残疾人车 (06.1.3)；野营车 (09.2.1)；高尔夫车 (09.2.1)。

07.1.2 摩托车 (D)

– 各类摩托车、轻骑摩托车、电动自行车。

包括：边车；摩托雪橇。

不包括：残疾人车 (06.1.3)；高尔夫车 (09.2.1)。

07.1.3 脚踏车 (D)

– 各类两轮脚踏车和三轮脚踏车。

包括：人力车。

不包括：玩具两轮脚踏车和三轮脚踏车 (09.3.1)。

07.1.4 兽力车 (D)

- 兽力车。

包括：拉车所需的牲口和有关器具（轭、颈圈、挽具、笼头、缰绳等）。

不包括：马或马驹、马或马驹拉的娱乐性车辆和为娱乐目的购置的有关设备（09.2.1）。

07.2 个人运输设备的操作

住户为自行保养、修理或动手而购买的备件、附件或润滑剂应列入（07.2.1）或（07.2.2）。如果住户付钱请一家企业从事保养、修理或安装，那么所提供服务的总价值，包括所使用材料的费用应列入（07.2.3）。

07.2.1 个人运输设备的备件和附件 (SD)

- 轮胎（新的、用过的或翻新的）、内胎、火花塞、电瓶、减震器、过滤器、泵以及个人运输设备所需的其他备件或附件。

包括：运输设备的灭火器；专门用来清洗和保养运输设备的产品，例如油漆、铬清洁剂、密封剂和车身抛光剂；机动车和摩托车等的车罩。不包括：摩托车和脚踏车的防撞头盔（03.1.3）；无专门用途的清洁和保养产品，例如蒸馏水、家用海绵、油鞣革、去污剂等（05.6.1）；零件和配件安装以及车身喷漆、洗刷和上光的费用（07.2.3）；无线电话（08.2.0）；汽车收音机（09.1.1）；婴儿车座（12.3.2）。

07.2.2 个人运输设备的燃料和润滑剂 (ND)

- 汽油和其他燃料，例如柴油、液化石油汽、酒精和双层混合料；
- 润滑剂、制动液、变速器油、冷却液、添加剂。

包括：（05.5.1）项下的主要工具和设备的燃料以及（09.2.1）项下的娱乐车辆。

不包括：换油和添加润滑剂的费用（07.2.3）。

07.2.3 个人运输设备的保养和修理 (S)

- 为个人运输设备的保养和修理而洽购的服务，例如零件和配件的安装、车轮平衡、技术检查、排除故障、换油、润滑和清洗。

包括：服务的总价值（即包含劳务费和材料费）。不包括：家庭为自行保养或修理而单独购买的零件、配件或润滑剂（07.2.1 或 07.2.2）；适驶检测（07.2.4）。

07.2.4 个人运输设备方面的其他服务 (S)

- 不属寓所停车的车库或泊位租用费；
- 收费设施（桥梁、隧道、往返渡轮、高速公路）和停车计时器；
- 驾驶课程、驾驶考试和驾照；
- 适驶检测；
- 不配备驾驶员的个人运输设备的租用。

不包括：汽车连同司机的租用（07.3.2）；个人运输设备的保险服务费（12.5.4）。

07.3 运输服务

运输服务的购买通常按运输方式分类。如果一张票包括两种或两种以上运输方式——例如市内公共汽车和地铁或城际火车及渡轮——而且它们之间费用无法分开，那么所购买的此类服务就应归入（07.3.5）。

如果膳食、小吃、饮料、点心或住宿服务的费用包含在票价内，但没有单独标价，那么必须将其包括在内。如果有单独标价，则这些费用必须归入 11 类。

学校运输服务也包括在内，但是救护车服务不包括在内（06.2.3）。

07.3.1 铁路客运 (S)

- 由火车、电车和地铁提供的个人、团体及行李运输。

包括：私人车辆的运输。

不包括：缆索车运输（07.3.6）。

07.3.2 公路客运 (S)

- 由公共汽车、长途汽车、计程车和连同司机一并租用的汽车提供的个人、团体及行李运输。

07.3.3 空中客运 (S)

- 由飞机和直升机提供的个人、团体及行李运输。

07.3.4 海上和内陆水道客运 (S)

- 经由轮船、小船、渡轮、气垫船和水翼船提供的个人、团体及行李运输。

包括：私人车辆的运输。

07.3.5 联合客运 (S)

- 由两种或两种以上运输工具提供，但各运

输工具间无法分摊各自费用的个人和团体及行李运输。

包括：私人车辆的运输。

不包括：一揽子度假服务（09.6.0）。

07.3.6 购买的其他运输服务（S）

- 索道车、缆车和升降椅运输；
- 搬运和仓储服务；
- 搬运工及行李寄存和转运办事处的服务；
- 旅行社的佣金（如果单独标价）。

不包括：滑雪场和度假中心的缆车和升降椅服务（09.4.1）。

08 通信

08.1 邮递服务

08.1.0 邮递服务（S）

- 信件、明信片 and 包裹的递送费；
- 私人信件和包裹递送。

包括：所有新邮票、已预盖邮资已付标记的明信片 and 航空邮件的购买。

不包括：已用过或已注销邮票的购买（09.3.1）；邮局的金融服务（12.6.2）。

08.2 电话和电传设备

08.2.0 电话和电传服务（D）

- 电话、无线电话、电传机、电话应答机和电话扩音器的购置；
- 此类设备的修理。

不包括：个人计算机所提供的电传和电话应答设施（09.1.3）。

08.3 电话和传真服务

08.3.0 电话和传真服务（S）

- 个人电话设备的安装费和使用费；
- 从个人电话线或公用电话线（公用电话间、邮局电话室等）打出的电话；从旅馆、咖啡厅、餐馆及类似地方打出的电话；
- 电报、电传和传真服务；
- 信息传递服务；互联网联接服务；
- 电话、传真机、电话应答机和电话扩音器的租用。

包括：无线电话、无线电报和无线电传服务。

09 娱乐和文化

09.1 音像、摄影和信息处理设备

09.1.1 声音和图像的收、录和复制设备（D）

- 电视机、盒式磁带放像机和录像机及各种电视天线；
- 收音机、汽车收音机、收音机闹钟、无线电对讲机、业余无线电接收机和发射机；
- 唱机、磁带放声机和收录机、盒式磁带播放机和收录机、激光唱片播放机、个人立体声设备、立体音响系统及其各种组件（唱盘、调谐器、扩音器、扬声器等）、麦克风和耳机。

不包括：摄像机、摄像放像机和录音摄影机（09.1.2）。

09.1.2 摄影和电影摄影设备及光学设备（D）

- 静物摄影机、电影摄影机和录音摄影机、摄像机、摄像放像机、电影和幻灯放映机、放大机和洗片设备、配件（屏幕、看片机、镜头、闪光灯附件、滤光器、曝光表等）；
- 双筒望远镜、显微镜、筒式望远镜和指南针。

09.1.3 信息处理设备（D）

- 个人计算机、显像设备、打印机及其随附的杂项配件；计算机软件包，如操作系统、应用程序和语言等。
- 计算器，包括袖珍计算器；
- 打字机和文字处理机。

包括：个人电脑内装的传真和电话应答设备。

不包括：事先录好的软盘和光盘只读存储器，采取软件形式内存图书、词典、百科全书、外语教材、多媒体显示等（09.1.4）；视频游戏软件（09.3.1）；插入电视机的视频游戏电脑（09.3.1）；打字机色带（09.5.4）；色粉和墨盒（09.5.4）；计算尺（09.5.4）。

09.1.4 记录媒体（SD）

- 唱片和光盘；
- 已预先录制的供磁带录音机、盒式录音机、录像机和个人电脑使用的磁带、盒式磁带、盒式录像带、软盘和光盘只读存储器；

- 未经录制的供磁带录音机、盒式录音机、录像机和个人电脑使用的磁带、盒式磁带、盒式录像带、软盘和光盘只读存储器；
- 摄影和摄像所使用的未曝光的胶卷、软片及圆盘。

包括：事先录有小说、戏剧、诗歌等的磁带和压缩磁盘；事先以软件形式录有书籍、词典、百科全书、外语教材、多媒体显示等的软盘和光盘只读存储器；摄影用品，例如纸张和闪光灯泡；未曝光的胶卷，其价格含冲洗费，但是没有单独指明。

不包括：电池（05.5.2）；计算机软件包，如操作系统、应用程序、语言等（09.1.3）；视频游戏软件、视频游戏磁带和视频游戏光盘只读存储器（09.3.1）；胶卷冲洗和相片冲印（09.4.2）。

09.1.5 音像、摄影和信息处理设备的修理（S）

- 音像、摄影和信息处理设备的修理。
- 包括：服务的总价值（即包含劳务费和材料费）。
不包括：家庭为自行修理而单独购买的材料（09.1.1、09.1.2 或 09.1.3）。

09.2 其他主要娱乐和文化耐用品

09.2.1 用于室外娱乐的主要耐用品（D）

- 野营车、旅行汽车和拖车；
- 飞机、超轻型飞机、滑翔机、悬空滑翔机和热气球；
- 小船、艇外推进器、帆、索具和舱面结构；
- 马和马驹、马或马驹拉的车辆和有关装备（挽具、笼头、缰绳、鞍具等）；
- 主要的游戏和体育用具，例如小划子、小艇、风帆冲浪板、潜海设备和高尔夫车。

包括：小船、野营车、旅行汽车等的所需设备。
不包括：为个人运输购买的马和马驹、马或马驹拉的车辆和有关设备（07.1.4）；供儿童使用及在海滩上使用的充气艇、筏子和游泳池（09.3.2）。

09.2.2 乐器和主要室内娱乐耐用品（D）

- 各种大小乐器。包括电子乐器，例如钢琴、风琴、小提琴、吉它、鼓、喇叭、单簧管、笛子、录音机和口琴等；
 - 台球桌、乒乓球桌、弹球机、游戏机等。
- 不包括：玩具（09.3.1）。

09.2.3 其他主要娱乐和文化耐用品的保养和修理（S）

- 其他主要娱乐和文化耐用品的保养和修理。
- 包括：服务的总价值（即包含劳务费和材料费）；小船、野营车、旅行汽车等的储存过冬；私人飞机的机库服务；小船的码头服务；对为娱乐而购买的马和马驹的兽医和其他服务（马厩服务、喂养、钉马掌等）。
- 不包括：娱乐性车辆的燃料（07.2.2）；住户为自行保养或修理而单独购买的材料（09.2.1 或 09.2.2）；对宠物的兽医及其他服务（09.3.5）。

09.3 其他娱乐用品和设备、花园和宠物

09.3.1 游戏、玩具和业余爱好（SD）

- 纸牌游戏、室内游戏、象棋和类似游戏；
- 各类玩具，包括洋娃娃、柔性玩具、玩具汽车和火车、玩具两轮脚踏车和三轮脚踏车、拼装玩具、拼板、橡皮泥、电子游戏、面具、化装用具、闹剧玩具、新奇玩具、烟火和火箭、花彩和圣诞树装饰物；
- 收藏邮票所需物品（已用过或已注销的邮票、集邮册等）、其他收藏品（硬币、奖牌、矿石、动植物标本等）以及业务爱好所需的其他未分类工具和物件。

包括：视频游戏软件；插入电视机的视频游戏电脑；视频游戏磁盘和视频游戏光盘只读存储器。

不包括：属于艺术品或古董类别的收藏品（05.1.1）；未使用过的邮票（08.1.0）；圣诞树（09.3.3）；儿童剪贴簿（09.5.1）。

09.3.2 体育、野营和露天娱乐设备（SD）

- 体操、体育和运动设备，例如球类、羽毛球、球网、球拍、球棒、滑雪板、高尔夫球棒、花剑、佩剑、撑杆、杠铃片、铁饼、标枪、哑铃、扩胸器和其他健身设备；
- 降落伞和其他跳伞设备；
- 用于打猎、运动和个人保护的枪支和弹药；
- 钓鱼竿和其他钓鱼设备；
- 海滩和露天运动设备，例如滚球、槌球、飞碟、排球和充气艇、筏子和游泳池；
- 野营设备，例如帐篷及其配件、睡袋、背包、气垫、打气筒、野营炉和烤炉；
- 此类物品的修理。

包括：运动专用鞋类（滑雪靴、足球鞋、高尔夫鞋和其他运动鞋，如：滑冰鞋、旱冰鞋、钉鞋、防滑钉鞋等）；运动防护帽盔；其他运动防护器械，如救生衣、拳击手套、护身软垫、护胫、护目镜、皮带、护身带等。

不包括：摩托车和脚踏车用防撞头盔（03.1.3）；露营和户外家具（05.1.1）。

09.3.3 花园、植物和花卉（ND）

— 自然或人工培植的花与叶、植物、灌木、球茎、块茎、种子、肥料、堆肥、花园泥炭、草坪用草皮、经特殊处理的用于装饰性花园的土壤、园艺配制品、花盆和花盆支架。

包括：自然和人工制作的圣诞树；花和植物的运送费用。

不包括：园艺手套（03.1.3）；园艺服务（04.4.4）或（05.6.2），园艺设备（05.5.1）；园艺工具（05.5.2）；家庭用杀虫剂和农药（05.6.1）。

09.3.4 宠物和有关产品（ND）

— 宠物、宠物食品、宠物的兽医和梳洗产品、颈圈、皮带、狗舍、鸟笼、鱼缸、猫窝等。

不包括：马和马驹（07.1.4）或（09.2.1）；兽医服务（09.3.5）。

09.3.5 宠物的兽医和其他服务（S）

— 宠物的兽医和其他服务，例如梳洗、寄宿、纹身和训练。

不包括：为娱乐目的购买的马和马驹的兽医和其他服务（马厩服务、马掌铺服务等）（09.2.3）。

09.4 娱乐和文化服务

09.4.1 娱乐和运动服务（S）

- 下列场所提供的服务：
 - 体育场、赛马场、机动车赛车场、自行车赛车场等；
 - 溜冰场、游泳池、高尔夫球场、体操馆、健身中心、网球场、壁球场和保龄球场；
 - 露天马戏场和游乐场；
 - 旋转木马、跷跷板和其他儿童游乐场设施；

— 弹球机和博彩游戏之外的其他成人游戏；

— 滑雪坡、上山吊椅等等；

— 诸如飞机、小船、马匹、滑雪和野营设备等运动和娱乐设备和配件的租用；

— 桥牌、国际象棋、增氧健身运动、跳舞、音乐、溜冰、滑雪、游泳或其他消遣活动的个人或团体校外课程；

— 山地向导、导游等服务；

— 划船的导航服务。

包括：运动专用鞋（滑雪靴、足球鞋、高尔夫鞋和其他运动鞋，如：滑冰鞋、旱冰鞋、钉鞋、防滑钉鞋等）的租用。

不包括：不在滑雪场或度假中心的缆车和升降椅载运（07.3.6）。

09.4.2 文化服务（S）

— 下列场所提供的服务：

— 电影院、剧场、歌剧院、演奏厅、音乐厅、马戏场、声光表演；

— 博物馆、图书馆、美术馆、展览；

— 历史古迹、国家公园、动物园、植物园、水族馆；

— 诸如电视机、盒式录像带等文化设备和配件的租用；

— 电视和无线电广播，尤其是电视设备的许可证费用和电视网的订费；

— 摄影师的服务，例如胶片冲洗、印片、放大、肖像摄影、婚照等。

包括：乐师、小丑、私人娱乐活动表演者的服务。

09.4.3 博彩游戏（S）

— 彩票、赌注登记经纪人、赌金计算器、赌场和其他赌博设施、赌博机、排五点游戏场、刮刮乐彩票、抽奖等的服务费。（服务费是指购买彩票所支付金额或下注金额与支付给中奖者的金额之间的差额。）

09.5 报纸、图书和文具

09.5.1 图书（SD）

— 图书，包括地图集、字典、百科全书、课本、参考手册和乐谱。

包括：儿童剪贴簿和粘贴簿；图书装订。

不包括：事先录制的小说、戏剧、诗歌等磁带

或压缩磁盘 (09.1.4)；以软件形式事先录制的图书、词典、百科全书、外语教材等软盘和光盘只读存储器 (09.1.4)；集邮册 (09.3.1)。

09.5.2 报纸和期刊 (ND)

- 报纸、杂志和其他期刊。

09.5.3 其他印刷品 (ND)

- 目录和广告材料；
 - 招贴、普通或带有图片的明信片、日历；
 - 贺卡和名片、请柬和祝辞卡；
 - 地图和地球仪。
- 不包括：已预盖邮资已付标记的明信片和航空邮件 (08.1.0)；集邮册 (09.3.1)。

09.5.4 文具和绘画材料 (Nc)

- 写字垫板、信封、账簿、笔记本、日记本等；
 - 钢笔、铅笔、自来水笔、圆珠笔、毡尖笔、墨水、笔擦子、削笔刀等；
 - 蜡纸、复写纸、打字机色带、印台、涂改液等；
 - 纸张打孔器、裁纸刀、剪纸刀、办公室用粘胶和粘合剂、订书机和订书钉、回形针、图钉等；
 - 绘画和油画材料，例如画布、纸张、纸板、颜料、蜡笔、彩笔和画笔。
- 包括：调色剂和墨盒；教育用具，例如练习本、计算尺、几何用具、石板、粉笔和铅笔盒。
- 不包括：袖珍计算器 (09.1.3)。

09.6 一揽子度假服务

09.6.0 一揽子度假服务 (S)

- 包含旅行、食物、住宿、导游等服务的全包度假或旅游。
- 包括：半天和一天的游览，朝圣。

10 教育

本类只包含教育服务。它不包括教材方面的支出，如书籍 (09.5.1) 和文具 (09.5.4)，也不包括教育支持服务方面的开支，如卫生保健服务 (06)、运输服务 (07.3)、饮食服务 (11.1.2) 和住宿服务 (11.2.0)。

它包括无线电或电视广播教育。
教育服务的细目分类所依据的是联合国教

育、科学及文化组织 (教科文组织)《1997 年国际教育标准分类》(ISCED-97) 中规定的等级类别。

10.1 学前和初等教育

10.1.0 学前和初等教育 (S)

- ISCED-97 第 0 和第 1 级；学前和初等教育。
包括：为超过小学年龄的学生举办的识字课程。

10.2 中等教育

10.2.0 中等教育 (S)

- ISCED-97 第 2 和第 3 级；初中和高中教育。
包括：成人和青年人的校外中等教育。

10.3 中等教育后的非高等教育

10.3.0 中等教育后的非高等教育 (S)

- ISCED-97 第 4 级；中等教育后的非高等教育。
包括：成人和青年人的校外中等教育后的非高等教育。

10.4 高等教育

10.4.0 高等教育 (S)

- ISCED-97 第 5 和 6 级；高等教育的第一和第二阶段。

10.5 无法定级的教育

10.5.0 无法定级的教育 (S)

- 不需要先前受过任何特别教育、通常针对成年人的教育课程，尤其是职业培训和文化培养。
不包括：驾驶课程 (07.2.4)；娱乐性培训课程，例如独立教师提供的体育或桥牌课程 (09.4.1)。

11 餐馆和旅馆

11.1 饮食服务

11.1.1 餐馆、咖啡厅和类似场所 (S)

- 餐馆、咖啡厅、自助餐馆、酒吧、茶馆等

提供的饮食服务（膳食、小吃、饮料和茶点），包括下列场所提供的此类服务：

- 提供娱乐、文化、运动或消遣服务的场所：剧场、电影院、体育馆、游泳池、综合运动场、博物馆、画廊、夜总会、舞场等；
- 单独标价的公共运输工具（长途汽车、火车、小船、飞机等）；
- 此外还包括：
 - 茶点亭、街摊和类似场所出售的即食食品和现饮饮料，包括自动售货机出售的可即时消费的食品和饮料；
 - 餐馆出售的外卖熟食；
 - 饮食承包者出售的熟食，不论是顾客自己提取或是送至顾客家中。

包括：小费。

不包括：所购买的烟草（02.2.0）；电话费（08.3.0）。

11.1.2 食堂（S）

- 工厂食堂、办公室食堂以及学校、大学及其他教育机构食堂的饮食服务。

包括：大学餐厅、军人食堂和军官餐室。

不包括：医院为住院病人提供的食物和饮料（06.3.0）。

11.2 住宿服务

11.2.0 住宿服务（S）

- 下列场所提供的住宿服务：
 - 旅馆、招待所、汽车旅馆、小酒店和提供“床位和早餐”的设施；
 - 度假村和度假中心、野营地和旅行汽车停泊地、青年旅店和山上小别墅；
 - 寄宿学校、大学和其他教育设施；
 - 单独标价的公共运输工具（火车、小船等）；
 - 青年工人或移民的旅店。

包括：小费、行李搬运服务。

不包括：住户租用旅馆或招待所一个房间作为其主要寓所而支付的费用（04.1.1）；住户在度假期间租用第二寓所而支付的租金（04.1.2）；电话费（08.3.0）；此类场所内除住宿价格所包含的早餐或其他膳食之外的饮食服务（11.1.1）；孤儿院、残疾人收容所或心理失调者疗养院（12.4.0）。

12 其他物品和服务

12.1 个人护理

12.1.1 美发厅和个人梳理设施（S）

- 美发、理发、美容、修甲、修脚、土耳其浴、桑那浴、日光浴、非治疗性按摩等服务。

包括：身体护理、去毛和类似服务。

不包括：矿泉疗养地（06.2.3）或（06.3.0）；健身中心（09.4.1）。

12.1.2 个人护理电器（D）

- 电动刮胡刀和削发器、手持和带罩吹风机、卷发钳和造型梳、太阳灯、振动按摩器、电动牙刷和其他牙齿卫生电器等；
- 此类电器的修理。

12.1.3 其他个人护理用具、用品和产品（ND）

- 非电动用具；刮胡刀和削发器及其附带刀片、剪刀、指甲锉刀、梳子、修面刷、发刷、牙刷、指甲刷、发夹、卷发夹、个人体重磅秤、婴儿磅秤等；
- 个人卫生用品；香皂、药皂、洁面油和洗面奶、剃须皂、剃须膏和剃须泡沫、牙膏等；
- 美容产品；唇膏、指甲油、化妆品和卸妆产品（包括粉盒、刷子和粉扑）、发胶和洗发液、剃前和剃后用品、日光浴产品、除毛剂、香水和花露水、除臭剂、洗浴产品等；
- 其他物品；卫生纸、纸手巾、擦手纸、卫生巾、药棉、棉签、婴儿尿布、盥洗海绵等。

不包括：布手绢（03.1.3）。

12.2 宿娼

12.2.0 宿娼（S）

妓女和类似人员提供的服务。

12.3 未另分类的个人用品

12.3.1 首饰、钟表（D）

- 贵重宝石和金属以及由这些宝石和金属镶嵌的首饰；

- 服装珠宝饰物、袖口链扣和领带别针；
- 钟、表、秒表、闹钟、旅行钟；
- 此类物品的修理。

不包括：装饰品（05.1.1）或（05.4.0）；收音机闹钟（09.1.1）；主要为保值而购置的贵重宝石和金属以及由这些宝石和金属镶嵌的首饰（资本形成）。

12.3.2 其他个人用品

- 旅行用品和其他个人用品装带物；手提箱、旅行箱、旅行包、公文包、小书包、手提包、皮夹、钱包等；
- 婴儿用品；婴儿车、幼儿推车、手提式婴儿床、躺椅、随车婴儿床和座椅、婴儿背架、胸前婴儿架；套绳和拴带等；
- 吸烟用具；烟斗、打火机、香烟盒、雪茄切刀；烟灰缸等；
- 其他个人用品；太阳镜、手杖和拐杖、雨伞和阳伞、扇子、钥匙链等；
- 丧葬用品；棺材、墓碑、骨灰盒等；
- 此类用品的修理。

包括：打火机燃料；挂墙温度计和气压计。

不包括：婴儿家具（05.1.1）；购物袋（05.2.0）；奶瓶（05.4.0）。

12.4 社会保护

这里所定义的社会保护是指向老人、残疾人、工伤和职业病患者、遗属、失业者、赤贫者、无家可归者、低收入者、土著人、移民、难民、酗酒者和药物滥用者等提供的帮助和支持。它还包括向家庭和儿童提供的帮助和支持。

12.4.0 社会保护（S）

社会服务包括常住护理、上门帮助、日间护理和康复。更具体地讲，本级包含住户所支付的下列有关费用：

- 老人退休养老院、残疾人收容所、为病人提供长期供养而非保健和康复治疗的康复中心、主要宗旨是帮助学生克服残疾的残疾人学校；
- 帮助照顾老人和残疾人的家庭生活（屋内清洁服务、膳食计划、日间护理中心、日间护理服务和假日护理服务）；
- 奶妈、育婴堂、幼儿园和其他儿童保育设施；

- 家庭的咨询、指导、仲裁、收养和领养服务。

12.5 保险

保险的服务费用按保险类别划分，即人寿保险和非人寿保险（即与住房、卫生保健和运输等有关的保险）。对于包含多种风险的多风险保险服务费，如果不能分清所承保的各种风险的服务费用，则应根据主要风险的费用来分类。

服务费用是指应付赔款数额与实收保险费和追加保险费之间的差额。

12.5.1 人寿保险（S）

- 人寿保险、死亡抚恤金保险、教育保险等的服务费用。

12.5.2 与寓所有关的保险（S）

- 自用住房者和租户购买通常由租户购买的火灾、偷盗和水灾保险而支付的服务费用。
- 不包括：自用住房者购买通常由房主（中间消耗）购买的各种保险而支付的服务费用。

12.5.3 与卫生保健有关的保险（S）

- 个人生病和事故保险的服务费用。

12.5.4 与运输有关的保险（S）

- 个人运输设备保险的服务费用；
- 旅行保险和行李保险的服务费用。

12.5.5 其他保险（S）

- 其他保险，例如对第三方或其财产造成伤害或损坏的民事责任保险的服务费用。

不包括：因操作个人运输设备而导致的对第三方及其财产的民事责任或损坏（12.5.4）。

12.6 未另分类的金融服务

12.6.1 间接计量的金融中介服务（S）

- 间接计量的金融中介服务。

12.6.2 未另分类的其他金融服务（S）

- 银行、邮局、储蓄银行、外币兑换所和类似金融机构提供金融服务的实际收费；
- 经纪人、投资顾问、税务顾问和类似人员的收费和服务费；
- 私人养老基金和类似基金的管理费用。

12.7 未另分类的其他服务

12.7.0 未另分类的其他服务（S）

- 法律服务和职业介绍所等的收费；
- 殡仪和其他丧葬服务的费用；
- 房地产经纪人、住房经纪人、拍卖行、商品展销室管理人和其他中介机构的服务费用；
- 文件影印和其他形式复制的费用；
- 出生证、结婚证和死亡证明以及其他行政文件的发放费用；
- 报纸启事和广告的费用；
- 笔迹学家、占星家、私人侦探、保镖、婚姻介绍所和婚姻咨询顾问、公共文书、其他特许使用权（座位、卫生间和衣帽间）等的服务费用。

附件三 2003 年第十七届国际劳工统计学家会议通过的关于消费者价格指数的决议

序言*

第十七届国际劳工统计学家会议

经国际劳工组织理事会召集，于 2003 年 11 月 24 日至 12 月 3 日在日内瓦召开会议，

忆及第十四届国际劳工统计学家大会通过的关于消费者价格指数的决议，承认决议中所建议的各项基本原则继续有效，特别承认消费者价格指数主要是为了衡量参照人口获得、使用或支付货物与服务的总体价格水平在一段时间里的变化情况，

承认需要根据方法和计算方面的最新发展修订和扩大现有标准，以提高国际标准为所有国家提供技术指导的水平，

承认此种标准在增强统计资料国际可比性方面的作用，

承认消费者价格指数可用于多种目的，并承认应该鼓励政府确定消费者价格指数的（首要）目的；为其编制提供足够的资源；并保证编制人员的专业独立性，

承认这些（首要）目标以及消费者价格指数的用途在各国各不相同，因此不能普遍采用单一的标准，

承认消费者价格指数对于国内和国际的观察家和使用者来说需要具有可信度，同时承认更好理解编制指数所使用的原则和程序将能够增强使用者对指数的信任度，

同意编制消费者价格指数所使用的原则和方法应该依据那些被普遍接受为良好统计实践的准则和方法，

于 2003 年 12 月 3 日通过以下决议，以取代 1987 年通过的前一项决议。

消费者价格指数的性质和意义

1. 消费者价格指数是一项当前的社会经济指标，它的编制是为了衡量住户为了消费而获得、使用或支付消费品和服务的总体价格水平在一段时间内的变化情况。

2. 指数旨在衡量一段时间里消费者价格的变化。为此，需要针对一篮子质量不变和特性类似的固定消费品和服务，衡量其购买费用——篮子中所选择的产品应是住户在一年或其他一段特定时间里的代表性支出。这种指数被称作固定篮子价格指数。

3. 指数还旨在衡量价格变化对实现某一不变生活水

准（也就是效用或福利水准）的费用所产生的影响。这种指数被称作生活费用指数（COLI）。固定篮子价格指数，或另一种适宜的设计，可用于对生活费用指数的近似。

消费者价格指数的用途

4. 消费者价格指数可用于多种目的，其中最常见的两个目的是：（一）调整工资、社会保障和其他津贴，以部分或全部地补偿生活费用或消费品价格方面的变动；以及（二）对整个住户部门的平均价格膨胀情况进行衡量，以便提供一个宏观经济指标。消费者价格分指数还用以对国民核算和零售业销售额中住户最终消费支出的各分项进行缩减，以估算相关物量的变化情况。

5. 消费者价格指数还可用于其他目的，如监测所有经济部门的总价格膨胀率、调整政府的各项收费、调整商业合同的付款，以及制订和评估财政政策、货币政策、贸易政策和汇率政策。在这几种情况下，使用消费者价格指数要么因为不存在更加合适的衡量标准，要么因为消费者价格指数的其他特点（如概括性强、广为接受、可以预见的发布时间等）弥补了概念或技术上的不足。

6. 尽管消费者价格指数可用于多种目的，但一种指数不可能在所有应用中都同样令人满意。因此，可能有必要为特定目的编制一些代用价格指数——但前提是：根据用户的要求，由此增加的费用是值得的。每一项指数的定义和名称应该适当，以避免混乱，并且应该明确地确定“标题”消费者价格指数。

7. 如果只编制一项指数，应根据主要用途来确定所编制指数的类别、所包括货物与服务的范围、地理覆盖面、与之有关的住户，以及价格概念和所使用的公式。如果有几项主要用途，对于消费者价格指数如何编制很可能不得不作出一些折衷处理。应该将折衷处理的情况以及该指数的局限性告知使用者。

指数的范围

8. 指数的范围取决于指数欲实现的主要用途，并应从住户类别、地理区域，以及参照人口获得、使用或支付消费品和服务的类别这几方面来界定。

9. 如果消费者价格指数主要用于调整货币收入，那

* 脚注中所指的所有附件都是决议的附件。

么与之相关的一组住户，如工薪阶层，就可能是适当的目标人口。为此，可能会纳入这些住户的所有国内和国外消费支出。如果消费者价格指数主要是用来衡量国内经济的通货膨胀，那么可能最好纳入在国内消费的支出，而不是该国内居民住户的支出。

10. 总之，应该从广义的角度来界定一项国家指数的参照人口。如果出于费用或实际方面的考虑，而将任何收入群组、住户类别或特定地理区域排除在外，则应该对此明确说明。

11. 地理范围指的是价格收集和参照人口消费支出的地理覆盖范围，两者都应该尽可能广泛地加以界定，并最好保持不变。如果由于资源的制约致使价格的收集局限于特定地区，则应该对此予以明确说明。可以用居住人口的消费支出（居民消费）或一国范围内的消费支出（国内消费）来界定消费支出的地理覆盖范围。

12. 在特定人口组或地区之间，支出模式和/或价格变动可能存在着重大差别。对这些差别应该给予注意，以确保它们在指数中被体现出来。可以为这些人口组或地区单独计算指数——但前提是需求能足以证明由此增加的费用是值得的。

13. 根据其主要目的，消费者价格指数的概念应该涵盖对参照人口来说重要的所有消费品和服务类别，不应剔除那些可能不是合法存在或从社会的角度看被认为不可取的任何类别。凡适宜时，可以对消费品和服务加以特别归类，以为那些出于特定使用目的或分析目的而可能希望排除某几类货物或服务的使用者提供帮助。每当某些货物或服务被排除在指数以外时，应清楚地予以说明。

14. 一般认为出于商业目的而购买的货物与服务、用于诸如艺术品一类资产的支出、金融投资（有别于金融服务），以及交纳所得税、社会保障缴款以及罚款不属于消费品或服务，应该从这一指数中予以排除。一些国家将购房支出完全作为资本投资看待，而将其排除在这一指数之外。

获得、使用或支付

15. 在确定指数范围、记录时间和确定消费价值的过程中，重要的问题是考虑从“获得”、“使用”或“支付”的角度界定消费能否最有效地满足指数的目的¹。当指数的主要目的是作为一种宏观经济指标时，往往采用“获得”法。当指数的主要目的是为了调整补偿或收入时，往往采用“支付”法。而当指数的目的是用于衡量生活费用的变化时，采用“使用”法可能是最适当的。决定某个特定产品组所使用的方法时，原则上应该以指数的

目的、费用和使用者的接受程度为依据，应该让使用者了解对不同产品所使用的方法。由于在实际中，难以统一界定消费和从“使用”角度来估算其他耐用品所提供的服务流量，可能需要采用混合方法，如对房主自住房屋采用“使用”法，而对其他耐用消费品则采用“获得”法或“支付”法。

16. 三种方法在处理那些在获得、使用和支付时间上都不一致的产品时，差别最为明显，这些产品如房主自住房、耐用品和用贷款方式获得的产品等。

17. 上述产品中最复杂和最重要的产品是房主自住房。在大多数国家中，有很大一部分住户的房屋是自己使用，而房屋的特点是使用寿命长、购买支出（价格）高。按照“获得”法，可采用权数参照期内所得新住宅的价值来推算权数（不管消费何时发生，住宅的全部价格在获得住宅之际即被纳入消费者价格指数中）。按照“支付”法，权数反映的是为房屋实际支付的数额（价格在付款期间进入消费者价格指数）。按照“使用”法，权数是以权数参照时期所消费的房屋服务流量值为基础的，在估算权数时，使用隐性成本或名义成本（并且当消费产生时，价格或估算机会成本进入消费者价格指数）。

18. 在一些国家中，自营性消费、实物报酬和/或由政府和为住户服务的非营利机构免费或以补贴形式提供的货物与服务可能占有重要地位，在这些国家中，为消费者价格指数之目的，最好从“使用”或“获得”（这些不属于支付法的范畴）的角度来界定消费。为纳入这些产品，需要有特殊的估值和定价技术。

篮子和权数

19. 有关篮子组成和权数的决定直接取决于范围以及对“获得”法、“使用”法或“支付”法的选择。

20. 一旦确定下来，为便于编制和分析，应将属于指数范围内的支出按照层次分类体系（例如大类/中类/小类）分成相似类别。编制指数所使用的分类应该与住户支出统计所使用的分类尽可能地一致。消费者价格指数的分类应该满足用户对特殊分指数的需要。为便于进行国际比较，这一分类还应至少在大类一级与联合国《按目的划分的个人消费分类》（COICOP）的最新版保持一致。²

21. 为便于分析和解释指数结果，可能需要按照各种补充分类（如资料来源、耐久性、季节性等）对货物与服务进行分类。使用各分类计算消费者价格指数应该得出与原始指数相同的总体结果。

22. 这一分类还应该为支出权数的分配提供框架。分类体系中最低一级的支出按总支出的一定比例表示，

¹ 见附件一。

² 见附件四。

它决定这一层级所使用的权数。如果权数保持几年不变，那么应该采用能够代表住户当前行为的权数。

23. 推算权数的两个主要来源是住户支出调查和国民核算关于住户消费支出的估算。如果指数定义的范围为国内常住参考人群的消费支出，那么可能更适于采用住户支出调查的结果人群，如果指数的定义范围为国内的消费支出，则更适于采用国民账户的估算结果。至于使用哪种或哪几种来源以及应该如何对其加以使用，取决于指数的主要目的和适宜数据的可得性及其质量。

24. 来自主要来源（住户支出调查或国民账户）的信息应该由关于支出模式的所有其他现有信息予以补充。用来对支出进行分解的此种信息来源包括对零售商户的销售调查、购物点调查、生产调查、进出口数据和行政来源。在这些数据的基础上，可以对某些产品的权数按地区和商户类别进一步进行分解。如果从不同来源获得的数据涉及不同的时期，那么在分配权数之前，必须确保对支出进行调整，以使其具有相同的参照期。

25. 如果权数参照期与价格参照期明显不同，应该对权数进行价格更新，以考虑到权数参照期和价格参照期之间的价格变动。如果经过价格更新的权数可能会削弱价格参照期内消费模式的代表性，那么可以省略这一程序。

26. 应该对权数进行检查，如果有必要，每当拥有修订权数所需的准确而可靠的数据，即应对权数进行修订，但至少每五年一次。为了减少产品替代对指数的影响，并确保货物与服务篮子及其权数保持代表性，有必要进行定期修订³。对某些类别而言，可能需要更频繁地对权数加以修订，因为与较高级别的权数相比，它们可能会更快地变得过时。在高通货膨胀期间，应对权数频繁地进行更新。

27. 当一个新篮子（结构或权数）替代旧篮子的时候，应该将基于新篮子货物与服务的指数与基于前一篮子的此种指数连接起来⁴，从而得出连续的消费者价格指数序列。连接指数序列所使用的特定程序将取决于特别使用的指数编制技术。这样做的目的是确保引进新一个篮子所使用的技术本身不会改变指数的水平。

28. 通常说来，全新的货物与服务类别（即不能纳入现有基本分类任何类别中的货物与服务）只有在在进行定期检查和重新确定权数的过程中才应该考虑将其包括进来。对于现有产品中可以纳入现有基本分类中的新型号或新品种，如果根据判断，认为其将持续占有重要的市场份额，那么就应将其纳入指数范围。如果发现质量上有变化，应该做出适当的质量调整。⁵

29. 在计算权数时，可能需要对某些产品进行特殊处理，如季节性产品、保险、二手货、国外支出、利息、自产、用于购买和修建住房的支出等等。应该根据指数的主要目的、国情和编制的可行性决定处理这些产品的方法。

30. 篮子中应该包括季节性产品。对此可以使用：（一）固定权数法，根据这种方法，在所有月份中对季节性产品使用相同的权数，并对过季月份使用估算价格；或（二）可变权数法，根据此种方法，在各月份中对季节性产品采用不同的权数。决定采用哪一种方法应该取决于每个国家的国情。

31. 根据指数的目的，二手货物的支出权数应以参照人口对此种货物的净支出或总支出为基础来计算。

32. 当自产自用的消费属于指数范围时，权数应以自产自用的数量值为基础。在对这种自产自用的数量值进行估算时，应该以市场现行价格为依据，除非有理由认为市场价格不相关、不能可靠地观测到或根据假设无意采用估算的价格。在这种情况下，可以使用生产这些货物与服务的投入品支出和价格作为替代。第三种选择是使用经过质量调整的市场价格来对数量的值进行估算。

价格收集的抽样工作

33. 消费者价格指数是一个估算，它的依据是用于估算权数的住户样本，地区内的一组小区样本、一组商户样本、一组货物与服务样本和一组用于价格观测的样本时间段。

34. 对于商户以及需要观察其价格变化的货物与服务，在确定它们的样本规模以及样本的抽选方法时，应该确保所收集的价格具有代表性和足以确保指数的准确性，同时还要确保收集的成本低廉。样本价格应该从相对支出的角度反映参照期内可供消费者购买的货物与服务的重要性、与每一种货物与服务有关的商户数量、种类和地理分布，以及各商户之间的价格离差和变化。

35. 原则上，概率抽样是优先选择的方法，因为这种方法能够对样本代表性进行有效的统计推断和控制，并且能够对抽样变差（误差）进行估算。然而，这种方法实施起来费用高，并且结果可能是选择了很难按不变质量对其定价的产品。

36. 如果缺少适当的抽样框架，并且获得这些抽样框架费用很高，则只能通过非概率方法获得商户和产品样本。统计人员应该使用现有信息，并做出尽可能准确的判断，以确保样本的代表性。在这种情况下，尤其在小规模抽样的情况下，可以考虑采用截止抽样

³ 见附件一。

⁴ 见附件二。

⁵ 见附件二。

法或详细的配额抽样法。⁶还可以混合采用概率和非概率抽样技术。

37. 有效和有代表性的抽样，无论是随机抽样还是有目的的抽样，商户和产品都应有全面的最新抽样框架。样本选择既可由总公司从统一持有的抽样框架中选出，也可由价格收集者在实地作出，或结合采用两种方法。在前一种情况下，应该对价格采集员做出明确指示，说明要访问哪些商户和对哪些产品进行定价。在后一种情况下，应针对将采用的实地抽样程序，对价格采集员提出详尽而明确的指导。有关企业的统计登记册、企业电话簿、购物点调查、各类商户的销售调查结果以及网上销售者名单，可作为对商户进行中央抽样的框架。主要制造商、批发商或贸易协会编制的产品目录或其他产品名单，或某个商户（如大型超市）专有的产品名单，可作为产品的抽样框架。收款台条形码读取器所记录的数据（电子数据库）对货物与服务的选择可能特别有帮助。

38. 应该对商户样本和货物与服务样本进行定期检查，必要时予以更新，以保持其代表性。

指数的计算

39. 消费者价格指数的编制包括根据所规定的概念、定义、方法和做法，收集与处理价格和支出数据。采用的详细程序取决于具体情况。

40. 消费者价格指数要分步计算。第一步是计算基本分类指数。第二步是汇总基本分类指数，以计算出更高级别的指数。

基本分类指数

41. 基本分类是最小的和相对同质的一组货物或服务——该货物与服务的支出数据需要根据消费者价格指数的目的加以界定（使用）。这是唯一不需要直接使用任何支出权数来计算指数的分类——当然在计算过程中，可能会直接或间接地加入其他权数。基本分类所包括的货物或服务集合在最终用途方面应该类似，并且应有类似的价格变化。不仅可以从它们的特点，而且可以从销售它们的地点和商户类别对其加以界定。在实践中，实现同质性的程度将取决于相应支出数据的可得性。

42. 基本指数是基本分类的价格指数。由于无法对基本分类中抽样产品的价格或价比赋予支出权数，所以基本指数通常是根据价格或价比的未加权平均数来计算的。凡可以得到关于权数的某些信息，在编制基本指数时就应将其考虑进去。

43. 可以有几种不同的方法求得价格或价比的平均

数。最常用的三种公式是算术平均价格的比（RAP）、几何平均（GM）和价比的算数平均（APR）。公式的选择取决于指数的目的、抽样设计和公式的数学特性。在同一消费者价格指数中，对不同的基本分类可以采用不同的公式。建议采用几何平均公式，如果需要反映基本分类中的替代情况，或基本分类中价格或价格变化的离差很大，尤其适宜采用该公式。由于其数学特点，几何平均值公式具有许多优势。如果基本分类具有同质性，并且消费者替代产品的机会有限，或指数中不要求反映替代情况，建议使用算术平均价格的比。价比的算术平均值公式应避免采用链比的形式，因为据知这将对基本指数产生有偏估算。

44. 运用链比形式或直接形式的公式，可以计算基本指数。运用链比形式的公式，可方便缺失价格的估算和引入替代产品。

更高层级的指数

45. 这些价格指数是作为基本分类指数的加权平均值来计算的。有几类公式可用以计算基本分类指数的平均值。为了及时编制指数，切实可行的选择是使用以过去某个时期的权数为依据的公式。其中的一个公式就是 Laspeyres 型指数，这是大多数国家统计机构所采用的公式。

46. 出于某些目的，可能需要依据历史数据，采用既利用基期权数也利用当期权数的指数公式（如 Fisher 指数、Törnqvist 指数或 Walsh 指数）来计算指数。比较此类指数和 Laspeyres 指数之间的差别，可以在一定程度上看出有关时期内收入变化、偏好改变和替代效应等产生的综合影响，从而为消费者价格指数的编制者和使用者提供重要的信息。

47. 如果两个连续时期（如 $t-1$ 和 t ）的高一级指数变化是作为 $t-1$ 和 t 之间单个指数的加权平均值来计算的，应该注意确保权数的更新，以考虑价格参照期 0 和前一时期 $t-1$ 之间的价格变化。否则就可能产生有偏指数。

价格观察值

48. 所收集价格的数量和质量以及对被定价产品的设定是决定指数可靠性的关键因素。应该制定收集和處理价格信息的标准方法，并且应该确定相应的程序，以准确而系统地定期收集此类信息。价格采集员应该接受良好的培训和严格的监督，并应该向其提供综合手册，说明其应遵循的程序。

收集工作

49. 需要考虑的一个重要因素就是指数或指数的分

⁶ 见附件一。

项是应该针对月度（或季度）平均价格，还是针对一个特定时期（如一个月中的某一天或某一周）的价格。在做出这项决定时，需要考虑许多问题，其中包括指数的用途、进行价格收集的可行性和价格变动模式。在采用时点定价时，应该在每月（或季度）中收集很少几天的价格。对每一个产品而言，各次价格观察之间的时间间隔应该是一致的。由于月（或季）的时间长短不一，需要认真界定间隔时间以确保统一。当目的是月度（或季度）平均价格的时候，所收集的价格对它们所参照的时期而言应具有代表性。

50. 还应该注意一天中观测价格的时间。例如，如果是易腐货物，可能需要在同一周同一天的同一时间，而非市场即将关闭前收集价格观察值，因为那时存货可能不多了，或为了尽可能地减少浪费而低价抛售。

51. 采集的价格应该能代表指数范围内的所有地区。如果预计地区之间的价格变动有很大差异，则应该给予特别的注意。

52. 应该从所有重要渠道类别中收集价格，其中包括因特网卖家、露天市场、非正规市场、自由市场和价格受管制的市场。如果某一特定产品类别的重要渠道不止一类，那么在初始样本设计中应该反映这种情况，并在计算指数时，进行适当的加权平均。

53. 应该有一些设定详细说明要收集价格信息的产品种类和数量。这些设定应该足够精确，以反映那些对价格有决定性作用的所有必要特征，以尽可能确保在同一商户中和连续时期内对相同的货物与服务确定价格。这些设定应该包括诸如出品、式样、规格、付款条件、交货条件、担保种类和商户种类。这类信息可以用于替换和质量调整程序中。

54. 所收集的价格是参照人口愿意支付、同意或花费（接受）的实际交易价格，其中包括间接税和无条件折扣。凡价格未予标明或需要谈判的，数量单位界定不清或实际购买价格可能偏离标价或固定价格的，为了确定交易价格，可能需要价格收集人员购买这类产品。可以为任何此种购买做出预算。当无法这样做时，可以考虑向消费者了解其实际所支付的价格。凡小费属强制性的，应将小费作为所支付价格的一部分来看待。

55. 应排除因过期、商店弄脏、损坏或因其他原因引起的瑕疵产品，所收取的异常价格或清仓价格，除非此类产品的出售是长期而普遍的现象。如果所有顾客都可以购买并且对每位顾客可购买货物的数量没有严格限制，那么廉价、折扣、减价和特价的情况都应该被包括进来。

56. 在价格管制或定量供应时期，为按低价水平供应有限的商品，往往要采取相应的措施，如：向卖主提供补贴、政府采购和价格管制等，在这种情况下，应收

集此类价格以及无重大限制的市场所应收取的价格。应利用能够反映所付实际价格和不同销售类别相对重要性的现有最好信息，将不同的价格观测值结合起来。

57. 对于每一类产品，应该认真研究各种可供选择的的价格收集方法，以确保能够可靠而有效地对价格作出观测。收集方法可以包括：携带表格或手提设备访问各个商户、采访消费者、计算机辅助的电话访谈、邮寄问卷调查、小册子、由大的服务供应商或服务垄断供应商提供的价目表、扫描数据和因特网上公布的价格。对每一种可供选择的方法，都需要通过分析每种方法的可靠性和及时性，来判断其可能具有的费用优势。

58. 凡中央管理或中央确定的价格是从主管当局处收集的，应该进行检查，以确定有关货物与服务是否实际售出，货款是否实际支付。如果货物与服务的售价是根据订费或单位费率确定的（如报纸、刊物、公共交通、电和通讯），那么应该注意确保被观察报价范围的代表性。还必须注意确保对不同类消费者收取的价格进行观测，如与购物者的年龄或特定协会的会员相联系的价格。

59. 应该针对所收集到的价格信息，检查其与先前观测值之间的可比性和一致性、替代情况、异常或大幅度价格变动的情况，并对多单位定价的货物或按不同数量定价的货物，进行正确的价格折算。应该对特别大幅度的或十分反常的价格变动进行研究，以确定这些变动究竟是实际的价格变动，还是由于质量上的变化而引起的。应该建立有关程序，对所有价格观测值的可靠性进行核查。这可以包括一项直接定价计划和/或在做出初步观测后不久对某些产品进行有选择的重新定价。

60. 应该建立统一的程序处理缺失的价格观测值——造成缺失的原因如无法联系卖方，拒绝答复，观测值因不可靠而不被采用，临时缺货等。对于临时缺货的非季节性产品，应该在其重新出现或被替代之前运用适当的估价程序对其价格做出估算，如可以根据未缺失的类似产品价格变动为基础进行估算。应该避免将最近一次所观测到的价格沿用至下一期，特别是在高通货膨胀时期。

替代

61. 当某个产品从销售渠道中永久消失时，需要对其进行替代。替代应在产品没有供应的头三个月（季）内进行。当该产品无供应，或不再大量或按正常销售条件出售时，可能也需要替代。应该为替代产品的选择制定明确而严格的规则。取决于抽样的频率和作出准确质量调整的可能性，最常用的替代品往往是：（一）与被替代的种类最为相似的；（二）相同基本分类中最常见的种类；以及（三）今后最有可能得到的种类。在需要进行替代时，应针对特点上的差别制定严格的价格调整程序，

以便从所观测的价格中排除质量变动的影响。

62. 如果不能从某个商户获得价格，比如由于该商户已经永久性或临时关闭、由于商户的代表性下降或该商户已不再合作，则可能需要替换该商户。对于何时停止从被选定的商户获得价格观测值、选择替代品的标准，以及可能需要对价格观测值或权数作出的调整，应该作出明确的规定。这种规定应该与指数的目的和确定商户样本的方式保持一致。

63. 如果某个基本分类中的所有产品都从大部分或所有渠道中消失，并且不可能找到足够数量的价格观测值继续为该基本分类编制可靠的指数，就需要取消该整个基本分类。在这种情况下，需要将分配给该基本分类的权数在下一级分类所包括的其他基本分类中间进行重新分配。

质量变动

64. 只要产品仍具有代表性，就应该在每一时期内对同一产品进行定价。然而，在实践中，在不同时期内都可以观测到的产品可能在包装规格、重量、数量、销售特点和条件以及其他特点方面有差别。因此，需要监测定价产品的特点，以确保能将任何与价格或效用变动相关的影响排除在所估算的价格变动之外。

65. 对复杂的耐用用品和服务而言，要确定质量或效用的变化更加困难。因此，对要收集其价格的产品，需要收集相当大量的关于其相关特点的信息。最重要的信息可以在收集价格的过程中获得。关于与价格或效用相关的特点，可以从货物的生产者、进口商或批发商获取其他信息，或通过分析贸易刊物中的文章和广告获得相关信息。

66. 当发现质量变动时，必须对价格作出调整，从而使指数尽可能反映纯价格变动。如果不这样做，指数所记录的将是尚未发生的价格变动或未能记录已发生的价格变动。进行这种调整的方法选择取决于所涉及的特定制物与服务。由于指数的准确性取决于这一过程的质量，因此需要特别认真。应该避免想当然地假定所有的价格变动都是质量变动的反映，同时也不应想当然地假定不同质量的产品基本上是相同的。

67. 在估算经质量调整后的价格时，⁷可采用以下方法：

- (a) 显性（或直接）质量调整方法，这种方法直接估算新老产品之间质量差别的价值，并对其中一种价格作出相应的调整。因此，纯价格变动就被间接地估算为调整后的价格之差。
- (b) 隐性（或间接）质量调整方法，这种方法依

据从类似产品观测到的价格变动，来估算新老产品之间价格差异中的纯价格变动部分。

至于纯价格变动估算值与被观测价格变动之间的差异，一般认为它们是由于质量不同而造成的变动。

这些方法中的某些方法非常复杂，费用高且难以实施。所采用的方法应该尽可能依据客观标准。

准确性

68. 如同所有统计数据一样，消费者价格指数估算可能存在不同来源的误差。⁸消费者价格指数的编制人员对于可能的误差来源要有所了解，并且在指数的设计、构建和编制过程中采取措施，以最大限度地减少其影响。应为此划拨足够的资源。

69. 在定价或构建价格指数过程中，可能存在一些常见的误差源，它们在一段时间内可能会导致总体消费者价格指数出现误差，引起这些误差的原因有：不正确地选择产品，不正确地观测和记录其价格；未能观察到质量变动并作出正确的调整；新产品和新商户的出现；在产品 and 商户进行替代或失去代表性的情况下，未能作出相应的调整；运用不适当的公式计算基本分类指数和高一级指数。

70. 为了减少指数提供误导信息的可能性，一般有必要定期更新权数和篮子、采用无偏基本分类公式、对质量变动作出适当调整、适当和正确地为新产品留有余地、正确地考虑替代问题和对整个编制过程实施质量管理。

公布

71. 应该在一个参考时期结束时，根据预先公布的时间表，以最快的速度计算和公布消费者价格指数的估算结果。应该在同一时间里以方便的形式向所有用户提供该估算结果，并应对有关方法予以简短说明。应该让公众了解公布消费者价格指数的相关规则，并严格遵守这些规则。特别是，规则应详细说明谁可以提前得到结果、为什么、在何种条件下，以及在正式公布之前多长时间可以得到结果。

72. 消费者价格总指数应该按月编制和公布。如果用户对按月公布指数没有强烈要求，或国家不具备必要的资源，则可以每季编制和公布消费者价格指数。根据国情，可视用户需要的频率公布分指数。

73. 当发现所公布的指数估算由于编制过程中的误差或错误而严重扭曲时，应该纠正并予以公布。一经发

⁷ 见附件二。

⁸ 见附件三。

现错误，应根据已公布的现有政策尽可能迅速地纠正。如果消费者价格指数广泛用于工资和合同的调整，应尽可能避免追溯性修正。

74. 公布消费者价格指数结果时，应表明指数参照期的指数水平。公布导出的指数也是有用的，如反映主要分类在以下时期变化的指数：（一）本月和上个月；（二）本月和上一年相同月份；以及（三）最近12个月平均值和此前12个月平均值。如果存在经过季节调整的数据，则应该公布经过季节调整的指数和未经过季节调整的指数。

75. 为方便用户，在公布指数时，应该附带对指数的评注和说明，其中应该包括：就不同产品或产品组对总变动的影响进行分析；就产生重大影响的产品或产品组，说明其价格变化是否受到异常因素的影响。

76. 还应该为重要支出组编制和公布指数。应该考虑根据《按目的划分的个人消费分类》（COICOP）的组和小组编制指数。⁹如果用户有需要，并且在可靠和费用不高的情况下，可编制和公布有关不同地区或人群的分指数，或用于分析目的的其他指数。

77. 指数参照期可以与最新权数参照期一致，或其他统计序列的基期保持一致。应视需要随时改变指数参照期，以确保指数能够便于公布和易于理解。

78. 对于具有适当同质性的重要产品，可以估算和公布其平均价格和价格极差，以方便用户的研究和分析。

79. 各国应该在本国公布消费者价格指数的结果和方法后，尽快向国际劳工局做出报告。

80. 在不同国家之间进行消费者价格指数变动的比较是困难的，因为各国对某些产品（特别是住房和金融服务）进行衡量的方法不同。将住房（实际房租、新住房的估算房租或获得以及住宅的保养和维修）和金融服务的估算更便于各国之间的比较。因此，除了“全项目”指数之外，如有可能，各国应该编制不包括住房和金融服务这两项的指数，并向国际社会公布。但是，应该强调指出，即使是对指数范围的其余产品而言，在对消费者价格的变动进行国际比较时，仍然存在困难。

磋商与诚信

81. 编制机构应该具备编制高质量消费者价格指数所需的专业独立性、能力和资源。要尊重联合国《官方统计基本原则》¹⁰和国际劳工组织《关于劳动统计公布做法的准则》¹¹。

82. 在编制指数的过程中，尤其是准备变更消费者价格指数编制方法的情况下，负责指数的机构应该就消

费者价格指数的重要问题向用户代表征求意见。组织这种磋商的方式之一是建立一个或若干个咨询委员会——咨询委员会的代表可来自社会伙伴、其他使用者和独立专家。

83. 为了确保公众对指数的信任，应该编写并广泛提供关于数据收集程序和指数方法的完整说明。在公布消费者价格指数时应提及这一说明。该文件应该说明指数的主要目的、权数的详细情况和所用的指数计算公式，并就指数估算的准确性进行阐述。对用于收集价格的商户以及货物与服务，不应披露其身份或来源。

84. 对用于估算消费者价格指数的范围、权数和方法，如果需要作出任何变动，应该提前通知用户。

85. 《消费者价格指数手册：理论与实践》¹²对消费者价格指数的编制提供了技术指导。应定期更新该手册，以反映当前的最佳做法。

附录一

术语和定义

（a）“消费品”是住户为了直接满足个人需要或愿望而使用的货物或服务。

（b）“消费支出”是对消费货物与服务的支出，可以从“获得”¹³、“使用”和“支付”三个方面加以界定：

- 在“获得”法的情况下，应该加以考虑的是某一特定时期内获得的货物与服务总值，无论这些货物与服务在这一时期内是否已付清全部款项或已经使用。可以扩展这一方法，使之包括自营性生产的估算值，以及从政府或非营利机构那里接受实物社会转移的情况下相关的估算值。这些价格进入消费者价格指数的时期是消费者接受或同意价格之际，而不是付款之际。
- 在“使用”法的情况下，应该加以考虑的是某一特定时期内实际消费的所有货物与服务总值。在这种方法下，需要为耐用消费品在这一时期内提供的服务定价。价格（机会成本）在消费时期内进入消费者价格指数。
- 在“支付”法的情况下，应该加以考虑的是某一特定时期内为货物与服务支付的全部款项，而不考虑在这一时期内是否交付或使用了这些货物与服务。价格在付款的时期进入消费者价格指数。

⁹ 见附件四。

¹⁰ 联合国经济及社会理事会，1994年。

¹¹ 第十六届国际劳工统计学家会议，1998年。

¹² 国际劳工组织、国际货币基金组织、经济合作与发展组织、欧共同体统计局、联合国欧洲经济委员会和世界银行，2004年，日内瓦。

¹³ 这个定义与第十四届国际劳工统计学家会议通过的定义不同（1987年）。

(c) “指数范围”指为之建立指数的人群、地理区域、产品和销售渠道。

(d) 指数“覆盖面”是列入指数的一组货物与服务。实际覆盖面可能不得不比指数规定的范围窄。

(e) “参照人口”指为之建立指数的特定人群。

(f) “权数”是指权数参考期内，任何一组货物与服务的总消费支出在指数范围内的所有货物与服务总消费总支出中所占的比例。它们是一组加起来等于 1 的数字。

(g) “对权数的价格更新”旨在使支出权数与指数或价格参照期相一致。在计算价格更新权数时，用衡量权数参照期和价格参照期之间价格变动的的基本指数乘以权数参照期的权数，并按比例重新调整，使其加起来等于 1。

(h) “指数参照期”是指数值被确定为 100.0 的时期。

(i) “价格参照期”是其价格被用来与当期价格进行比较的时期。其价格作为价格比之分子的时期。

(j) “权数参照期”通常为一年，对该时期内消费量及其分项的估算被用来计算权数。

(k) “概率抽样”指在抽取样本单位（如商户或产品）时，使总体中的每个单位都具有确定的非零抽选概率。

(l) “截止抽样法”指：事先确定一个临界值，相关总体中所有等于或大于该临界值的单位都可纳入样本，所有小于该临界值的单位都被排除在样本之外。该临界值通常表示为某个相关变量的规模（如销售总额的一定比例），最大的抽样单位包括在内，其余被排除在外。

(m) “配额抽样”是一种非概率抽样方法，总体被分成若干层。对于每一层，确定将要纳入样本的要素数目（“配额”）。价格收集员只需“完成配额”，这就意味着，在商户抽样中，需要依据价格收集员的判断和具体标准对商户进行抽选。

(n) “估算支出”指对某个未被购买的产品所分配的支出，如住户为了自我消费而生产的产品（包房屋自住者提供的住房服务），作为实物支付或者政府或非营利机构无偿转移而收到的产品。

(o) “估算价格”指在特定时期内未观测到其价格并因此缺失价格的某个产品的估算价格。在产品支出为估算支出的情况下，它也是分配给这类产品的价格。

(p) “商户”指商店、市场摊位、服务设施、网上销售商、向消费者出售货物和/或服务或出于非商业目的而向消费者提供货物和/或服务的场所。

(q) “连接”指：将在一个或多个时期内重合的两个连续价格观测值或价格指数序列连在一起，通过重新按比例调整其中之一，使两个序列中重合时期的值相等，

从而将它们合并成一个单一连续数列。

(r) “价格”定义为某种产品的单位价值，该产品的数量不仅在实物意义上，而且在其他一些特点上都是完全同质的。

(s) “纯价格变化”是指与质量变化无关的货物或服务的价格变化。当质量确有变化的时候，纯价格变化是指消除被观察价格变化中质量变化因素后的价格变化。

(t) “质量调整”指的是对某个产品的观测价格进行调整，以消除该产品在一段时间内由于质量上的变化而受到的影响，从而确定纯价格变化。

(u) “消费者替代”是指，当相对价格发生变化时，消费者购买更多相对更便宜的货物，而购买更少相对更贵的货物。这种情况可在同一产品的不同种类之间或在不同类别的支出之间发生。

附录二

质量调整方法

隐性质量调整方法

1. “重叠”法。在这种方法下，假定正在退市产品及其替代产品之间在一个共同时点上的全部价格差别是由质量差别造成的。

2. “总平均值估算”法。在这种方法下，首先，针对不包括正在退市产品及其替代品的分类，计算其平均价格变化，然后使用价格变化率估算正在退市产品的价格变化。这种方法假定，正在退市产品及其替代品之间的纯价格差异等于继续存在（未缺失）产品的平均价格变化。

3. “组平均值估算”法。这种方法是总平均值估算方法的一种变化形式。唯一的区别是对时期 $t+1$ 内正在退市产品的价格变化率进行估算时，采用的依据不同。在估算价格变化率时，使用的只是那些被判断为基本相同的产品价格变化或直接进行了质量调整的产品价格变化，而不是分类中所有未缺失产品的平均指数变化。

显性质量调整方法

4. “专家调整”法。在这种方法下，需要由一名或多名行业专家、商品专家、价格统计人员或价格收集人员对老产品和替代产品之间任何质量差异的价值做出判断。价格差异可能与质量的提高无关、部分相关或完全相关。

5. “生产成本差异”法。在这种方法下，需要制造者就替代品（新型号）新特征的生产成本提供信息，除

了生产成本外，还要加上零售加价和相关的间接税。在生产者数量相对较少、产品更新不太频繁并可以预测的市场上，这个方法最为可行。然而，使用这种方法时应当谨慎，因为新的生产技术有可能在降低成本的同时改进质量。

6. “数量调整”法。如果替代产品的大小不同于先前存在的产品，那么适于采用这种方法。只有在数量差别不影响货物质量的情况下，才应该使用这种方法。

7. “选项成本”法。在这种方法下，需要依据替代品中明显的新特征，对替代品的价格进行调整。如，将早先作为另附费选项的某个特征纳入新型号汽车的标准选项。

8. “特征”回归法。在这种方法下，将产品价格作为其特征的函数来进行估算。首先，确定所有相关的、对价格有决定性作用的明显特征，然后估算价格与这些特征之间的关系，最后根据其结果来对指数进行估算。

附录三

误差的种类

- “质量变化误差”。这种误差是由于指数未能对货物与服务质量的变化作出适当调整而出现的误差。
- “新产品误差”。引起这种误差的原因是：未能反映尚未对其进行抽样的新产品价格变化，或者，对于生活费用指数，未能反映那些产品出现时消费者获得的好处。
- “商户替代误差”。如果消费者改变了相同产品的购货渠道，但为指数收集的数据却未能正确反映这一变化时，可能会产生这种误差。
- “新商户误差”。在概念上与新产品误差相同。就尚未对其进行抽样的新商户而言，如果没有反映其出现所引起的价格变化，那么就可能出现这种误差；或如果未能反映新渠道出现时消费者获得的好处，也可能出现这种误差。
- “上一级替代误差”。如果在构建综合指数值的过程中使用了不适当的方法对基本分类进行汇总，指数就有可能不能反映消费者对基本消费类别进行替代的情况，在这种情况下，可能会产生上一级替代误差。尽管可以从纯价格指数的角度界定一个与之相当的误差（代表性误差），但这种误差仅与生活费用指数有关。
- “基本指数误差”。如果在最低一级汇总层次上使用不适当的方法对价格进行汇总，将可能产生这种误差。基本指数误差可有两种形式：公式误差和下一级替代误差。如果由于公式的性质，所计算的结果不同于假设可以估算纯价格变化情况下所得出的结果，那么可能会存在这种误差。如果指数不能反映

消费者对基本分类中的产品所进行的替代，指数就会受到下一级替代误差的影响。

- “抽选误差”。如果价格观测值样本不能充分代表商户和/或产品的预定总体，将可能产生这种误差。可以将上面列出的头四类误差视为这一类误差的特殊例子。

附录四

《按目的划分的个人消费分类》(COICOP)¹⁴

(按部分和大类划分的住户个人消费支出)

01 食品和不合酒精饮料

- 01.1 食品
- 01.2 不含酒精饮料

02 酒精饮料、烟草和麻醉品

- 02.1 酒精饮料
- 02.2 烟草
- 02.3 麻醉品

03 衣类和鞋类

- 03.1 衣类
- 03.2 鞋类

04 住房、水、电、煤气和其他燃料

- 04.1 住房实际租金
- 04.2 住房的估算租金
- 04.3 住房的保养和维修
- 04.4 住房的供水和其他服务
- 04.5 电、煤气和其他燃料

05 陈设品、家用设备和住房的日常维修

- 05.1 家具和陈设品、地毯和其他地面装饰物
- 05.2 家用纺织品
- 05.3 家用器具
- 05.4 玻璃器皿、餐具和家用器皿
- 05.5 住房和庭院使用的工具和设备
- 05.6 住房日常维修所需物品和服务

06 卫生保健

- 06.1 医药产品、器械和设备
- 06.2 门诊服务

¹⁴ 见第 443 页附件二的解释说明。

06.3 住院服务

07 运输

- 07.1 车辆的购置
- 07.2 个人运输设备的操作
- 07.3 运输服务

08 通信

- 08.1 邮递服务
- 08.2 电话和电传设备
- 08.3 电话和电传服务

09 娱乐和文化

- 09.1 音像、摄影和信息处理设备
- 09.2 其他主要娱乐和文化耐用品
- 09.3 其他娱乐用品和设备、花园和宠物
- 09.4 娱乐和文化服务
- 09.5 报纸、图书和文具
- 09.6 一揽子度假服务

10 教育

- 10.1 学前和初等教育
- 10.2 中等教育
- 10.3 中等教育后的非高等教育
- 10.4 高等教育
- 10.5 无法定级的教育

11 餐馆和旅馆

- 11.1 饮食服务
- 11.2 住宿服务

12 其他物品和服务

- 12.1 个人护理
- 12.2 宿娼
- 12.3 未另分类的个人用品
- 12.4 社会保护
- 12.5 保险
- 12.6 未另分类的金融服务
- 12.7 未另分类的其他服务

附件四

消费者价格的空间比较、购买力平价和国际比较项目

1 引言

本附件介绍一国内不同地区或区域之间或不同国家之间的价格水平比较问题。虽然国际价格比较需处理不同国家货币不同的问题，但跨国价格比较涉及的指数问题反映了跨时间价格比较中碰到的问题。在国际比较项目（ICP）的支持下，对价格和实际收入的跨国比较进行了大量研究。本附件虽未详尽列出所有相关问题和有关的汇总方法，但在本手册各章探讨的时间比较基础上，增加了空间和国际比较的内容，从而力求使本手册能够比较全面地涵盖消费者价格比较问题。本附件还力图确定可采取哪些方法使消费者价格的空间比较与时间比较更加紧密地结合在一起。

本附件的主要目标是：（一）简要概述不同国家和不同地区之间价格比较过程中碰到的指数问题，并强调制定和运用专门汇总方法的必要性；（二）描述计算购买力平价和价格水平的空间尺度时使用的一些汇总方法；（三）研究在消费者价格的跨国比较方面，国际比较项目与购买力平价的关系；（四）探讨将国际比较项目的活动与各国统计机构在编制消费者价格指数方面经过精简的活动结合起来的可行性。

本附件还意在向各国统计机构参与编制消费者价格指数的统计人员初步介绍消费者价格空间比较涉及的问题和方法。本附件概述各种空间比较方法的一些主要差别。对于正着手对不同地区或区域的消费者价格进行比较的国家，以及近期可能参加国际比较项目的国家，本附件的内容可能有所帮助。

2 时间比较与空间比较的区别

标准的时间消费者价格指数包含的价格比较与不同地区或国家的空间价格比较在性质上有几个重要的差别。这种差别突出表明，需要采用专门的方法汇总价格数据，得到价格水平的总括指标，同时也要求具备与跨国和跨地区比较有关的特殊类型的数据。

最重要的差别是，在跨国和跨地区比较中，不具备价格和数量观测值的自然排序。消费者价格指数框架和方法是用来衡量不同时间之间的变化。因此，价格观测值是按时间顺序排列的。价格观测值的自然排序使我们能够分析固定指数和链指数的可行性和相对优点。例如，

在对经合组织各成员国或美国各州进行价格比较时，无法得到便于链比较的排序。

空间比较的多边性是跨地区和跨国价格比较的显著特征。在对不同国家的货物与服务的价格水平进行比较时，必须对所分析的每两个地区进行比较。如果世界银行想比较不同国家的实际收入，则它必须能够对每两个有关国家进行比较。比较的这种多边性带来几个问题。首先，比较的数目（每两个作一次比较）可能非常大，列示和使用比较结果可能非常困难。例如，如果某项比较涉及 20 个国家，则需要 190 次（ $20 \times 19/2$ ）单独的两国比较，每次涉及不同的两个国家。其次，从这种大规模两国比较中得到的结果要求有一定程度的一致性。这一要求体现在下面将介绍的“传递性”条件。

跨地区价格比较的用途和应用可能与一般的消费者价格指数显著不同。消费者价格指数或许是任何一国所编制的最重要的经济统计数据。它不仅用于总体衡量不同时期价格的变化，而且用于评估和调整货币政策。尽管价格的时间与空间比较在概念上类似，但价格的空间比较可用于一国不同地区或不同国家之间的生活标准和福利的比较。这种比较对于评估发展状况及确保不同地区更加平衡的增长至关重要。各国非常需要衡量一国内不同城市及不同州和地区（农村与城市）的消费者价格指数。然而，只有为数很少的国家具备方便可得的不同地区价格比较数据。Kokoski 等人（1999 年）指出，可以利用从美国不同州收集到的价格数据得出有意义的跨地区价格比较。

国际组织和个人研究者在评估各国的增长和生产率表现以及对不同国家的收入总量（包括政府支出）进行有意义的比较时，利用国际比较项目的购买力平价进行国际价格比较。目前，研究人员和从业人员逐渐就以下方面形成共识，即在评估全球贫困的性质和程度及其在世界各国和各地区间的分布时，需要利用价格比较和购买力平价。世界银行与经合组织于 2001 年 1 月 30 日至 2 月 2 日联合举办了关于购买力平价的研讨会，会上介绍了 Ward（2001 年）、Prennushi（2001 年）、Astin（2001 年）和 Dwyer 等人（2001 年）的几份近期研究报告。这些研究报告重点介绍了从国际比较项目下的国际价格比较得出的购买力平价的几项重要应用。欧共体统计处最近着手实施一项计划，将欧盟成员国目前的国际比较项目扩展到涵盖不同国家内部的跨地区比较。

标准的不同时间消费者价格指数比较与消费者价格的空间和跨国比较之间具有重要的分析差别。鉴此，大量研究工作将重点放在建立空间价格比较所需的数据和方法上。下面简要介绍有关研究的结果。

3 空间比较的数据要求

空间比较的基本数据要求非常类似于标准消费者价格指数计算的数据要求，主要包括代表住户消费篮子的各种产品的价格数据以及反映不同产品重要性的各类产品权数信息。对于消费者价格指数，常见的做法是从遍布全国各地的不同商户收集报价。从哪些商户和地区收集价格，这取决于复杂的多阶段抽样计划。支出权数是基于对货物与服务的分类，运用标准的分类系统，如《按目的划分的个人消费分类》(COICOP)或各国的类似分类。具有支出权数的最低一级产品分类被用于确定基本指数和汇总层次不断提高的较高级别指数，最终形成总的住户支出水平。

空间比较有一些问题，表现在对不同地区、区域或国家的哪些产品衡量价格。如果被比较的地区较为类似或具有同质性，则这一问题不太严重。如果被比较的是相当不同的地区，就会产生两个问题。第一个问题产生于消费篮子的重要差别。例如，若对美国的两个州进行比较，例如明尼苏达州和佛罗里达州，则这两个州的消费篮子在细分层次上可能存在重要差别，即使主要的支出类别可能是相同的。这一问题在一定程度上类似于消费者价格指数对正在消失货物和新货物的处理，但若想进行跨国比较，则这一问题会更为严重。第二个问题产生于产品质量的重要差别。质量差异可以通过几项产品特征来衡量，在指数计算过程的适当阶段进行调整。Kokoski 等人(1999年)指出，可以对不同质的货物进行跨地区价格比较。

质量变化在不同时间的比较中可能是更为逐步的，但在跨国比较中可能成为一个严重的问题。国际比较项目在处理各国的质量差异时，遵循同一性原则。在任何跨国比较工作的计划阶段，都制定全面的产品清单，包含详细的产品说明。对不同国家各商户的项目确定价格，这与消费者价格指数使用的程序非常类似。然而，列出产品清单是困难的一步，难度取决于被比较国家的规模和多样性。在同一性原则基础上使用产品清单，可能在很大程度上影响到有关产品对不同国家消费篮子的代表性。国际组织采用一些操作性程序，处理这些与价格数据编制有关的问题。《国际比较项目手册》(联合国，1992年)和经合组织关于其国际比较工作的近期出版物(1999年)更详细地介绍了有关问题和解决的解决办法。

一旦汇集了价格数据，消费者价格指数编制过程的

下一步就是汇总各项目的价格变化，以衡量各类消费支出的价格变动。在这一阶段，有必要掌握关于消费模式的信息。这一信息通常从住户支出调查中获得。多数国家的统计机构定期开展这种调查。为了比较不同地区的消费者价格，应具备每个被比较地区的住户支出调查数据。在很多情况下，出于与抽样和统计可靠性有关的原因，不一定具备所有地区的详细支出模式数据。

消费者价格的空间比较有特殊的问题，因为消费篮子具有非重叠性，不同地区和国家的产品质量存在重要差异，同时缺乏关于各地区支出模式的重要数据。由于存在这些问题，需要采用新的分析技术，处理重要的质量差异。各国的统计机构可能需要额外的资金，以便对本国内不同城市、地区和区域的价格进行可靠和有意义的比较，并为价格和实际消费的跨国比较这一难度更大的工作编制可靠数据。

4 空间比较的汇总方法

本节简要介绍跨国价格比较中常用的各种汇总方法。由于这些方法中的多数已在国际比较项目下制定出来，并且对于一国内不同地区或区域之间的比较同样适用，因此，以下的讨论将国家作为空间实体。本节进一步分为三个部分。第一部分介绍多边空间比较所需的符号和概念框架。第二部分介绍在不具备数量或支出信息的情况下为汇总价格而编制基本指数。最后，介绍空间价格比较使用的一些指数方法。

4.1 符号和概念框架

假设比较涉及 M 个国家， N 种商品的价格和数量数据。这些商品是指在所有国家都具备价格数据的货物与服务。如果商品涉及基本级别以下的产品，不具备数量或支出份额数据，我们则只使用价格数据。在这一阶段，不考虑与商品非重叠性有关的所有问题，也不考虑质量差异，从而主要关注汇总问题。假设 $p^j = [p_1^j, \dots, p_N^j]$ 和 $q^j = [q_1^j, \dots, q_N^j]$ 代表 j 国 ($j=1, 2, \dots, M$) 的价格与数量向量。对于国际比较，所有价格都以各国的本币表示。与消费者价格指数的计算一样，问题在于将以下价值总量的差异分解为价格和实际支出两部分。

$$V^j = \sum_{i=1}^N p_i^j q_i^j \quad (\text{A4.1})$$

由于有 M 组价格与数量向量，从而有 $M(M-1)/2$ 个不同两国之间的比较，本附件不使用本手册一般使用的符号，而使用更简单的符号。假设 I_{jk} 代表 k 国以 j 国作为基国时的(消费)价格指数。如果 j 和 k 分别是美国和印度， $I_{jk} = 22.50$ ，则该指数意味着，对于计算指数时涵盖的货物与服务，22.50 印度卢布与 1 美元的购买力相

同。因此，这一指数也可理解为货币 j 与货币 k 之间的购买力平价。由于这里涉及货币面值，可以将购买力平价与当时的市场汇率进行比较，从而适当地衡量相对价格水平的差异。

由于空间比较的多边性，当涉及 M 个国家时，需要对每两个国家进行比较。因此，对于以下的二元比较矩阵，需要计算其中每一项：

$$I = \begin{bmatrix} I_{11} & I_{12} & I_{1k} & I_{1M} \\ I_{21} & I_{22} & I_{2k} & I_{2M} \\ I_{j1} & I_{j2} & I_{jk} & I_{jM} \\ I_{M1} & I_{M2} & I_{Mk} & I_{MM} \end{bmatrix} \quad (\text{A4.2})$$

矩阵 I 有几点值得注意。首先，如果所涉及国家（或地区）的数目很大，则矩阵会很大。第二，矩阵中记录的结果应是内在一致的。本手册介绍的所有指数问题和各种方法直接适用于每个涉及两国的二元比较。Diewert（1986 年，1999 年 b）概述了跨国比较的微观经济理论和检验方法。因此，有可能运用本手册介绍的 Fisher、Törnqvist、Walsh 或其他指数形式。

为了确保对多边跨国比较结果作出有意义的解释，所运用的指数方法需满足一些基本要求。下面只介绍其中最为核心的要求。Kravis 等人（1982 年）、经合组织（1999 年）和联合国（1992 年）列出了所有这些要求。

传递性。当且仅当指数对所有的 j, k 和 l ($j, k, l = 1, 2, \dots, M$) 都满足以下等式时，指数公式 I_{jk} 才被视作具有传递性：

$$I_{jk} = I_{jl} \times I_{lk} \quad (\text{A4.3})$$

等式 (A4.3) 要求，运用公式进行直接比较（即 I_{jk} ）得到的结果应当与 j 与 k 通过联系国 l 的间接比较所得结果相同。注意，传递性能够保证等式 (A4.2) 给出的矩阵中的指数具有内在一致性。另外，在计算 A 和 B 两种货币的购买力平价时，可以采用直接比较的方法（将 A 与 B 进行比较），也可以采用间接比较的方法（即：将 A 与 C 比较，再将 C 与 B 比较，以间接结计算出 A 和 B 两种货币的购买力平价）——在这种情况下，如果具有传递性，还可确保两种比较方法所计算的结果相同。这一要求主要源自比较的空间性，在进行空间比较的情况下，无法在不做出价值判断的情况下对所涉及的国家进行自然排序。多数常用的指数程序不满足这一要求。以下结果对编制传递性指数是有用的。

当且仅当存在的 M 个正实数 $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_M$ 能够使以下等式对所有 j 和 k 都成立时，指数 I_{jk} 才具有传递性 (A4.3)。

$$I_{jk} = \frac{\lambda_k}{\lambda_j} \quad (\text{A4.4})$$

很容易证明这一结果（Rao 和 Banerjee，1984 年）。

这一结果很重要，因为它表明，当指数具有传递性时，只需衡量 M 个实数 $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_M$ ，然后可以用这 M 个数计算 (A4.2) 中所有必要的指数，从而缩小了问题的范围。应指出两个重要方面。首先，等式 (A4.4) 中的数字 λ_j 不是唯一的，因为向量 λ_j 的任何纯量乘法运算也可得出与通过原始 λ_j 所得结果相同的指数矩阵。因此，在任何经验分析中，需要将这些 λ_j 确定为一个比例因子。其次，这些 λ_j 可以被视作有关货币的购买力平价。这一特定结果形成了 Geary（1958 年）和 Khamis（1970 年）等统计学家研究的基础。他们建议所采用的汇总方法应该能够在不借助指数的情况下，利用价格和数量数据直接计算购买力平价。

基础不变性。如果对两个国家 (j, k) 的比较不受比较顺序的影响，则称该指数公式具有基础不变性。这意味着，多边比较对于数据组的所有可能排列都应当是不变的。例如，假设用某一国家（如美国）作为星国而得出一组具有传递性的比较数据。在这一形式下，任何两个国家（如 A 和 B）之间的价格比较都通过美国这个联系国进行。因此，

$$PPP_{A,B} = PPP_{A,USA} \times PPP_{USA,B}$$

这一形式不满足基础不变性标准，因为对星国的选择显然影响 A 国和 B 国货币的购买力平价。另外，在进行可传递多边比较时，美国作为联系国被赋予了特殊地位。

特征性。这是 Drechsler（1973 年）提出的要求。这一性质要求，任何一组满足传递性的多边比较应保留无传递性要求的二元比较的基本特征。由于条件 (A4.3) 意味着，两个国家 j 和 k 之间的可传递比较不可避免地受所有其他国家的价格和数量数据的影响，因此，特征性要求，因遵循传递性而导致的扭曲应被保持在最低水平。Balk（2001 年）指出，完全遵循极端程度上的特征性原则（完全保持所有二元比较）意味着，价格指数以及与之相关的购买力平价无法依赖于任何数量或支出份额权数。这是个极端的结果，在所有的指数比较中都应该避免。下面介绍的关于多边比较的 Elteto-Koves-Szulc (EKS) 方法源于特征性。

4.2 空间比较的指数方法

一般意义上的空间价格比较，以及特定意义上的国际比较，运用指数方法对两个不同层次上的价格和数量数据进行汇总。第一个是基本标题层。这通常是具有支出数据和权数的最低分类。这些基本标题层通常包括各国不同商户标价的具有相当同质性的一组项目。随后各层的总量得出广义支出类别的指数，最终得出整个消费篮子。

4.2.1 基本标题层以下的汇总

下面介绍两个常用的指数方法。这些方法明确允许，

在进行某项国际比较时，不一定具备所有项目的价格数据。在不同时间的比较中，这种情况可能存在，但通常限于少量正在消失的产品或新产品。

Elteto-Koves-Szulc (EKS) 方法。在对基本标题层以下的价格数据进行汇总时，通常以 Elteto 和 Koves (1964 年) 以及 Szulc (1964 年) 最初提出的方法为基础，采用这种方法的变化形式。EKS 方法分两个阶段。在第一阶段，首先确定在两个国家都具备价格数据的商品，然后采用这些商品的价格比构建二元比较。如果 n_{jk} 是在两个国家都具备价格数据的商品数量，则国际比较项目下的现行做法是，使用下面的公式构建二元基本指数：

$$I_{jk} = \prod_{i=1}^{n_{jk}} \left[\frac{p_i^k}{p_i^j} \right]^{1/n_{jk}} \quad (\text{A4.5})$$

显然，这些指数不具有传递性，因为每个指数是基于不同商品集合的价格。然后运用 EKS 程序，得出一组具有传递性的指数。下面是所得出的公式，该公式用于构建空间比较的基本指数：

$$I_{jk}^{\text{EKS}} = \prod_{\ell=1}^M [I_{j\ell} I_{\ell k}]^{1/M} \quad (\text{A4.6})$$

(A4.5) 给出的基本指数公式与编制消费者价格指数所使用的公式类似。主要的区别在于，不是所有的商品在所有国家都具备价格数据，并且，每一阶段的汇总都需要具有传递性。本手册第二十章介绍了这些指数的特性。

经合组织 (1999 年) 使用与等式 (A4.5) 所列二元指数略微不同的形式。使用的是类似于标准 Fisher 指数的公式，但不使用任何支出份额，因为属于基本标题层以下的汇总。该方法力求考虑到这样一个事实，即不是所有被收集价格的商品在一国或两国确实是典型的或重要的。该方法明确考虑那些标有星号的商品——星号表明这些项目在给定国家中是重要的。经修改的 EKS 方法使用与上述相同的公式，但公式右边的二元指数替代为：

$$I_{js} = \left\{ \prod_{i \in M(s)} \left[\frac{p_i^s}{p_i^j} \right]^{1/n(s)} \prod_{i \in M(j)} \left[\frac{p_i^s}{p_i^j} \right]^{1/n(j)} \right\}^{1/2} \quad (\text{A4.7})$$

其中， $n(s)$ 和 $n(j)$ 分别是 s 国和 j 国标有星号产品的数目， $M(s)$ 和 $M(j)$ 分别是在不同国家标有星号 (被视为具有代表性) 的商品集合。

运用等式 (A4.5) 和 (A4.6) 编制基本标题层的空间消费者价格指数有一些问题。最重要的问题是，这些公式未考虑，在不同国家衡量价格的商品是否“代表”不同国家在基本标题层内的消费。一个相关的问题是，商品所属基本标题层内所衡量价格的商品是否有适当的

覆盖面。目前正在对这些问题进行研究。Rao (2001 年 b) 提出了一种修改的方法，根据覆盖面和代表性按比例赋予权数。

对于在消费者价格指数框架下编制基本指数所使用的指数公式，已经对其特性开展了大量研究，如 Diewert (1995 年 a)、Dalén (1992 年) 和 Turvey (1996 年) 所进行的研究，但对于国际比较中基本指数的特性，尚未开展什么研究。

国家-产品-虚拟变量 (CPD) 方法。CPD 方法最初由 Summers (1973 年) 提出，可作为处理缺失价格观测值的手段。该方法是简单的统计工具，可针对特定基本标题层推算购买力平价，在这种情况下，只需将所观测价格的对数对一组按商品和国家定义的虚拟变量进行回归。因此，该方法涉及以下模型：

$$\ln p_i^j = \eta_1 D_1 + \eta_2 D_2 + \dots + \eta_n D_n + \pi_1 D_1^* + \pi_2 D_2^* + \dots + \pi_M D_M + u_i^j \quad (\text{A4.8})$$

其中， $D_i (i=1, 2, \dots, n)$ 和 $D_j^* (j=1, 2, \dots, M)$ 分别是基本标题层下的 N 种商品以及被比较 M 个国家的虚拟变量。

一旦估算出该回归等式，国家 k 以国家 j 作为基国时的货币购买力平价可以通过以下公式得出：

$$\text{PPP}^j = \exp(\hat{\pi}_j) \quad (\text{A4.9})$$

其中， $\hat{\pi}_j$ 是等式 (A4.8) 中 π_j 的估量式。所求的基本标题层上的指数则由以下公式给出：

$$I_{jk} = \frac{\text{PPP}_k}{\text{PPP}_j} \quad (\text{A4.10})$$

从回归等式中得到的 π_j 和 π_k 估算值之间的差异指数即是我们所需的指数。

可以根据 CPD 模型确定若干通用模型，以明确解决一些与数据有关的问题——如，可以很方便地根据该模型确定一个通用模式，来处理通过一组产品特征衡量的质量差异。Kokoski 等人 (1999 年) 提出，在对美国不同地区的消费者价格进行比较时可以采用这种方法。对此，Rao 和 Timmer (2000 年) 进行了相关的研究，以明确在对单位价值比率进行汇总以在产品制造一级进行比较时，能否采用通用 CPD 模型纳入各种可靠性指标。Rao (2001 年 b) 对几个模型的设定进行了探讨，这些模型适用于国际比较项目下基本标题层以下的汇总。

等式 (A4.6) 至 (A4.8) 描述的 EKS 方法是目前所有国际组织进行基本标题层以下汇总时所使用的程序。在所有国家都具有所有商品价格数据的情况下，CPD 方法和 EKS 方法可得出完全相同的基本标题平价。Ferrari 和 Riani (1998 年) 以及 Ferrari 等人 (1996 年) 介绍了

与这些方法有关的一些分析结果。

在编制消费者价格指数内的基本指数时，尽管与商户选择和分布以及报价频率有关的抽样问题很重要，但进行跨国比较时，对计算购买力平价至关重要的问题有很大不同。在消费者价格的空间比较中，有些问题则更重要，如，质量差异、并非所有被比较国家都具备某些货物与服务等。

4.2.2 基本标题层以上的汇总

本节将介绍空间比较运用的若干汇总方法。Balk (2001 年) 对过去三十年中建立起来的空间汇总方法进行了更详细的分析。

这一层次的汇总类似于推算总体消费者价格指数时的基本指数汇总。在涉及两个时期的跨时间比较中，本手册介绍的所有方法和步骤都是适用的。在编制消费者价格指数时，各国统计机构大多使用 Laspeyres、Fisher 或这些指数公式的变化形式。但空间比较的多边性要求在编制指数时采用略微不同的方法。

在过去三十年中所建立的若干指数方法可用于基本标题层以上的汇总，但为简单起见，下面只讨论主要方法，即国际比较中使用的 Geary-Khamis 和 EKS 方法，它们是国际比较项目、经合组织、欧共体统计处和联合国粮农组织进行各种国际比较时使用的主要汇总方法。

下面将介绍编制满足传递性和基础不变性的多边指数时所使用的方法。在 20 世纪 70 年代至 21 世纪初期间，国际比较项目开展了有关方法的研究，通过研究形成了四种不同的方法。第一种，也是最为直接的方法就是 KES 方法——在这种方法下，运用双边比较的结果作为多边比较的基础。第二种是 Geary-Khamis 方法——在这种方法下，使用基本标题层的价格—数量数据计算各货币的购买力平价和商品的国际平均价格。第三种是以 CPD 法及其通用模型为基础的随机法——这种方法下的通用模型运用回归框架，从计量经济学角度估算购买力平价。第四种方法是连接法——这是本节将要介绍的最后一种方法，在这种方法下，依据最小生成树的概念，进行链比。下文将对其稍做介绍以引起读者的兴趣，本附件最后一节将对其予以进一步阐述。这四种方法绝非详尽无遗，但它们代表了这一领域的主要研究和发展方向。

EKS 方法。在这种方法下，从双边指数体系中得出具有传递性的多边指数，所得出的多边指数在特性上与双边指数的偏离程度最小（根据一个特定标准）。自 Drechsler (1973 年) 发表开创性的论文以来，人们明确认识到，（具有传递性的）多边体系不可避免会

偏离其双边指数，因此缺乏“特征性”。EKS 体系旨在尽可能减小特征性丧失的程度。最初的 EKS 体系使用 Fisher 双边指数，但 Caves、Christensen 和 Diewert (1982 年 b) 以及 Rao 和 Banerjee (1984 年) 的研究表明，在运用 EKS 技术时，可以使用其他双边指数。对于任何两个国家 j 和 k ，如果 F_{jk} 代表 Fisher 双边指数，则可根据

$$EKS_{jk} = \prod_{\ell=1}^M [F_{j\ell} F_{\ell k}]^{1/M} \quad (A4.11)$$

得出 EKS 指数。

EKS 技术有几个显著特征。首先，它假定用任何给定公式得出的直接双边比较能够以最好的方式对两个国家进行比较。第二，虽然等式 (A4.11) 中的 EKS 指数是用 Fisher 指数定义的，但这一方法可与任何其他指数公式一起使用。例如，等式 (A4.11) 中的 Fisher 指数可以用另一个高级指数替代，如 Törnqvist 指数。Caves、Christensen 和 Diewert (1982 年 b) 指出，进行空间比较时可以使用以 Törnqvist 指数为基础的 EKS 公式。第三，若用对数差距函数衡量偏离程度，则等式 (A4.11) 中的 EKS 指数是与非传递性双边指数矩阵偏离程度最小的多边指数。最后，EKS 指数可被理解为：在通过所有可能的联系国对 j 国和 k 国进行间接比较时，所有间接比较结果的简单几何平均。

近年来，EKS 指数的简单未加权特性得到关注。由于根据不同的标准衡量，不同的双边比较具有不同程度的可靠性，因此，在定义加权 EKS 指数时，需要反映出这些差异。Rao 和 Timmer (2000 年)、Rao 等人 (2000 年) 以及 Rao (2001 年 b) 介绍了如何编制加权 EKS 指数，以解决各种与数据有关的问题。

Geary-Khamis (GK) 方法。GK 方法最初由 Geary (1958 年) 提出，随后 Khamis (1970 年、1972 年和 1984 年) 进一步对其进行了完善。在国际比较项目迄今为止的多数阶段中，GK 方法一直是主要的汇总方法。自 1996 年以来，经合组织编制并公布了基于 EKS 方法和 GK 方法的国际比较数据。

GK 方法根据基本标题层观测到的价格和数量数据计算不同国家货币的购买力平价。即便货币单位在一国各地区是相同的，购买力平价的概念也是适用的。GK 方法同时决定不同国家的国际平均价格。假设 P_i 代表第 i 种商品的国际平均价格。针对每个国家 j 和每种商品 i ，GK 方法由下述一组相互关联的等式定义，

$$P_i = \frac{\sum_{j=1}^M p_i^j q_i^j / PPP_j}{\sum_{j=1}^M q_i^j} \quad \text{和} \quad PPP_j = \frac{\sum_{i=1}^N p_i^j q_i^j}{\sum_{i=1}^N P_i q_i^j} \quad (A4.12)$$

在选择一种货币作为计值基础后，对这些同时成立的等式求解，以求出购买力平价和国际平均价格的数值。一旦求出购买力平价，空间价格指数就可以简单地定义为：

$$I_{jk} = \frac{PPP_k}{PPP_j} \quad (\text{A4.13})$$

连续使用 GK 方法的一个主要原因是“可加性”。可加性要求，用购买力平价折算国内总量得到的总量（如实际国内产值）结果应与按国际价格确定数量值时得到的总量相同。因此，可加性要求

$$\sum_{i=1}^n p_i^j q_i^j / PPP_j = \sum_{i=1}^n P_i q_i^j \quad (\text{A4.14})$$

从等式 (A4.12) 定义的 GK 体系中求出的购买力平价和国际平均价格能够自动满足可加性要求。GK 体系也有助于分析不同国家实际国内生产总值的结构和不同分量的比例。这一体系为构建具有可比性的国民账户提供了一个框架。然而，GK 体系不是以标准的经济理论为基础，不满足几项检验特征 (Diewert, 1986 年)。在从业人员中，对于从 GK 体系得出的平均价格，存在着相当大的争论。该体系有可能反映较富裕国家的价格结构，因此往往会高估较贫穷国家的实际收入。

加权的国家—产品—虚拟变量 (CPD) 方法。可以根据讨论基本标题层以下汇总时介绍的 CPD 方法确定通用模型。Rao (1995 年) 确定了 CPD 方法的通用模型，而将数量和价格数据直接加入等式 (A4.8) 描述的 CPD 方法中。这种通用模型的基本想法是，标准的 CPD 回归模型旨在使用未加权残差平方和，跟踪价格观测值的对数。根据标准指数方法，价格指数应密切跟踪更重要商品的价格变化。因此，一种更适当的方法是估算有可能更密切跟踪重要商品的参数。所采取的办法是使加权残差平方和最小化，根据某种商品在一国的支出份额对每个观测值进行加权。因此，按照通用的 CPD 方法，在对每个观测值按其价值比例进行加权后，再对以下等式做出估算。

$$\ln p_{ij} = \pi_1 D_1 + \pi_2 D_2 + \dots + \pi_M D_M + \eta_1 D_1^* + \eta_2 D_2^* + \dots + \eta_n D_n^* + u_{ij} \quad (\text{A4.15})$$

这相当于将普通最小二乘法运用于下述变形等式，该等式是通过将等式 (A4.15) 两边乘以 $\sqrt{w_{ij}}$ 而得到的。所得等式为：

$$\begin{aligned} \sqrt{w_{ij}} \ln p_{ij} &= \pi_1 \sqrt{w_{ij}} D_1 + \pi_2 \sqrt{w_{ij}} D_2 + \dots \\ &+ \pi_M \sqrt{w_{ij}} D_M + \eta_1 \sqrt{w_{ij}} D_1^* \\ &+ \dots + \eta_n \sqrt{w_{ij}} D_n^* + v_{ij} \end{aligned} \quad (\text{A4.16})$$

其中， $w_{ij} = \frac{p_{ij} q_{ij}}{\sum_{i=1}^N p_{ij} q_{ij}}$ 是第 i 种基本类别的商品在

第 j 国的价值比例。

Rao (1995 年) 指出，根据等式 (A4.13) 中的参数估算值求出的国际价格和购买力平价与其于 1990 年采用的国际比较方法求出的结果完全相同。因此，加权的 CPD 方法可以被视作国际比较的 GK 方法与指数的标准随机方法之间的桥梁。

Kokoski 等人 (1999 年) 在利用美国数据编制不同地区的消费者价格指数时，用 CPD 方法对各种消费品的质量特征差异进行了调整。随后在运用满足传递性要求的多边 Törnqvist 指数时，采用 CPD 方法得出的估算结果。因此，可以认为 Kokoski 等人 (1999 年) 的方法在消费者价格多边空间比较中所采用的是随机方法与指数方法相结合的方法。

空间连接与链接方法。近年来，在对不同地区 and 不同国家进行价格比较时所采用的一种新方法得到了人们的极大关注。这种方法主张对双边比较进行空间链接，并通过衡量相关双边比较的差距或可靠性，来确定链环。这种方法显然不同于多边比较的一般方法。一般方法要么使用所有双边比较数据 (如 EKS 方法)，要么同时使用所有价格和数量数据 (如 GK 方法和 CPD 方法)。

在运用最小生成树图这个理论概念的基础上，Hill (1999 年 c, 1999 年 d) 建议根据双边比较矩阵来推算具有传递性的多边比较。Hill 方法所依据的是直接双边比较不总是最好的方式。

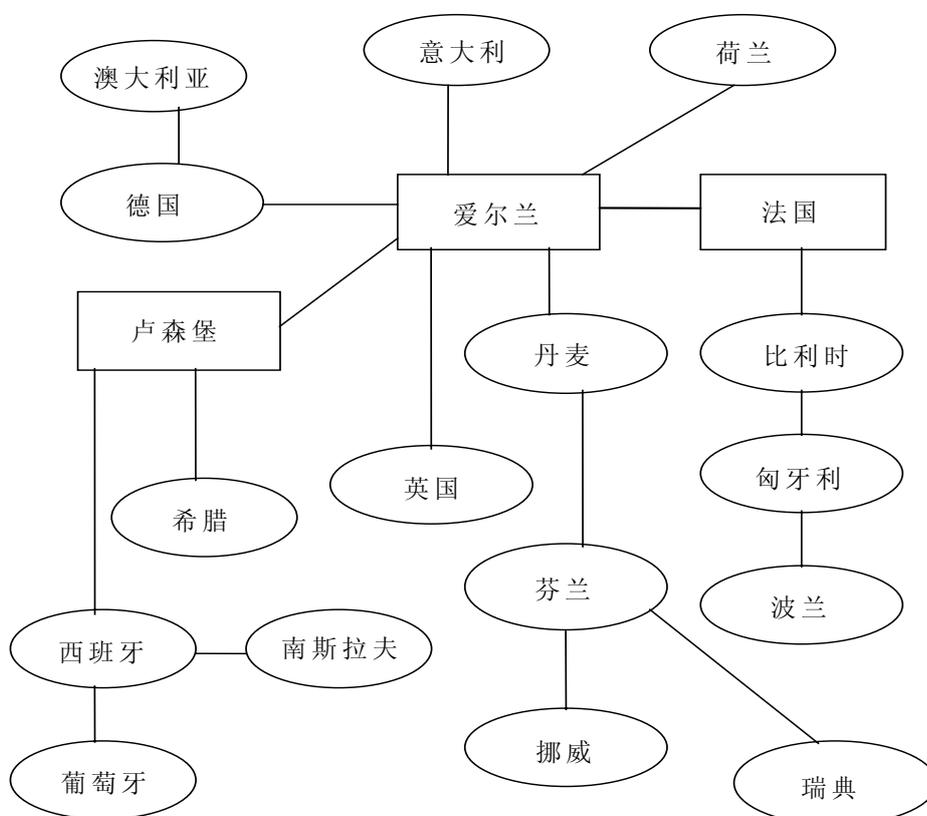
对于任何两个国家 j 和 k ，Hill 建议用以下等式定义的 Laspeyres–Paasche 差来衡量差距 (表示双边比较的可靠性)。

$$D(j, k) = \left| \ln \left(\frac{L(j, k)}{P(j, k)} \right) \right| \quad (\text{A4.17})$$

其中， $L(j, k)$ 和 $P(j, k)$ 分别是双边 Laspeyres 和 Paasche 价格指数。注意，如果用物量指数替代价格指数，会产生同样的差距函数。如果 j 国和 k 国的价格结构或数量结构相同，则 $D(j, k)$ 等于零。因此，这个差距函数表示这些国家在价格和数量结构方面的相似度。

Hill (1999 年 c, 1999 年 d) 建议，采用为每对国家计算的差距矩阵，推算一个最小生成树 (MST)，并将这种生成树用以建立每对国家之间的链环。最小生成树的特性是：任何一对国家之间的链比差距都是最小的，因此可以认为它是最可靠的。最小生成树的另一个特性是：与所有其他树结构相比，最小生成树中所有链环之间的差距之和是最小的。为了说明有关概念，图 A4.1.1 列出了欧洲的最小生成树，该生成数利用国际比较项目中的欧洲数据，并以 1985 年为基年。

图 A4.1 最小生成树：欧洲



从上面的最小生成树可以看出，德国与葡萄牙之间的比较是通过由爱尔兰、卢森堡和西班牙组成的链实现的。一般认为这种链比好于这两国之间的直接比较。最小生成树的运用尚有一些问题有待解决。但不管怎样，最小生成树以直观的方式显示了如何通过相似国家组成的链来连接不相似的国家。

确定最小生成树后，可根据选定公式（如 Fisher 或 Törnqvist 指数）计算双边指数，然后采用这些双边指数以及最小生成树中显示的链环，对给定两个国家进行具有传递性的比较。因此，如果需要比较瑞典与丹麦，则可以根据最小生成树法，得出以下指数：

$$I_{\text{瑞典、丹麦}}^{MST} = F_{\text{瑞典、芬兰}} \times F_{\text{芬兰、丹麦}}$$

其中， F 代表 Fisher 指数。

最小生成树为任何两个国家之间确定了唯一的链环连接关系，因此，各项比较是以唯一的方式确定的。然而，对于评估可靠程度或两国可比性所使用的衡量方法以及所包含的国家，生成树很敏感。Aten 等人（2001 年）运用各种方法（包括一些相似性指数）研究了生成树的敏感性及其相应的比较结果。Rao 等人（2000 年）利用

美国各州的农业生产数据，将生成树方法用于多边农业投入、产出和生产率指数的编制。

5 将消费者价格指数与不同地区和不同国家之间的比较结合起来

为比较不同地区和不同国家的消费品和服务价格，最好的数据来源是各国统计机构编制消费者价格指数时所采用的数据。最近，Ryten（1998 年）对国际比较项目进行了检查，Castles（1997 年）对经合组织和欧共体统计处计算的购买力平价进行了检查，这些重要检查发现，国际比较的准确性和可靠性还不够。Castles 指出了比较各国相似产品时所面临的困难。Ryten 认为，在编制国际比较项目下的价格数据时，需要得到各国统计机构的更大支持。两项检查都建议，通过研究确定是否可以将国际比较项目的工作与各国统计机构编制消费者价格指数的一般工作结合起来。由于本附件探讨的是空间和国际比较，因此，有必要研究和确定需要采取哪些步骤，以将消费者价格指数和国际比较项目的工作更好地结合起来。

本节首先从一般意义上的统计体系以及特定价格统

计的角度，在全球和各国层面上，探讨将消费者价格指数与国际比较项目工作结合起来可以带来的好处。有必要指出，国际比较项目是对构成私人消费、政府消费和投资的货物与服务进行跨国比较。因此，国际比较项目包括国内生产总值（GDP）的所有分量。而消费者价格指数的主要关注点是消费品与服务的价格变化。下面简要探讨消费者价格指数和国际比较项目工作的性质和范围，以及二者结合的局限性。最后一部分介绍一些有用的倡议，它们能够为这些重要的活动提供实用的、更加统一的框架，其中涉及消费者价格指数的跨空间、跨地区和跨国比较以及国际比较项目。

5.1 消费者价格指数与国际比较项目相结合的好处

由于全球化及由此带来的国际贸易和金融流量增加，人们对国际可比数据的需求不断增加，以评估各国的经济表现。国际比较项目为满足这一需求发挥了重要作用。它提供具有国际可比性的各国收入总量数据，如私人 and 政府消费及资本形成。国际比较项目还提供经过适当细分的有关货物与服务相对国际价格的宝贵信息，这些数据被全球研究人员所使用。在国际比较中，最受欢迎的附带成果是宾西法尼亚大学世界表（PWT）和世界发展指标（WDI）。在研究全球不平等和贫困问题、对生产率增长进行计量经济分析、以及研究各国追赶经济和趋同情况时，这些成果可作为宝贵的数据来源。

由于国际比较项目向潜在用户提供国际比较数据有相当长的时滞，因此，其潜在好处在一定程度上受到影响。国际比较项目的覆盖面不是很广，不同地区所包括的国家数目不同。在某些地区，国际比较项目的覆盖范围有限，这是由国际比较项目编制价格数据专门需要的数据来源决定的。正是在这个领域，如果能将国际比较项目的活动与各国统计机构编制消费者价格指数的工作结合起来，会带来很大好处。

在全球层面上，这种结合所带来的好处有很多，如：

- 扩大国家覆盖面，从而提供更好的数据外推框架。
- 使用为编制消费者价格指数收集的大量价格数据，而非产品比较数据（有关这些产品的设定可能无法代表有关国家的消费篮子），因此提高了估算质量。
- 从对质量调整方法的研究中受益。需要采用这些方法对不同国家产品质量的差别做出调整。
- 编制地区购买力平价数据，这可使国际比较项目的结果与各国国内价格变动更加一致，并使各国政府更易接受。
- 建立以统一货币单位表示的具有国际可比性的

国民账户，补充现有的以各国本币表示的国民账户。这种账户将对国际统计数据库提供有益补充，使人们能够在全世界层面上研究各国和各个地区的经济表现、各国追赶经济的长期情况及各国的趋同情况。

- 对国内通货膨胀率和购买力平价作出可靠的估算，并提供完全的时间—空间价格差异矩阵，可用于更好地理解那些影响各国价格水平和汇率变动的因素。

采用相结合的方法编制消费者价格指数和购买力平价，还可以使各国统计机构获得几方面的好处。但所得好处的性质取决于有关国家的发展阶段。对于具有完善统计机构和计划的较发达国家，好处来自对空间和时间比较采用共同方法时产生的协同作用。这包括以下几方面：

- 最近在消费者价格指数和国际比较项目手册上开展的工作涉及不同时间的质量变化和不同国家的质量差别这一重要问题。正在力图寻找能够减小潜在偏差的衡量价格水平变化的适当统计方法。
- 随着全球化的加深、自由贸易的扩大和关税壁垒的取消，如何处理消费者价格指数内的新产品和正在消失产品也成了一个重要问题。因此，各国统计机构（特别是在发达国家）经常面临的一个问题就是如何处理新产品和质量快速变化的产品。
- 定期编制国民账户统计数据，通过消费者价格指数衡量价格变化，并扩展到不同地区和不同国家的比较，这些能为评估实际收入的水平和变化提供所需信息。

对于统计基础设施不健全的发展中国家，采用相结合的方法将带来很大好处，有助于这些国家的统计能力建设。这些好处包括：

- 加强统计基础设施和机构建设。落实消费者价格指数手册及其建议，并参与国际比较项目的活动，这可能有助于发现一国基础设施的缺陷和机构能力不足的问题。在一些国家，可能需要加强管理和计划职能，录用新员工，并为开展住户支出和其他一般价格调查提供培训。
- 提高数据收集、处理系统和数据发布的水平。按国际标准设计和实施样本调查是一项费时、难度大的工作。可能有必要制定系统性计划，以改进调查设计，协调对经济和商业实体的调查，并定期开展经济普查。可能还需将数据处理过程计算机化。
- 改进对收入不平等和贫困的衡量水平。价格和支出数据的改进有助于改善各国和国际上对贫困的评估水平。

- 改进地区比较水平。为地区和邻近国家编制的购买力平价数据有助于洞察地区发展态势，并有助于确定地区的特殊需要和所需援助。在相对价格差异和实际收入变化方面与邻近国家的比较可以为有关国家提供强大动力，促使它们实施有助于经济增长和低通胀的政策。

可以在很多方面运用从国际比较项目中得出的购买力平价。在经合组织和世界银行于 2001 年召开的研讨会上，公布了几篇论文，特别包括 Astin (2001 年)、Ward (2001 年) 和 Prenushi (2001 年)。这些论文探讨了购买力平价在几个方面的重要应用，包括被欧共体统计处和经合组织使用，以及在全球层面上用于评估贫困和不平等。

5.2 消费者价格指数与国际比较项目相结合的显著特征

为了寻找有关方法将衡量不同时间变化的消费者价格指数工作与消费者价格和国内生产总值购买力平价的跨地区和跨国家比较工作更紧密地结合在一起，有必要考虑这种结合的主要特征和所处背景。重要的问题包括，各国统计机构有关这两项工作的范围和覆盖面，以及这两项工作所属的一般价格比较框架。本节将讨论这两个方面。

消费者价格指数与国际比较项目的范围和覆盖面显著不同。消费者价格指数衡量的是一国住户消费篮子中货物与服务的价格在不同时间的变化。而国际比较项目衡量的是不同国家价格水平的差别，涵盖国民账户支出方的所有分项。国际比较项目在比较中使用的主要国内生产总值分项是：住户消费、政府消费、资本形成和净出口。根据《1993 年国民账户体系》，国际比较项目将那些为住户提供货物与服务的政府支出与私人消费合并为住户消费。因此，国际比较项目中货物与服务的范围和覆盖面比消费者价格指数广得多，但所使用的住户消费概念与编制消费者价格指数时使用的概念几乎相同。消费者价格指数与国际比较项目工作的结合定然限于国民账户的住户消费总量。

在国际比较项目下，从不同国家获得的价格数据涉及大量货物与服务，所有这些货物与服务都有非常明确的界定。国际比较项目采用这种被称为“严格界定”的方法。严格界定法要求对产品进行充分描述，这种描述应该使“一价定律”意义上的该产品是唯一的，并且，无论在何地何时具有这种产品，它都能在各地和各时间被确认。国际比较涉及的国家决定了应包括哪些产品。尽管这一方法为不同国家的质量差别问题提供了一个解决方案，但国际比较项目衡量价格的商品可能不代表有关国家的消费篮子。因此，被衡量价格的商品可能不代

表一国所消费的项目，而这些项目通常构成消费者价格指数涉及的大部分货物与服务。

能否成功地将国际比较项目活动与消费者价格指数的编制结合起来，这取决于这两项活动能在多大程度上利用各国具备的同一组数据和信息。图 A4.2 显示了消费者价格指数和国际比较项目数据集合的交集。

下述标号的区域尤为重要：

- (1) 消费者价格指数和国际比较项目共有的货物与服务集合，这些价格数据可直接用于这两项工作的综合方法中。
- (2)和(3) 国际比较项目涉及的货物与服务子集，在对消费者价格指数篮子包含的产品做出质量调整后，可得出这部分货物与服务的价格。这些是不完全相同的货物与服务，但足够相近，可以根据货物与服务的特征进行质量调整。
- (4) 消费者价格指数篮子中未直接包含在国际比较项目篮子里的一组货物与服务。
- (5) 国际比较项目篮子中国民账户支出方标题类别之下与消费者价格指数无直接对应关系的货物与服务。

图 A4.2 表明，若要将国际比较项目与消费者价格指数成功地结合起来，国际比较项目的比较必须限于这样一组国家，即国际比较项目中代表住户消费的货物与服务篮子与各国的消费者价格指数篮子具有相当大程度的重叠。只有当国际比较项目的国家组中各国消费者价格指数的消费篮子体现出相似性时，才能实现这种重叠。这对国际比较项目及其地区化计划有一定的意义。

在分析消费者价格指数和国际比较项目的活动时，还需考虑各国统计机构在为决策者和其他分析人员提供一套综合经济统计数据过程中感兴趣的各种时间和空间比较。可以按这些价格比较活动的进展顺序来考虑这些活动（图 A4.3）。

图 A4.2. 用于消费者价格指数和国际比较项目工作的价格数据

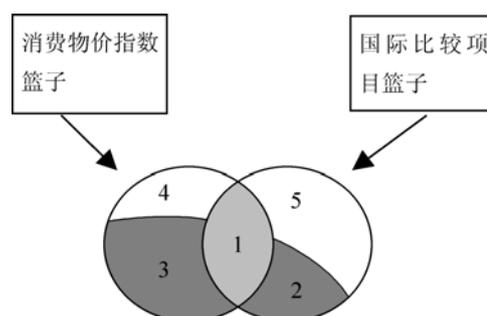
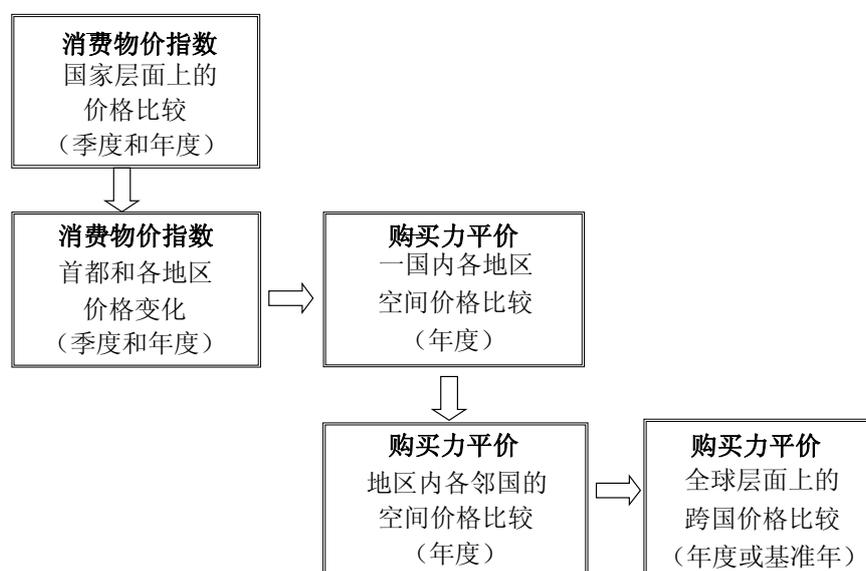


图 A4.3 价格比较的顺序



示意图采用估算整个国家年度或季度价格变化时的标准消费者价格指数活动。在多数国家，除全国性的消费者价格指数外，还编制首都或各地区的消费者价格指数估算数据。在具备数据的情况下，一个自然的步骤是对价格进行空间比较。目前，只有很少的国家定期编制这种指数。在此基础上一个很大的跨越是，在双边或多边基础上，与相邻国家或属于同一政治或经济分组的国家进行价格比较。这一系列活动的最后一项是各国统计机构参与全球价格比较活动，如国际比较项目。目前，各国统计机构大多参与上图中两端的的活动。不过，只有当各国统计机构从本国内各地区的比较和区域内邻近国家的比较中获得经验后，它们才会更积极地参与国际比较项目。

5.3 消费者价格指数与国际比较项目相结合的两项核心策略

在对各国统计机构开展的消费者价格指数和国际比较项目活动进行简要讨论后，可以确定两项重要策略将这两项活动结合在一起，以便使参与国的经济统计计划和体系从中受益。之所以采用这种策略，是因为需要将消费者价格指数和国际比较项目的数据流最大化，同时还因为需要为改进一国内的跨时间和跨地区消费者价格比较提供一个框架。

运用特征法。该方法由 Zieschang 等人（2001 年）提出，并被 Rao（2001 年 a）引用。特征法从市场调查开始，国家统计机构的分析人员通过该调查确定一组能够决定价格的特征。这些产品特征包括规模、特点、交

易的性质、商户类型等，它们是根据一个时点上或一个特定参照期内（如一年）具体特征对价格的影响数据确定的。按照这一方法，在收集产品价格的同时，记录产品特征。

对于标准的消费者价格指数，产品清单相当固定，除非旧品种或产品被新的替代。但进行空间比较时，产品的重叠性可能有限。在这种情况下，特征法比较有用。这一方法完全不同于以下方法，即衡量所有国家或一国内不同地区中非常独特的产品价格——这种方法限制了所得消费者价格指数的重叠性和有用性。

特征法要求项目组内那些附有详细说明或有严格界定的商品具有足够多的品种，这样就可以利用这些商品的价格和特征数据确定价格对特征的回归模型，这种模型称为特征回归模型，在这种模型下，用价格的对数对各种特征进行回归。对于空间比较，这一方法非常近似于本附件前面介绍的国家—产品—虚拟变量（CPD）方法。根据 Kokoski 等人（1999 年）的介绍，有一种方法可以产生经过特征调整的不同地区之间的“精确”经济指数比较数据，这种方法允许不同地区的特征等式参数有所不同。这一方法采用了加权的 CPD 方法和多边 Törnqvist 指数，是 CPD 法的变化形式。

特征法的一个主要优点是，它不太依赖于不同地区或国家商品篮子的重叠性，而是依赖被收集价格和质量特征的商品所具有的规模和数量。样本规模需足够大，以便有效估算有关参数。

除了建立能够涵盖产品特征和具有完善结构的消费者价格指数数据库外，为促进与国际比较项目的合作，

以及最好地服务于各国利益，各国统计机构应实施符合国际标准的产品和特征分类体系。为确保可行性，在建立这种分类体系时，应利用一些现有分类，如产品总分类(CPC)或《按目的划分的个人消费分类》(COICOP)。需要扩展这些产品分类以便分类中的每一类别都包括一组核心的标准特征。

虽然特征法有一些好处，但实施产品特征分类体系计划要求所有国家或参与方就特定的标准达成一致意见，并为这项工作配置必要的资源。在具备产品价格和特征的全面数据集之前，可能有必要考虑采用其他方法，同时结合采用国际比较项目活动中目前所用的“严格界定”法。

运用连接法进行国际比较。如果最大限度地实现与消费者价格指数的重叠是国际比较项目的主要目标之一，那么多边跨国比较需在双边比较的基础上建立起来，在这种情况下，根据各国消费者价格指数篮子的最大重叠程度确定各对国家。一旦确定了各对国家，那么就可利用链接关系进行多边比较。这一方法在某种程度上类似于 Hill 提出的最小生成树法。但 Hill 方法将价格比的变化程度(用 Laspeyres-Paasche 差衡量)作为基本标准，而这里所说的方法则须将价格数据的重叠程度作为主要标准。

连接法分多个阶段进行。在第一阶段，需要确定国家组，以形成地区或群组。应运用的标准首先是各组内每两个国家之间能够实现的重叠程度以及支出模式的某种相似性。在第二阶段，应使用最小生成树法，以确定一个地区国家群组内的链环。一旦计算出多边地区购买力平价，并得出国内生产总值及其主要分项的购买力平价，下一阶段就是将各地区比较结果连在一起，得出一组全球比较和购买力平价。

链接程序的运用是从现有方法向国际比较项目工作的重要转变。目前，国际比较项目基本上按照自上而下的方法进行比较：首先根据“严格界定”法确定商品清单，然后从不同国家收集价格数据。如果国际比较项目的工作按地区安排，那么主要是根据地理因素而非数据因素确定地区。如果要以各国具备的消费者价格指数数据为基础进行跨国比较，则需采用自下而上的方法：根据各国统计机构提供的本国数据确定所有操作程序(包括群组和链接关系的确定)。空间链接程序的运用将在最大程度上减少按特征法收集价格数据时所需的那些质量调整。

空间与时间比较的结合可提供一组统一的跨时、跨区和跨国比较，同时改善有关比较的质量。其前景令人乐观，但在真正统一消费者价格的空间比较和时间比较之前，还要面临很多挑战。

参考文献

- Abraham, K.G., J.S. Greenlees and B.R. Moulton. 1998. "Working to Improve the Consumer Price Index", in *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 12, No. 1, pp. 27–36.
- Aczél, J. 1987. *A Short Course on Functional Equations* (Dordrecht: Reidel Publishing Co.).
- Advisory Commission to Study the Consumer Price Index. 1995. *Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living*, Interim Report to the Senate Finance Committee, Sep. 15 (Washington, D.C.).
- Aizcorbe, A.M., and P.C. Jackman. 1993. "The commodity substitution effect in CPI data, 1982–91", in *Monthly Labor Review*, Vol. 116, No. 12, pp. 25–33.
- Aizcorbe, A., C. Corrado and M. Doms. 2001. *Constructing Price and Quantity Indexes for High Technology Goods*, Industrial Output Section, Division of Research and Statistics (Washington, D.C.: Board of Governors of the Federal Reserve System).
- Alterman, W.F., W.E. Diewert and R.C. Feenstra. 1999. *International Trade Price Indexes and Seasonal Commodities* (Washington, D.C.: Bureau of Labor Statistics).
- Anderson, R.G., B.E. Jones and T. Nesmith. 1997. "Building New Monetary Services Indexes: Concepts, Data and Methods", in *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol. 79, No. 1, pp. 53–83.
- Ardilley, P. and F. Guglielmetti. 1993. "La précision de l'indice des prix: mesure et optimisation", in *Economie et Statistique*, No. 267, juillet.
- Arguea, N.M., C. Haseo and G.A. Taylor. 1994. "Estimating Consumer Preferences using Market Data: An Application to U.S. Automobile Demand", in *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 9, pp. 1–18.
- Armknrecht, P.A. 1996. *Improving the Efficiency of the U.S. CPI*, Working Paper No. 96/103 (Washington, D.C.: IMF).
- and D. Weyback. 1989. "Adjustments for Quality Change in the U.S. Consumer Price Index", in *Journal of Official Statistics*, Vol. 5, No. 2, pp. 107–123.
- and F. Maitland-Smith. 1999. *Price Imputation and Other Techniques for Dealing with Missing Observations, Seasonality and Quality Change in Price Indices*, Working Paper No. 99/78 (Washington, D.C.: IMF), June. Available at: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/1999/wp9978.pdf>
- , W.F. Lane and K.J. Stewart. 1997. "New Products and the U.S. Consumer Price Index", in R.C. Feenstra and M.D. Shapiro (eds.): *Scanner Data and Price Indexes*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press, 2003), pp. 375–391.
- Arrow, K.J., H.B. Chenery, B.S. Minhas and R.M. Solow. 1961. "Capital-Labor Substitution and Economic Efficiency", in *Review of Economics and Statistics*, Vol. 63, pp. 225–250.
- Astin, J. 1999. "The European Union Harmonized Indices of Consumer Prices. HICP", in R. Gudnason and T. Gylfaddottir (eds.): *Proceedings of the Ottawa Group Fifth Meeting*, Reykjavik, Iceland, 25–27 Aug.; also published in *Statistical Journal of the United Nations ECE*, Vol. 16, pp. 123–135. Available at: <http://www.statcan.ca/secure/english/ottawa/group/>
- . 2001. *New Uses of PPPs within the European Union*, Paper presented at the Joint World Bank–OECD Seminar on Purchasing Power Parities: Recent Advances in Methods and Applications, Washington, D.C., Jan. 30–Feb. 2.
- Aten, B., R. Summers and A. Heston. 2001. *An Explanation of Stability in Country Price Structures: Implications for Spatial-temporal Comparisons*, Paper presented at the Joint World Bank–OECD Seminar on Purchasing Power Parities: Recent Advances in Methods and Applications, Washington, D.C., Jan. 30–Feb. 2.
- Australian Bureau of Statistics. 1997. *An Analytical Framework for Price Indexes in Australia*, Information Paper, Catalogue No. 6421.0. Available at: <http://www.abs.gov.au>
- . 2000. *Price Index and The New Tax System*, Information Paper, Catalogue No. 6425.0. Available at: <http://www.abs.gov.au>
- . 2003. *Australian Consumer Price Index: Concepts, Sources and Methods*, Catalogue No. 6461.0. Available at: <http://www.abs.gov.au/>
- Bailey, M.J., Muth, R.F. and Nourse, H.O. 1963. "A Regression Method for Real Estate Price Construction", in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 58, pp. 933–942.
- Baker, D. 1998. "Does the CPI Overstate Inflation? An Analysis of the Boskin Commission Report", in D. Baker (ed.): *Getting Prices Right* (Washington, D.C.: Economic Policy Institute), pp. 79–155.
- Baldwin, A. 1990. "Seasonal Baskets in Consumer Price Indexes", in *Journal of Official Statistics*, Vol. 6, No. 3, pp. 251–273.
- Balk, B.M. 1980a. "Seasonal Products in Agriculture and Horticulture and Methods for Computing Price Indices", in *Statistical Studies No. 24* (The Hague: Netherlands Central Bureau of Statistics).
- . 1980b. "Seasonal Commodities and the Construction of Annual and Monthly Price Indexes", in *Statistische Hefte*, Vol. 21, pp. 110–116.
- . 1980c. "A Method for Constructing Price Indices for Seasonal Commodities", in *The Journal of the Royal Statistical Society Series A*, Vol. 143, pp. 68–75.
- . 1981. "A Simple Method for Constructing Price Indices for Seasonal Commodities", in *Statistische Hefte*, Vol. 22, pp. 72–78.
- . 1983. "Does There Exist a Relation between Inflation and Relative Price Change Variability? The Effect of the Aggregation Level", in *Economic Letters*, Vol. 13, pp. 173–180.
- . 1985. "A Simple Characterization of Fisher's Price Index", in *Statistische Hefte*, Vol. 26, pp. 59–63.
- . 1989a. "Changing Consumer Preferences and the Cost of Living Index: Theory and Nonparametric Expressions", in *Zeitschrift für Nationalökonomie*, Vol. 50, No. 2, pp. 157–169.

- . 1989b. "On Calculating the Precision of Consumer Price Indices", in *Contributed Papers 47th Session of the ISI* (Paris).
- . 1990. "On Calculating Cost-of-Living Index Numbers for Arbitrary Income Levels", in *Econometrica*, Vol. 58, No. 1, pp. 75–92.
- . 1994. *On the First Step in the Calculation of a Consumer Price Index*, Paper presented at First Meeting of the International Working Group on Price Indices, Ottawa, Oct. 31–Nov. 4. Available at: <http://www.ottawagroup.org>
- . 1995. "Axiomatic Price Index Theory: A Survey", in *International Statistical Review*, Vol. 63, pp. 69–93.
- . 1996a. "A Comparison of Ten Methods for Multilateral International Price and Volume Comparisons", in *Journal of Official Statistics*, Vol. 12, pp. 199–222.
- . 1996b. "Consistency in Aggregation and Stuvell Indices", in *The Review of Income and Wealth*, Vol. 42, pp. 353–363.
- . 1998a. *Industrial Price, Quantity and Productivity Indices* (Boston, MA: Kluwer Academic Publishers).
- . 1998b. *On the Use of Unit Value Indices as Consumer Price Subindices*, Paper presented at the Fourth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Washington, D.C., Apr. 22–24. Available at: <http://www.ottawagroup.org>
- . 2000a. *Divisia Price and Quantity Indexes 75 Years After*, Draft Paper, Department of Statistical Methods (Voorburg: Statistics Netherlands).
- . 2000b. *On Curing the CPI's Substitution and New Goods Bias*, Research Paper 0005, Department of Statistical Methods (Voorburg: Statistics Netherlands).
- . 2001. *Aggregation Methods in International Comparisons: What have we Learned?*, Report Series Research in Management ERS-2001-41-MKT, Erasmus Research Institute of Management (Rotterdam: Erasmus University).
- . 2002. *Price Indexes for Elementary Aggregates: The Sampling Approach*, Research Report, Methods and Informatics Department (Voorburg: Statistics Netherlands).
- and W.E. Diewert. 2001. "A Characterization of the Törnqvist Price Index", in *Economics Letters*, Vol. 73, pp. 279–281.
- and H.M.P. Kersten. 1986. "On the Precision of Consumer Price Indices Caused by the Sampling Variability of Budget Surveys", in *Journal of Economic and Social Measurement*, Vol. 14, pp. 19–35.
- Bartik, T.J. 1988. "Measuring the Benefits of Land Improvements in Hedonic Models", in *Land Economics*, Vol. 64, No. 2, pp. 172–183.
- Bascher, J. and T. Lacroix. 1999. *Dishwashers and PCs in the French CPI: Hedonic Modeling, from Design to Practice*, Paper presented at the Fifth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Reykjavik, Aug. 25–27. Available at: <http://www.ottawagroup.org>
- Baxter, M. (ed.). 1998. *The Retail Prices Index. Technical Manual* (London: Office for National Statistics, UK).
- Bean, L.H. and O.C. Stine. 1924. "Four Types of Index Numbers of Farm Prices", in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 19, pp. 30–35.
- Becker, G.S. 1965. "A Theory of the Allocation of Time", in *Economic Journal*, Vol. 75, pp. 493–517.
- Beidelman, C. 1973. *Valuation of Used Capital Assets* (Sarasota, FL: American Accounting Association).
- . 1976. "Economic Depreciation in a Capital Goods Industry", in *National Tax Journal*, Vol. 29, pp. 379–390.
- Berndt, E.R. 1991. *The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary* (Reading, MA: Addison-Wesley).
- , D. Ling and M.K. Kyle. 2003. "The Long Shadow of Patent Expiration: Generic Entry and Rx to OTC Switches", in M. Shapiro and R.C. Feenstra (eds.): *Scanner Data and Price Indexes*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), pp. 229–273.
- , L.T. Bui, D.H. Lucking-Reiley and G.L. Urban. 1997. "The Roles of Marketing, Product Quality and Price Competition in the Growth and Composition of the U.S. Anti-Ulcer Drug Industry", in T. Bresnahan and R.J. Gordon: *The Economics of New Goods*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago and London: University of Chicago Press), pp. 277–232.
- , Z. Griliches and N.J. Rappaport. 1995. "Econometric Estimates of Price Indexes for Personal Computers in the 1990s", in *Journal of Econometrics*, Vol. 68, pp. 243–68.
- Berry S., J. Levinsohn and A. Pakes. 1995. "Automobile Prices in Market Equilibrium", in *Econometrica*, Vol. 63, No. 4, pp. 841–890; also published as NBER Working Paper No. W4264, July 1996, available at: <http://www.nber.org>
- Beuerlein, I. 2001. *The German consumer price index for telecommunication services: a user profile approach for mobile technology and Internet access*, Paper presented at the Sixth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Canberra, Apr. 2–6. Available at: <http://www.ottawagroup.org/>
- Bode, B. and van J. Dalén. 2001. *Quality-Corrected Price Indexes of New Passenger Cars in the Netherlands, 1990–1999*, Paper presented at the Sixth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Canberra, Apr. 2–6. Available at: <http://www.ottawagroup.org>
- Böhm-Bawerk, E.V. 1891. *The Positive Theory of Capital*, translated from the original German edition of 1888 by W. Smart (New York: G.E. Stechert).
- Boon, M. 1998. "Sampling designs in compiling consumer price indices: current practices at EU statistical institutes", in *Research in Official Statistics*, Vol. 1, No. 2, pp. 39–52.
- Bortkiewicz, L.V. 1923. "Zweck und Struktur einer Preisindexzahl", in *Nordisk Statistisk Tidsskrift* 2, pp. 369–408.
- Boskin, M.J. (Chair), E.R. Dullberger, R.J. Gordon, Z. Griliches and D.W. Jorgenson. 1996. *Final Report of the Commission to Study the Consumer Price Index*, U.S. Senate, Committee on Finance (Washington, D.C.: U.S. Government Printing Office).
- . 1998. "Consumer Prices in the Consumer Price Index and the Cost of Living", in *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 12, No. 1, pp. 3–26.
- Bowley, A.L. 1899. "Wages, Nominal and Real", in R.H.I. Palgrave. (ed.): *Dictionary of Political Economy*, Volume 3 (London: Macmillan), pp. 640–651.
- . 1901. *Elements of Statistics* (Westminster: Orchard House).
- . 1919. "The Measurement of Changes in the Cost of Living", in *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 82, pp. 343–361.
- Bradley, R., B. Cook, S.E. Leaver and B. R. Moulton. 1997. *An Overview of Research on Potential Uses of Scanner Data in the U.S. CPI*, Paper presented at the Third Meeting of the International Working Group on Price Indices, Voorburg, Apr. 16–18. Available at: <http://www.ottawagroup.org>

- Braithwait, S.D. 1980. "The Substitution Bias of the Laspeyres Price Index: An Analysis Using Estimated Cost-of-Living Indexes", in *American Economic Review*, Vol. 70, No. 1, pp. 64–77.
- Bresnahan, T.F. 1997. "Comment", in T.F. Bresnahan and R.J. Gordon (eds.): *The Economics of New Goods*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), pp. 237–247.
- Canning, J.B. 1929. *The Economics of Accountancy* (New York: The Ronald Press Co.).
- Carli, G.-R. 1804. "Del valore e della proporzione dei metalli monetati", in *Scrittori classici italiani di economia politica*, Vol. 13 (Milano: G.G. Destefanis), pp. 297–366; originally published in 1764.
- Carruthers, A.G., D.J. Sellwood and P.W. Ward. 1980. "Recent Developments in the Retail Prices Index", in *The Statistician*, Vol. 29, pp. 1–32.
- Cassel, E. and R. Mendelsohn. 1985. "On the Choice of Functional Forms for Hedonic Price Equations: Comment", in *Journal of Urban Economics*, Vol. 18, Sep., pp. 135–142.
- Castles, I. 1997. *The OECD–EUROSTAT PPP Program: Review of Practice and Procedures* (Paris: OECD).
- Caves, D.W., L.R. Christensen and W.E. Diewert. 1982a. "The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output and Productivity", in *Econometrica*, Vol. 50, 1393–1414.
- , L.R. Christensen and W.E. Diewert. 1982b. "Multilateral Comparisons of Output, Input and Productivity using Superlative Index Numbers", in *Economic Journal*, Vol. 92, pp. 73–86.
- Cecchetti, S.G. 1997. "Measuring Inflation for Central Bankers", in *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol. 79, pp. 143–155.
- Christensen, L.R. and D.W. Jorgenson. 1969. "The Measurement of U.S. Real Capital Input, 1929–1967", in *Review of Income and Wealth*, Vol. 15, No. 4, pp. 293–320.
- , — and L.J. Lau. 1971. "Conjugate Duality and the Transcendental Logarithmic Production Function", in *Econometrica*, Vol. 39, pp. 255–256.
- Church, A.H. 1901. "The Proper Distribution of Establishment Charges, Part III", in *The Engineering Magazine*, Vol. 21, pp. 904–912.
- Clements, K.W. and H.Y. Izan. 1981. "A Note on Estimating Divisia Index Numbers", in *International Economic Review*, Vol. 22, pp. 745–747.
- and H.Y. Izan. 1987. "The Measurement of Inflation: A Stochastic Approach", in *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 5, pp. 339–350.
- Cobb, C. and P.H. Douglas. 1928. "A Theory of Production", in *American Economic Review*, Vol. 18, pp. 39–165.
- Cochran, W.G. 1977. *Sampling Techniques*, 3rd edition (New York: Wiley).
- Cockburn, I.M. and A.H. Anis. 1998. *Hedonic Analysis and Arthritic Drugs*, Working Paper 6574 (Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research).
- Coggeshall, F. 1887. "The Arithmetic, Geometric and Harmonic Means", in *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 1, pp. 83–86.
- Combris, P., S. Lecocqs and M. Visser. 1997. "Estimation of a Hedonic Price Equation for Bordeaux Wine: Does Quality Matter?", in *Economic Journal*, Vol. 107, No. 441, pp. 390–402.
- Commission of the European Communities (Eurostat), IMF, OECD, United Nations and World Bank. 1993. *System of National Accounts 1993* (Brussels/Luxembourg, New York, Paris, Washington, D.C.).
- Congressional Budget Office (CBO). 1994. *Is the Growth of the CPI a Biased Measure of Changes in the Cost of Living?*, CBO Paper, Oct. (Washington, D.C.).
- Crawford, A. 1998. "Measurement Biases in the Canadian CPI: An Update", in *Bank of Canada Review*, Spring, pp. 39–56.
- Cropper, M.L., L.L. Deck and K.E. McConnell. 1988. "On the Choice of Functional Form for Hedonic Price Functions", in *Review of Economics and Statistics*, Vol. 70, No. 4, pp. 668–675.
- Crump, N. 1924. "The Interrelation and Distribution of Prices and their Incidence Upon Price Stabilization", in *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 87, pp. 167–206.
- Cunningham, A.W.F. 1996. *Measurement Bias in Price Indices: An Application to the UK's RPI*, Bank of England Working Paper 47 (London: Bank of England).
- Curry, B., P. Morgan and M. Silver. 2001. "Hedonic Regressions: Misspecification and Neural Networks", in *Applied Economics*, Vol. 33, pp. 659–671.
- Czinkota, M.R. and I. Ronkainen. 1997. "International Business and Trade in the Next Decade: Report from a Delphi Study", in *Journal of International Business Studies*, Vol. 28, No. 4, pp. 827–844.
- Dalén, J. 1992. "Computing Elementary Aggregates in the Swedish Consumer Price Index", in *Journal of Official Statistics*, Vol. 8, pp. 129–147.
- 1994. *Sensitivity Analyses for Harmonizing European Consumer Price Indices*, Paper presented at the First Meeting of the International Working Group on Price Indices, Ottawa, Oct. 31–Nov. 4. Available at: <http://www.ottawagroup.org>
- 1995. "Quantifying errors in the Swedish consumer price index", in *Journal of Official Statistics*, Vol. 13, No. 3, pp. 347–356.
- 1997. *Experiments with Swedish Scanner Data*, Paper presented at the Third Meeting of the International Working Group on Price Indices, Voorburg, Apr. 16–18. Available at: <http://www.ottawagroup.org>.
- 1998a. *On the Statistical Objective of a Laspeyres Price Index*, Paper presented at the Fourth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Washington, D.C., Apr. 22–24. Available at: <http://www.ottawagroup.org>.
- 1998b. "Studies on the Comparability of Consumer Price Indices", in *International Statistical Review*, Vol. 66, No. 1, pp. 83–113.
- 1999a. "On Reliability, Uncertainty and Bias in Consumer Price Indexes", in M. Silver and D. Fenwick (eds.): *Proceedings of the Measurement of Inflation Conference* (Cardiff: Cardiff University), pp. 184–190.
- 1999b. *A note on the Variance of the Sample Geometric Mean*, Research Report 1991: 1, Department of Statistics (Stockholm: Stockholm University).
- and O. Muelteel. 1998. *Variance estimation in the Luxembourg CPI*, Cellule "Statistique et décision" (Luxembourg: Centre de Recherche Public–Centre Universitaire).
- and E. Ohlsson. 1995. "Variance Estimation in the Swedish Consumer Price Index", in *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 13, No. 3, pp. 347–356.

- Dalton, K.V., J.S. Greenlees, and K.J. Stewart. 1998. "Incorporating a Geometric Mean Formula into the CPI", in *Monthly Labor Review*, Vol. 121, No. 10, pp. 3–7.
- Davies, G.R. 1924. "The Problem of a Standard Index Number Formula", in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 19, pp. 180–188.
- . 1932. "Index Numbers in Mathematical Economics", in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 27, pp. 58–64.
- de Haan, J. 2001. *Generalised Fisher Price Indexes and the Use of Scanner Data in the CPI*, Unpublished Paper (Voorburg: Statistics Netherlands).
- . 2003. *Time Dummy Approaches to Hedonic Price Measurement*, Paper presented at the Seventh Meeting of the International Working Group on Price Indices, Paris, May 27–29. Available at: <http://www.insee.fr/>
- and E. Opperdoes. 1997. *Estimation of the Coffee Price Index Using Scanner Data: Simulation of Official Practices*, Paper presented at the Third Meeting of the International Working Group on Price Indices, Voorburg, Apr. 16–18. Available at: <http://www.ottawagroup.org>
- , E. Opperdoes, and C. Schut. 1997. *Item Sampling in the Consumer Price Index: A Case Study using Scanner Data*, Research Report (Voorburg: Statistics Netherlands).
- , E. Opperdoes, and C. Schut. 1999. "Item Selection in the Consumer Price Index: Cut-off Versus Probability Sampling", in *Survey Methodology*, Vol. 25, No. 1, pp. 31–41.
- Deaton, A. 1998. "Getting prices right: What should be done?", in *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 12, No. 1, pp. 37–46.
- Denny, M. 1974. "The Relationship Between Functional Forms for the Production System", in *Canadian Journal of Economics*, Vol. 7, pp. 21–31.
- Diewert, W.E. 1974a. "Applications of Duality Theory", in M.D. Intriligator and D.A. Kendrick (eds.): *Frontiers of Quantitative Economics*, Vol. II (Amsterdam: North-Holland) pp. 106–171.
- . 1974b. "Intertemporal Consumer Theory and the Demand for Durables", in *Econometrica*, Vol. 42, pp. 497–516.
- . 1976. "Exact and Superlative Index Numbers", in *Journal of Econometrics*, Vol. 4, pp. 114–145.
- . 1978. "Superlative Index Numbers and Consistency in Aggregation", in *Econometrica*, Vol. 46, pp. 883–900.
- . 1980. "Aggregation Problems in the Measurement of Capital", in D. Usher (ed.): *The Measurement of Capital*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), pp. 433–528.
- . 1983a. "The Theory of the Cost of Living Index and the Measurement of Welfare Change", in W.E. Diewert and C. Montmarquette (eds.): *Price Level Measurement* (Ottawa: Statistics Canada), pp. 163–233; reprinted in W.E. Diewert (ed.): *Price Level Measurement* (Amsterdam: North-Holland, 1990), pp. 79–147.
- . 1983b. "The Theory of the Output Price Index and the Measurement of Real Output Change", in W.E. Diewert and C. Montmarquette (eds.): *Price Level Measurement* (Ottawa: Statistics Canada), pp. 1049–1113.
- . 1983c. "The Treatment of Seasonality in a Cost of Living Index", in W.E. Diewert and C. Montmarquette (eds.): *Price Level Measurement* (Ottawa: Statistics Canada), pp. 1019–1045.
- . 1986. *Microeconomic Approaches to the Theory of International Comparisons*, Technical Working Paper No. 53 (Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research).
- . 1992a. "Fisher Ideal Output, Input and Productivity Indexes Revisited", in *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 3, pp. 211–248.
- . 1992b. "Exact and Superlative Welfare Change Indicators", in *Economic Inquiry*, Vol. 30, pp. 565–582.
- . 1993a. "The Early History of Price Index Research", in W.E. Diewert and A.O. Nakamura (eds.): *Essays in Index Number Theory*, Vol. 1, Contributions to Economic Analysis 217 (Amsterdam: North-Holland), pp. 33–65.
- . 1993b. "Duality Approaches to Microeconomic Theory", in W.E. Diewert and A.O. Nakamura (eds.): *Essays in Index Number Theory*, Vol. 1, Contributions to Economic Analysis 217 (Amsterdam: North-Holland), pp. 105–175.
- . 1993c. "Symmetric Means and Choice under Uncertainty", in W.E. Diewert and A.O. Nakamura (eds.): *Essays in Index Number Theory*, Vol. 1, Contributions to Economic Analysis 217 (Amsterdam: North-Holland), pp. 355–433.
- . 1993d. "Overview of Volume 1", in W.E. Diewert and A.O. Nakamura (eds.): *Essays in Index Number Theory*, Vol. 1, Contributions to Economic Analysis 217 (Amsterdam: North-Holland) pp. 1–31.
- . 1995a. *Axiomatic and Economic Approaches to Elementary Price Indexes*, Discussion Paper No. 95–01, Department of Economics (Vancouver: University of British Columbia). Available at: <http://www.econ.ubc.ca>
- . 1995b. *On the Stochastic Approach to Index Numbers*, Discussion Paper No. 95–31, Department of Economics (Vancouver: University of British Columbia). Available at: <http://www.econ.ubc.ca>
- . 1996a. "Price and Volume Measures in the National Accounts", in J. Kendrick (ed.): *The New System of National Economic Accounts* (Norwell, MA: Kluwer Academic Publishers), pp. 237–285.
- . 1996b. *Seasonal Commodities, High Inflation and Index Number Theory*, Discussion Paper 96–06, Department of Economics (Vancouver: University of British Columbia).
- . 1996c. *Sources of Bias in Consumer Price Indexes*, Discussion Paper, School of Economics (Sydney: University of New South Wales).
- . 1997. "Commentary on Mathew D. Shapiro and David W. Wilcox: Alternative Strategies for Aggregating Price in the CPI", in *The Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol. 79, No. 3, pp. 127–137.
- . 1998a. "Index Number Issues in the Consumer Price Index", in *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 12, No. 1, pp. 47–58.
- . 1998b. "High Inflation, Seasonal Commodities and Annual Index Numbers", in *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 2, pp. 456–471.
- . 1999a. "Index Number Approaches to Seasonal Adjustment", in *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 3, pp. 48–68.
- . 1999b. "Axiomatic and Economic Approaches to Multilateral Comparisons", in A. Heston and R.E. Lipsey (eds.): *International and Interarea Comparisons of Income, Output and Prices* (Chicago, IL: University of Chicago Press), pp. 13–87.
- . 2000. *Notes on Producing an Annual Superlative Index Using Monthly Price Data*, Discussion Paper No. 00-08, Department of Economics (Vancouver: University of British Columbia). Available at: <http://www.econ.ubc.ca>

- . 2001. “The Consumer Price Index and Index Number Purpose”, in *Journal of Economic and Social Measurement*, Vol. 27, pp. 167–248.
- . 2002a. “The Quadratic Approximation Lemma and Decompositions of Superlative Indexes”, in *Journal of Economic and Social Measurement*, Vol. 28, pp. 63–88.
- . 2002b. *Similarity and Dissimilarity Indexes: An Axiomatic Approach*, Discussion Paper No. 02-10, Department of Economics (Vancouver: University of British Columbia). Available at: <http://www.econ.ubc.ca>
- . 2002c. “Harmonized Indexes of Consumer Prices: Their Conceptual Foundations”, in *Swiss Journal of Economics and Statistics*, Vol. 138, No. 4, pp. 547–637.
- . 2002d. *Notes on Hedonic Producer Price Indexes*, Unpublished Paper, Department of Economics (Vancouver: University of British Columbia), Jan.
- . 2002e. *Hedonic Regressions: A Review of Some Unresolved Issues*, Unpublished Paper, Department of Economics (Vancouver: University of British Columbia).
- . 2003a. “Hedonic Regressions: A Consumer Theory Approach”, in R.C. Feenstra and M.D. Shapiro (eds.): *Scanner Data and Price Indexes*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: The University of Chicago Press), pp. 317–348.
- . 2003b. *Measuring Capital*, NBER Working Paper W9526 (Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research).
- and D.A. Lawrence. 2000. “Progress in Measuring the Price and Quantity of Capital”, in L.J. Lau (ed.): *Econometrics Volume 2: Econometrics and the cost of Capital: Essays in Honor of Dale W. Jorgenson* (Cambridge, MA: The MIT Press), pp. 273–326.
- Dikhanov, Y. 1997. *The Sensitivity of PPP-Based Income Estimates to Choice of Aggregation Procedures*, Unpublished Paper, International Economics Department (Washington, D.C.: World Bank), Jan.
- Dippo, C.S. and C.A. Jacobs. 1983. “Area Sampling Redesign for the Consumer Price Index”, in *Proceedings of the Survey Research Methods Section, American Statistical Association*, pp. 118–123.
- Divisia, F. 1926. *L'indice monétaire et la théorie de la monnaie* (Paris: Société anonyme du Recueil Sirey).
- Drechsler, L. 1973. “Weighting of Index Numbers in Multilateral International Comparisons”, in *Review of Income and Wealth*, Vol. 19, pp. 17–34.
- Drobisch, M. W. 1871a. “Ueber die Berechnung der Veränderungen der Waarenpreise und des Geldwerths”, in *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Vol. 16, pp. 143–156.
- . 1871b. “Ueber einige Einwürfe gegen die in diesen Jahrbüchern veröffentlichte neue Methode, die Veränderungen der Waarenpreise und des Geldwerths zu berechnen”, in *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Vol. 16, pp. 416–427.
- Ducharme, L.M. 1997. “The Canadian Consumer Price Index and the Bias Issue: Present and Future Outlooks” in L.M. Ducharme (ed.): *Bias in the CPI: Experiences from Five OECD Countries*, Prices Division Analytical Series, No. 10 (Ottawa: Statistics Canada), pp. 13–24.
- Duggan, J. E. and R. Gillingham. 1999. “The Effect of Errors in the CPI on Social Security Finances”, in *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 17, No. 2, pp. 161–169.
- Dulberger, E.R. 1989. “The Application of an Hedonic Model to a Quality-Adjusted Price Index For Computer Processors”, in D. Jorgenson and R. Landau (eds.): *Technology and Capital Formation* (Cambridge, MA: MIT Press).
- . 1993. “Sources of Price Decline in Computer Processors: Selected Electronic Components”, in M. Foss, M.E. Manser and A.H. Young (eds.): *Price Measurement and their Uses*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), pp. 103–124.
- Dutot, C. 1738. *Réflexions politiques sur les finances et le commerce*, Vol. 1 (La Haye: Les frères Vaillant et N. Prevost).
- Dwyer, L., P. Forsyth and D.S. Prasada Rao. 2001. *PPPs and the Price Competitiveness of International Tourism Destinations*, Paper presented at the Joint World Bank–OECD Seminar on Purchasing Power Parities: Recent Advances in Methods and Applications, Washington, D.C., Jan. 30–Feb. 2.
- Edgeworth, F.Y. 1888. “Some New Methods of Measuring Variation in General Prices”, in *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 51, pp. 346–368.
- . 1923. “The Doctrine of Index Numbers According to Mr. Correa Walsh”, in *The Economic Journal*, Vol. 11, pp. 343–351.
- . 1925. *Papers Relating to Political Economy*, Vol. 1 (New York: Burt Franklin).
- Edwards, R. 1997. “Measuring Inflation in Australia”, in L.M. Ducharme (ed.): *Bias in the CPI: Experiences from Five OECD Countries*, Prices Division Analytical Series, No. 10 (Ottawa: Statistics Canada), pp. 5–12.
- Ehemann, C., A.J. Katz and B.R. Moulton. 2002. “The Chain-Additivity Issue and the U.S. National Accounts”, in *Journal of Economic and Social Measurement*, Vol. 28, pp. 37–49.
- Eichhorn, W. 1978. *Functional Equations in Economics* (Reading, MA: Addison-Wesley Publishing Company).
- and J. Voeller. 1976. *Theory of the Price Index*, Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems, Vol. 140 (Berlin: Springer-Verlag).
- Eldridge, L.P. 1999. “How price indexes affect BLS productivity measures”, in *Monthly Labor Review*, Vol. 122, No. 2, pp. 35–46.
- Elteto, O. and P. Koves. 1964. “On an Index Number Computation Problem in International Comparison”, in *Statistikai Szemle*, Vol. 42, pp. 507–518 (in Czech).
- Epple, D. 1987. “Hedonic Prices and Implicit Markets: Estimating Demand and Supply Functions for Differentiated Products”, in *Journal of Political Economy*, Vol. 95, pp. 59–80.
- European Foundation for Quality Management Excellence Model (Brussels: European Foundation for Quality Management). Available at: <http://www.efqm.org>
- Eurostat. 1993. *Classification of Products by Activity in the European Economic Community (CPA)* (Luxembourg).
- . 2001a. *Compendium of HICP Reference Documents* (Luxembourg: Unit B3, Harmonisation of Price Indices), Mar.
- . 2001b. *Handbook on Price and Volume Measures in National Accounts* (Luxembourg: European Commission).
- Feenstra, R.C. 1994. “New Product Varieties and the Measurement of International Prices”, in *American Economic Review*, Vol. 34, pp. 157–177.
- . 1995. “Exact Hedonic Price Indices”, in *Review of Economics and Statistics*, Vol. 77, pp. 634–654.

- and C.R. Shiells. 1997. “Bias in U.S. Import Prices and Demand”, in T.F. Bresnahan and R.J. Gordon (eds.): *The Economics of New Goods*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago), pp. 249–276.
- and M.D. Shapiro. 2003. “High Frequency Substitution and the Measurement of Price Indexes”, in R.C. Feenstra and M.D. Shapiro (eds.): *Scanner Data and Price Indexes*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: The University of Chicago Press), pp. 123–146.
- and W.E. Diewert. 2001. *Imputation and Price Indexes: Theory and Evidence from the International Price Program*, Working Paper No. 335 (Washington, D.C.: Bureau of Labor Statistics). Available at: <http://www.bls.gov>
- Fenwick, D. 1997. “The Boskin Report from a United Kingdom Perspective”, in L.M. Ducharme (ed.): *Bias in the CPI: Experiences from Five OECD Countries*, Prices Division Analytical Series, No. 10 (Ottawa: Statistics Canada), pp. 45–52.
- , A. Ball, M. Silver and P.H. Morgan. 2003. “Price Collection and Quality Assurance of Item Sampling in the Retail Price Index: How Can Scanner Data Help?”, in M. Shapiro and R. Feenstra (eds.): *Scanner Data and Price Indexes*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press, 2003), pp. 67–87.
- Ferger, W.F. 1931. “The Nature and Use of the Harmonic Mean”, in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 26, pp. 36–40.
- . 1936. “Distinctive Concepts of Price and Purchasing Power Index Numbers”, in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 31, pp. 258–272.
- Ferrari, G. and M. Riani. 1998. “On Purchasing Power Parities Calculation at the Basic Heading Level”, in *Statistica*, Vol. LVIII, pp. 91–108.
- , G. Gozzi and M. Riani. 1996. “Comparing GEKS and EPD Approaches for Calculating PPPs at the Basic Heading level”, in Eurostat: *Improving the Quality of Price Indices: CPI and PPP* (Luxembourg).
- Fisher, F.M. and K. Shell. 1972. “The Pure Theory of the National Output Deflator”, in *The Economic Theory of Price Indexes* (New York: Academic Press), pp. 49–113.
- Fisher, I. 1897. “The Role of Capital in Economic Theory”, in *Economic Journal*, Vol. 7, pp. 511–537.
- . 1911. *The Purchasing Power of Money* (London: Macmillan).
- . 1921. “The Best Form of Index Number”, in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 17, pp. 533–537.
- . 1922. *The Making of Index Numbers* (Boston, MA: Houghton-Mifflin).
- Fisher, W.C. 1913. “The Tabular Standard in Massachusetts History”, in *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 27, pp. 417–451.
- Fixler, D. and K.D. Zieschang. 1992. “Incorporating Ancillary Measures of Processes and Quality Change into a Superlative Productivity Index”, in *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 2, pp. 245–267.
- and K.D. Zieschang. 2001. *Price Indices for Financial Services*, Paper presented at the Sixth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Canberra, Apr. 2–6. Available at: <http://www.ottawagroup.org>
- Flux, A.W. 1921. “The Measurement of Price Change”, in *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 84, pp. 167–199.
- Forsyth, F.G., and R.F. Fowler. 1981. “The Theory and Practice of Chain Price Index Numbers”, in *Journal of the Royal Statistical Society A*, Vol. 144, No. 2, pp. 224–247.
- Frisch, R. 1930. “Necessary and Sufficient Conditions Regarding the Form of an Index Number Which Shall Meet Certain of Fisher’s Tests”, in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 25, pp. 397–406.
- . 1936. “Annual Survey of General Economic Theory: The Problem of Index Numbers”, in *Econometrica*, Vol. 4, pp. 1–38.
- Frost, S. 2001. *The Construction of Price Indices for Deposit and Loan Facilities*, Paper presented at the Sixth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Canberra, Apr. 2–6. Available at: www.ottawagroup.org/
- Funke, H. and J. Voeller. 1978. “A Note on the Characterization of Fisher’s Ideal Index”, in W. Eichhorn, R. Henn, O. Opitz and R.W. Shephard (eds.): *Theory and Applications of Economic Indices* (Würzburg: Physica-Verlag), pp. 177–181.
- , G. Hacker and J. Voeller. 1979. “Fisher’s Circular Test Reconsidered”, in *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik*, Vol. 115, pp. 677–687.
- Garcke, E. and J.M. Fells. 1893. *Factory Accounts: Their Principles and Practice*, Fourth Edition (First Edition 1887) (London: Crosby, Lockwood and Son).
- Geary, R.C. 1958. “A note on the comparison of exchange rates and purchasing power between countries”, in *Journal of the Royal Statistical Society (Series A)*, Vol. 121, pp. 97–99.
- Genereux, P.A. 1983. “Impact of the Choice of Formulae on the Canadian Consumer Price Index” in W.E. Diewert and C. Montmarquette (eds.): *Price Level Measurement* (Ottawa: Statistics Canada), pp. 489–535.
- Gilman, S. 1939. *Accounting Concepts of Profit* (New York: The Roland Press Co.).
- Goldberger, A.A. 1968. “The Interpretation and Estimation of Cobb–Douglas Functions”, in *Econometrica*, Vol. 35, pp. 464–472.
- Goodhart, C. 2001. “What Weights should be Given to Asset Prices in the Measurement of Inflation?”, in *Economic Journal*, Vol. 111, June, F335–F356.
- Gordon, R.J. 1990. *The Measurement of Durable Goods Prices* (Chicago, IL: University of Chicago Press).
- and Z. Griliches. 1997. “Quality Change and New Products”, in *American Economic Review: Papers and Proceedings of the Hundred and Fourth Annual Meeting of the American Economic Association*, Vol. 87, No. 2, pp. 84–88.
- Gorman, W.M. 1980. “A Possible Procedure for Analyzing Quality Differentials in the Egg Market”, in *Review of Economic Studies*, Vol. 47, pp. 843–856.
- Greenlees, J. 1997. “Expenditure Weight Updates and Measured Inflation”, Paper presented at the Third Meeting of the International Working Group on Price Indices, Voorburg, Apr. 16–18.
- . 1999. *Random Errors and Superlative Indexes*, Paper presented at the Annual Conference of the Western Economic Association, 8 July, San Diego, CA.
- . 2000. “Consumer Price Indexes: Methods for Quality and Variety Change”, in *Statistical Journal of the United Nations Economic Commission for Europe*, Vol. 17, No. 1, pp. 37–58.
- . 2003. *Introducing the Chained Consumer Price Index*, Paper presented at the Seventh Meeting of the International

- Working Group on Price Indices, Paris, May 27–29. Available at: <http://www.insee.fr>
- Griliches, Z. 1988. *Technology, Education and Productivity: Early Papers with Notes to Subsequent Literature* (New York: Basil Blackwell).
- . 1990. “Hedonic Price Indices and the Measurement of Capital and Productivity: Some Historical Reflections”, in E.R. Berndt and J.E. Triplett (eds.): *Fifty Years of Economic Measurement: The Jubilee of the Conference on Research in Income and Wealth*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), pp. 185–206.
- Guðnason. 1999. *Use of Cash Register Data*, Paper presented at the Fifth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Reykjavik, Aug. 25–27. Available at: <http://www.ottawagroup.org>
- Guðnason, R. 2003. *How do we Measure Inflation? Some Measurement Problems*, Paper presented at the Seventh Meeting of the International Working Group on Price Indices, May 27–29, Paris. Available at: <http://www.insee.fr>
- Hardy, G.H., J.E. Littlewood and G. Pólya. 1934. *Inequalities* (Cambridge: Cambridge University Press).
- Harper, M.J., E.R. Berndt and D.O. Wood. 1989. “Rates of Return and Capital Aggregation Using Alternative Rental Prices”, in D.W. Jorgenson and R. Landau (eds.): *Technology and Capital Formation* (Cambridge, MA: The MIT Press), pp. 331–372.
- Haschka, P. 2003. *Simple Methods of Explicit QA for Services in Complex Pricing Schemes*, Paper presented at the Seventh Meeting of the International Working Group on Price Indices, May 27–29, Paris. Available at: <http://www.insee.fr>
- Hausman, J.A. 1997. “Valuation of New Goods Under Perfect and Imperfect Conditions”, in T.F. Bresnahan and R.J. Gordon (eds.): *The Economics of New Goods*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), pp. 209–237.
- . 1999. “Cellular Telephone, New Products, and the CPI”, in *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 17, No. 2, pp. 188–194.
- . 2002. *Sources of Bias and Solutions to Bias in the CPI*, NBER Working Paper 9298 (Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research).
- Hawkes, W.J. 1997. *Reconciliation of Consumer Price Index Trends in Average Prices for Quasi-Homogeneous Goods Using Scanning Data*, Paper presented at the Third Meeting of the International Working Group on Price Indices, Voorburg, Apr. 16–18. Available at: <http://www.ottawagroup.org>
- and F.W. Piotrowski. 2003. “Using Scanner Data to Improve the Quality of Measurement in the Consumer Price Index”, in R.C. Feenstra and M.D. Shapiro (eds.): *Scanner Data and Price Indexes*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), pp. 17–38.
- Haworth, M.F., D. Fenwick and R. Beaven. 1997. *Recent Developments in the UK Retail Prices Index: Quality Management*, Paper presented at the Third Meeting of the International Working Group on Price Indices, Voorburg, Apr. 16–18. Available at: <http://www.ottawagroup.org>
- Hicks, J.R. 1940. “The Valuation of the Social Income”, in *Economica*, Vol. 7, pp. 105–124.
- . 1941–42. “Consumers’ Surplus and Index Numbers”, in *The Review of Economic Studies*, Vol. 9, pp. 126–137.
- . 1946. *Value and Capital*, Second Edition (Oxford: Clarendon Press).
- Hidiroglou M.A. and J.-M. Berthelot. 1986. “Statistical editing and imputation for periodic business surveys”, in *Survey Methodology*, Vol. 12, No. 1, pp. 73–83.
- Hill, R.J. 1995. *Purchasing Power Methods of Making International Comparisons*, Ph.D. Dissertation (Vancouver: University of British Columbia).
- . 1999a. “Comparing Price Levels across Countries Using Minimum Spanning Trees”, in *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 81, pp. 135–142.
- . 1999b. “International Comparisons using Spanning Trees”, in A. Heston and R.E. Lipsey (eds.): *International and Interarea Comparisons of Income, Output and Prices*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), pp. 109–120.
- . 1999c. “Chained PPPs and Minimum Spanning Trees”, in A. Heston and R.E. Lipsey (eds.): *International and Interarea Comparisons of Income, Output and Prices*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: Chicago University Press), pp. 327–364.
- . 1999d. “Comparing Price Levels Across Countries Using Minimum Spanning Trees”, in *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 81, pp. 135–142.
- . 2001. “Measuring Inflation and Growth Using Spanning Trees”, in *International Economic Review*, Vol. 42, pp. 167–185.
- . 2002. *Superlative Index Numbers: Not All of them Are Super*, Discussion Paper No. 2002/04, School of Economics (Sydney: University of New South Wales).
- Hill, T.P. 1988. “Recent Developments in Index Number Theory and Practice”, in *OECD Economic Studies*, Vol. 10, pp. 123–148.
- . 1993. “Price and Volume Measures”, in *System of National Accounts 1993* (Brussels/Luxembourg, New York, Paris, New York, and Washington, D.C.: Commission of the European Communities, IMF, OECD, World Bank and United Nations), pp. 379–406.
- . 1996. *Inflation Accounting: A Manual on National Accounting under Conditions of High Inflation* (OECD: Paris).
- . 1998. “The Measurement of Inflation and Changes in the Cost of Living”, in *Statistical Journal of the United Nations ECE*, Vol. 15, pp. 37–51.
- . 1999. *COL Indexes and Inflation Indexes*, Paper tabled at the Fifth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Reykjavik, Aug. 25–27. Available at: <http://www.ottawagroup.org>
- Hillinger, C. 2002. *A General Theory of Price and Quantity Aggregation and Welfare Measurement*, CISifo Working Paper No. 818 (Munich: University of Munich).
- Hoffmann, J. 1998. *Problems of Inflation Measurement in Germany*, Discussion Paper 1/98, Economic Research Group of the Deutsche Bundesbank (Frankfurt: Deutsche Bundesbank).
- . 1999. *The Treatment of Quality Changes in the German Consumer Price Index*, Paper presented at the Fifth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Reykjavik, Aug. 25–27. Available at: <http://www.ottawagroup.org>
- and C. Kurz. 2002. *Rent Indices for Housing in West Germany: 1985 to 1998*, Discussion Paper 01/02, Economic Research Centre of the Deutsche Bundesbank (Frankfurt: Deutsche Bundesbank).

- Holdway, M. 1999. *An Alternative Methodology: Valuing Quality Changes for Microprocessors in the PPI*, Unpublished Paper (Washington, D.C.: Bureau of Labor Statistics).
- Hottelling, H. 1925. "A General Mathematical Theory of Depreciation", in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 20, pp. 340–353.
- Houthakker, H.S. 1952. "Compensated Changes in Quantities and Qualities Consumed", in *Review of Economic Studies*, Vol. 19, pp. 155–164.
- Hoven, L. 1999. *Some Observations on Quality Adjustment in the Netherlands*, Unpublished Paper, Department of Consumer Prices (Voorburg: Statistics Netherlands).
- Hulten, C.R. 1973. "Divisia Index Numbers", in *Econometrica*, Vol. 41, pp. 1017–1026.
- . 1990. "The Measurement of Capital", in E.R. Berndt and J.E. Triplett (eds.): *Fifty Years of Economic Measurement: The Jubilee of the Conference on Research in Income and Wealth*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), pp. 119–158.
- . 1996. "Capital and Wealth in the Revised SNA", in J.W. Kendrick (ed.): *The New System of National Accounts* (New York: Kluwer Academic Publishers), pp. 149–181.
- and F.C. Wykoff. 1981a. "The Estimation of Economic Depreciation using Vintage Asset Prices", in *Journal of Econometrics*, Vol. 15, pp. 367–396.
- . 1981b. "The Measurement of Economic Depreciation", in C.R. Hulten (ed.): *Depreciation, Inflation and the Taxation of Income from Capital* (Washington, D.C.: The Urban Institute Press), pp. 81–125.
- . 1996. "Issues in the Measurement of Economic Depreciation: Introductory Remarks", in *Economic Inquiry*, Vol. 34, pp. 10–23.
- International Labour Organization (ILO). 1987. *Report of the Fourteenth International Conference of Labour Statisticians* (Geneva).
- . 1990. *ISCO-88: International Standard Classification of Occupations* (Geneva).
- . 1998. "Guidelines concerning dissemination practices for labour statistics", in *Report of the Sixteenth International Conference of Labour Statisticians* (Geneva). Web address: <http://www.ilo.org/public/english/bureau/stat/standards/guidelines/index.htm>
- . 2003. *Report III to the Seventeenth International Conference of Labour Statisticians* (Geneva).
- ILO, IMF, OECD, Eurostat, UNECE and the World Bank. 2004. *Producer Price Index Manual* (Brussels/Luxembourg, Geneva, Washington, D.C., Geneva, Washington, D.C.).
- International Monetary Fund (IMF). *General Data Dissemination System (GDDS)*. Web address: <http://dsbb.imf.org/Applications/web/gdds/gddshome/>
- . *Special Data Dissemination Standard (SDDS)*. Web address: <http://dsbb.imf.org/Applications/web/sddshome>
- . 1993. *Balance of Payments Manual, Fifth Edition* (Washington, D.C.).
- . 2001. *Government Financial Statistics Manual* (Washington, D.C.).
- Ioannidis, C. and M. Silver. 1999. "Estimating Hedonic Indices: An Application to UK Television Sets", in *Journal of Economics. Zeitschrift für Nationalökonomie*, Vol. 69, No. 1, pp. 71–94.
- ISO 9000. Geneva, International Standards Organization, 1994. Web address: <http://iso.ch>
- ISO 9001. Geneva, International Standards Organization, 2000. Web address: <http://iso.ch>
- Jacobsen, J. 1997. *Variance Estimation and Sample Allocation in the Finnish CPI*, Memo written for Statistics Finland, Mar. 11.
- Jensen, J.L.W.V. 1906. "Sur les fonctions convexes et les inégalités entre les valeurs moyennes", in *Acta Math.*, Vol. 8, pp. 94–96.
- Jevons, W.S. 1863. "A Serious Fall in the Price of Gold Ascertained and its Social Effects Set Forth", reprinted in *Investigations in Currency and Finance* (London: Macmillan and Co., 1884), pp. 13–118.
- . 1865. "The Variation of Prices and the Value of the Currency since 1782", in *Journal of the Statistical Society of London*, Vol. 28, pp. 294–320; reprinted in *Investigations in Currency and Finance* (London: Macmillan and Co., 1884), pp. 119–150.
- . 1884. "A Serious Fall in the Value of Gold Ascertained and its Social Effects Set Forth. 1863", in *Investigations in Currency and Finance* (London: Macmillan and Co.), pp. 13–118.
- Jorgenson, D.W. 1989. "Capital as a Factor of Production", in D.W. Jorgenson and R. Landau (eds.): *Technology and Capital Formation* (Cambridge, MA: The MIT Press), pp. 1–35.
- . 1996. "Empirical Studies of Depreciation", in *Economic Inquiry*, Vol. 34, pp. 24–42.
- and Z. Griliches. 1967. "The Explanation of Productivity Change", in *Review of Economic Studies*, Vol. 34, pp. 249–283.
- Katz, A.J. 1983. "Valuing the Services of Consumer Durables", in *The Review of Income and Wealth*, Vol. 29, pp. 405–427.
- Kennedy, P. 1998. *A Guide to Econometrics* (Oxford: Blackwell Publishers).
- Kenny, P.B. 1995. *Errors in the Retail Prices Index*, Memo written for the UK Central Statistical Office/Office for National Statistics, 8 Mar.
- Keynes, J.M. 1930. *A Treatise on Money in Two Volumes: 1: The Pure Theory of Money* (London: Macmillan).
- Khamis, S.H. 1970. "Properties and Conditions for the Existence of a New Type of Index Numbers", in *Sankhya*, Series B, Vol. 32, pp. 81–98.
- . 1972. "A New System of Index Numbers for National and International Purposes", in *Journal of the Royal Statistical Society*, Series A, Vol. 135, pp. 96–121.
- . 1984. "On Aggregation methods for International Comparisons", in *Review of Income and Wealth*, Vol. 30, No. 2, pp. 185–205.
- Knibbs, Sir G.H. 1924. "The Nature of an Unequivocal Price Index and Quantity Index", in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 19, pp. 42–60 and 196–205.
- Kokoski, M.F., K. Wachrer and P. Rozaklis. 2001. *Using Hedonic Methods for Quality Adjustment in the CPI: The Consumer Audio Products Component*, Working Paper No. 344 (Washington, D.C.: Bureau of Labor Statistics).
- , B.R. Moulton and K.D. Zieschang. 1999. "Interarea Price Comparisons for Heterogeneous Goods and Several Levels of Commodity Aggregation", in A. Heston and R.E. Lipsey (eds.): *International and Interarea Comparisons of Income, Output and Prices*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), pp. 123–166.
- Konüs, A.A. 1924. "The Problem of the True Index of the Cost of Living", in *The Economic Bulletin of the Institute of*

- Economic Conjecture* (in Russian), No. 9–10, pp. 64–71; published in English in 1939 in *Econometrica*, Vol. 7, pp. 10–29.
- and S.S. Byushgens. 1926. “K probleme pokupatelnoi cili deneg”, in *Voprosi Konyunkturi*, Vol. 2, pp. 151–172.
- Koskimäki, T. and M. Ylä-Jarkko. 2003. *Segmented Markets and CPI Elementary Classifications*, Paper presented at the Seventh Meeting of the International Working Group on Price Indices, Paris, May 27–29. Available at: <http://www.insee.fr/>
- and Y. Vartia. 2001. *Beyond Matched Pairs and Griliches Type Hedonic Methods for Controlling Quality Changes in CPI Subindices*, Paper presented at the Sixth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Canberra, Apr. 2–6. Available at: <http://www.ottawagroup.org>
- Kotler, P. 1991. *Marketing Management*, Seventh Edition (Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall).
- Kravis, I.B., A.W. Heston and R. Summers. 1982. *World Product and Income: International Comparisons of Real Gross Domestic Product* (Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press).
- Krueger, A.B. and A. Siskind. 1998. “Using Survey Data to Assess Bias in the Consumer Price Index”, in *Monthly Labor Review*, Vol. 121, No. 4, pp. 24–33.
- Lancaster, K.J. 1966. “A New Approach to Consumer Theory”, in *Journal of Political Economy*, Vol. 74, No. 2, pp. 132–156.
- . 1971. *Consumer Demand: A New Approach* (New York: Columbia University Press).
- Lane, W. 2001. *Addressing the New Goods Problem in the Consumer Price Index*, Paper presented at the Sixth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Canberra, Apr. 2–6. Available at <http://www.ottawa.org>
- Laspeyres, E. 1871. “Die Berechnung einer mittleren Waarenpreissteigerung”, in *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Vol. 16, pp. 296–314.
- Lau, L.J. 1979. “On Exact Index Numbers”, in *Review of Economics and Statistics*, Vol. 61, pp. 73–82.
- Leaver, S.G. and D. Swanson. 1992. “Estimating Variances for the U.S. Consumer Price Index for 1987–1991”, in American Statistical Association: *Proceedings of the Survey Research Methods Section* (Alexandria, VA), pp. 740–745.
- and R. Valliant. 1995. “Statistical Problems in Estimating the U.S. Consumer Price Index”, in Cox et al. (eds.): *Business Survey Methods* (New York: Wiley).
- Lebow, D.E. and J.B. Rudd. 2003. “Measurement Error in the Consumer Price Index: Where Do We Stand?”, in *Journal of Economic Literature*, Vol. 41, pp. 159–201.
- , J.M. Roberts and D.J. Stockton. 1994. *Monetary Policy and the ‘Price Level’*, Unpublished Paper (Washington, D.C.: Board of Governors of the Federal Reserve System), July.
- Lehr, J. 1885. *Beiträge zur Statistik der Preise* (Frankfurt: J.D. Sauerländer).
- Leontief, W. 1936. “Composite Commodities and the Problem of Index Numbers”, in *Econometrica*, Vol. 4, pp. 39–59.
- Lequiller, F. 1997. “Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?”, in L.M. Ducharme (ed.): *Bias in the CPI: Experiences from Five OECD Countries*, Prices Division Analytical Series, No. 10 (Ottawa: Statistics Canada), pp. 25–43.
- Levy, F., H. Beamish, R.J. Murnane and D. Aurtor. 1999. *Computerization and Skills: Example from a Car Dealership*, Brookings Program on Output and Productivity Measurement in the Services Sector, Workshop on Measuring the Output of Business Services, May 14, (Washington, D.C.: Brookings Institution).
- Ley, E. 2003. “Comment”, in R.C. Feenstra and M.D. Shapiro (eds.): *Scanner Data and Price Indexes*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), pp. 379–382.
- Liegey Jr., P.R. 1992. “Adjusting apparel indices in the CPI for quality differences”, in M.F. Foss, M. Manser and A. Young (eds.): *Price Measurements and their Uses*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press).
- . 1994. “Apparel Price Indexes: Effects of Hedonic Adjustments”, in *Monthly Labor Review*, Vol. 117, pp. 38–45.
- . 2000. *Hedonic Quality Adjustment Methods for Microwave Ovens in the U.S. CPI*, Methodology Paper (Washington, D.C.: Bureau of Labor Statistics).
- Linder, F. 1996. *Reducing bias in the estimation of consumer price indices by using integrated data*, Research Report (Voorburg: Statistics Netherlands).
- Lloyd, P.J. 1975. “Substitution Effects and Biases in Nontrivial Price Indices”, in *American Economic Review*, Vol. 65, pp. 301–313.
- Lowe, J. 1823. *The Present State of England in Regard to Agriculture, Trade and Finance*, Second Edition (London: Longman, Hurst, Rees, Orme and Brown).
- Lowe, R. 1996. “The Type and Extent of Quality Changes in the Canadian CPI”, in J. Dalén (ed.): *Proceedings of the Second Meeting of the International Working Group on Price Indices* (Stockholm: Statistics Sweden), pp. 231–249. Available at: <http://www.ottawagroup.org>
- . 1999. *The Use of the Regression Approach to Quality Change for Durables in Canada*, Paper presented at the Fifth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Reykjavik, Aug. 25–27. Available at: <http://www.ottawagroup.org>
- Maddala, G.S. 1988. *Introduction to Econometrics* (New York: Macmillan).
- Malmquist, S. 1953. “Index Numbers and Indifference Surfaces”, in *Trabajos de Estadística*, Vol. 4, pp. 209–242.
- Malpezzi, S., L. Ozanne and T. Thibodeau. 1987. “Microeconomic Estimates of Housing Depreciation”, in *Land Economics*, Vol. 63, pp. 372–385.
- Manser, M.E. and R.J. McDonald. 1988. “An Analysis of Substitution Bias in Measuring Inflation, 1959–85”, in *Econometrica*, Vol. 56, No. 4, pp. 909–930.
- Marshall, A. 1887. “Remedies for Fluctuations of General Prices”, in *Contemporary Review*, Vol. 51, pp. 355–375.
- . 1898. *Principles of Economics*, Fourth Edition (London: The Macmillan Co.).
- Matheson, E. 1910. *The Depreciation of Factories and their Valuation*, Fourth Edition (London: E. & F.N. Spon).
- McClelland, R. and M. Reinsdorf. 1999. *Small Sample Bias in Geometric Mean and Seasoned CPI Component Indexes*, Economic Working Paper (Washington, D.C.: Bureau of Labor Statistics).
- McCracken, P.M., J. Tobin et al. 1999. *Measuring Prices in A Dynamic Economy: Re-Examining the CPI* (New York: The Conference Board).
- Mendelsohn, R. 1984. “Estimating the Structural Equations of Implicit Market and Household Production Functions”, in *Review of Economics and Statistics*, Vol. 66, No. 4, pp. 673–677.

- Mendershausen, H. 1937. "Annual Survey of Statistical Technique: Methods of Computing and Eliminating Changing Seasonal Fluctuations", in *Econometrica*, Vol. 5, pp. 234–262.
- Merkel, F.K. 2000. *Addressing New Item Bias in the Producer Price Indexes: A PPI Quality Improvement Initiative*, Unpublished Paper (Washington, D.C.: Bureau of Labor Statistics).
- Mitchell, W.C. 1927. *Business Cycles* (New York: National Bureau of Economic Research).
- Moulton, B.R. 1996a. *Constant Elasticity Cost-of-Living Index in Share Relative Form* (Washington, D.C.: Bureau of Labor Statistics), Dec.
- . 1996b. "Bias in the Consumer Price Index: What is the Evidence?", in *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 10, No. 4, pp. 159–177.
- . 2001. "The Expanding Role of Hedonic Methods in the Official Statistics of the United States", in *Proceedings of a Symposium on Hedonic Methods* (Wiesbaden: Deutsches Bundesbank and German Federal Statistical Office), June.
- and K.E. Moses. 1997. "Addressing the Quality Change Issue in the Consumer Price Index", in *Brooking Papers on Economic Activity*, Vol. 1, pp. 305–366.
- and E.P. Seskin. 1999. "A Preview of the 1999 Comprehensive Revision of the National Income and Product Accounts", in *Survey of Current Business*, Vol. 79, pp. 6–17.
- , T. LaFleur and K.E. Moses. 1999. "Research on Improved Quality Adjustment in the CPI: The Case of Televisions", in W. Lane (ed.): *Proceedings of the Fourth Meeting of the International Working Group on Price Indices* (Washington, D.C.: Bureau of Labor Statistics), pp. 77–99. Available at: <http://www.ottawagroup.org>
- Mudgett, B.D. 1955. "The Measurement of Seasonal Movements in Price and Quantity Indexes", in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 50, pp. 93–98.
- Muellbauer, J. 1974. "Household Production Theory, Quality, and the 'Hedonic Technique'", in *The American Economic Review*, Vol. 64, No. 6, pp. 977–994.
- Murray, J. and N. Sarantis. 1999. "Price-Quality Relationships and Hedonic Price Indexes for Cars in the United Kingdom", in *International Journal of the Economics of Business*, Vol. 6, No. 1, pp. 1–23.
- Muth, R.F. 1966. "Household Production and Consumer Demand Functions", in *Econometrica*, Vol. 34, pp. 699–708.
- Nevo, A. 2001. *New Products, Quality Changes, and Welfare Measures Computed from Estimated Demand Systems*, NBER Working Paper #W8425 (Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research).
- Norberg, A. 1999. "Quality Adjustment: The Case of Clothing", in M. Silver and D. Fenwick (eds.): *Proceedings of the Measurement of Inflation Conference* (Cardiff: Cardiff University). Available at: <http://www.cardiff.ac.uk>
- Nordhaus, W.D. 1998. "Quality Change in Price Indexes", in *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 12, No. 1, pp. 59–68.
- Obst, Carl. 2000. "A Review of Bias in the CPI", in *Statistical Journal of the United Nations ECE*, Vol. 17, pp. 37–58.
- Office for National Statistics (UK). 1998. *The Retail Prices Index: A Technical Manual*. Available at: <http://www.statistics.gov.uk>
- Oi, W.Y. 1997. "The Welfare Implications of Invention", in T.F. Bresnahan and R.J. Gordon (eds.): *The Economics of New Goods*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), pp. 109–141.
- Okamoto, M. 1999. *Empirical Study of Outlet Sampling Using Scanner Data*, Paper presented at the ILO/ECE Joint Meeting on CPI, Geneva, Nov. 3–5. Available at: <http://www.unece.org>
- . 2001. *Mid-Year Basket Index as a Practical Approximation to a Superlative Index*, Paper presented at the Sixth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Canberra, Apr. 2–6. Available at: <http://www.ottawagroup.org>
- Opperdoes, E. 2001. *Some Empirical Experiments with CES Functions*, Unpublished Paper (Voorburg: Statistics Netherlands).
- Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD). 1997. *Synthesis Paper on Shortcomings of the Consumer Price Index Measure of Inflation for Economic Policy Purposes*, Paper prepared for Working Party No. 1 on Macroeconomic and Structural Policy Analysis, ECO/CPE/WP1(97)12, Sep. (Paris).
- . 1998. *FISM, A Note by the OECD Secretariat*, Prepared for the Joint OECD/ESCAP Meeting on National Accounts – 1993 System of National Accounts: Five Years On, Bangkok, May 4–8.
- . 1999. *Purchasing Power Parities and Real Expenditures* (Paris).
- . 2001a. *Measuring Productivity: Measurement of Aggregate and Industry-Level Productivity Growth* (Paris).
- . 2001b. *Measuring Capital: Measurement of Capital Stocks, Consumption of Fixed Capital and Capital Services* (Paris).
- Osgood, W.F. 1925. *Advanced Calculus* (New York: Macmillan).
- Paasche, H. 1874. "Über die Preisentwicklung der letzten Jahre nach den Hamburger Borsennotirungen", in *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Vol. 12, pp. 168–178.
- Pakes, A. 2001. *A Reconsideration of Hedonic Price Indices with an Application to PC's*, Working Paper No. 8715 (Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research), revised November 2001.
- Palgrave, R.H.I. 1886. "Currency and Standard of Value in England, France and India and the Rates of Exchange Between these Countries", in *Memorandum submitted to the Royal Commission on Depression of Trade and Industry*, Third Report, Appendix B, pp. 312–390.
- Parker, P. 1992. "Price Elasticity Dynamics Over the Adoption Life Cycle", in *Journal of Marketing Research*, Vol. XXIX, pp. 358–367.
- Pierson, N.G. 1895. "Index Numbers and Appreciation of Gold", in *Economic Journal*, Vol. 5, pp. 329–335.
- . 1896. "Further Considerations on Index-Numbers", in *Economic Journal*, Vol. 6, pp. 127–131.
- Pigou, A.C. 1920. *The Economics of Welfare* (London: Macmillan).
- Pollak, R.A. 1975. "Subindexes of the Cost of Living", in *International Economic Review*, Vol. 16, pp. 135–160.
- . 1980. "Group Cost-of-Living Indexes", in *American Economic Review*, Vol. 70, pp. 273–278.
- . 1981. "The Social Cost-of-Living Index", in *Journal of Public Economics*, Vol. 15, pp. 311–336.
- . 1983. "The Theory of the Cost-of-Living Index", in W.E. Diewert and C. Montmarquette (eds.): *Price Level Measurement* (Ottawa: Statistics Canada), pp. 87–161; reprinted in R.A. Pollak: *The Theory of the Cost-of-Living Index* (Oxford: Oxford University Press, 1989), pp. 3–52;

- also reprinted in W.E. Diewert (ed.): *Price Level Measurement* (Amsterdam: North-Holland, 1990), pp. 5–77.
- . 1989. “The Treatment of the Environment in the Cost-of-Living Index”, in R.A. Pollak: *The Theory of the Cost-of-Living Index* (Oxford: Oxford University Press), pp. 181–185.
- . 1998. “The Consumer Price Index: A Research Agenda and Three Proposals”, in *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 12, No. 1, pp. 69–78.
- Popkin, J. 1997. “Improving the CPI: The Record and Suggested Next Steps”, in *Business Economics*, July, pp. 42–47.
- Prais, S.J. 1959. “Whose Cost of Living?”, in *The Review of Economic Studies*, Vol. 26, pp. 126–134.
- Prennushi, G. 2001. *PPPs and Global Poverty: Strengths and Weaknesses*, Paper presented at the Joint World Bank–OECD Seminar on Purchasing Power Parities: Recent Advances in Methods and Applications, Washington, D.C., Jan. 30–Feb. 2.
- Price Statistics Review Committee. 1961. *The Price Statistics of the Federal Government* (New York: National Bureau of Economic Research).
- Rameshwar, S. 1998. “A Note on Weights for Consumer Price Indices”, in *Inter-Stat No. 18* (Luxembourg, London, Paris: Eurostat, DfID, INSEE), pp. 89–96.
- Rao, D.S. Prasada. 1990. “A System of Log-Change Index Numbers for Multilateral Comparisons”, in J. Salazar-Carrillo and D.S. Prasada Rao (eds.): *Comparisons of Prices and Real Products in Latin America* (Amsterdam: North-Holland).
- . 1995. *On the Equivalence of the Generalized Country-Product-Dummy (CPD) Method and the Rao-System for Multilateral Comparisons*, Working Paper No. 5, Centre for International Comparisons (Philadelphia, PA: University of Pennsylvania).
- . 1997. “Aggregation Methods for International Comparison of Purchasing Power Parities and Real Income: Analytical Issues and Some Recent Developments”, in *Proceedings of the International Statistical Institute, 51st Session*, pp. 197–200.
- . 2001a. *Integration of CPI and ICP: Methodological Issues, Feasibility and Recommendations*, Paper presented at the Joint World Bank–OECD Seminar on Purchasing Power Parities: Recent Advances in Methods and Applications, Washington, D.C., Jan. 30–Feb. 2.
- . 2001b. *Weighted EKS and Generalized Country Product Dummy Methods for Aggregation at Basic Heading Level and above Basic Heading Level*, Paper presented at the Joint World Bank–OECD Seminar on Purchasing Power Parities: Recent Advances in Methods and Applications, Washington, D.C., Jan. 30–Feb. 2.
- and K.S. Banerjee. 1984. “A Multilateral Index Number System Based on the Factorial Approach”, in *Statistische Hefte*, Vol. 27, pp. 297–313.
- and M. Timmer. 2000. *Multilateralisation of Manufacturing Sector comparisons: Issues, Methods and Empirical Results*, Research Memorandum No. GD 47 (Groningen: Groningen Growth and Development Centre).
- , C.J. O'Donnell and E. Ball. 2000. *Transitive Multilateral Comparisons of Agricultural Output and Productivity Using Minimum Spanning Trees and Generalized EKS Methods*, Paper presented at the Workshop on Agricultural Productivity: Data, Methods, and Measures, March 9–10, Washington, D.C.
- Rasmussen, D.W. and T.W. Zuehlke. 1990. “On the Choice of Functional Form for Hedonic Price Functions”, in *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 72, pp. 668–675.
- Reese, M. 2000. *Hedonic Quality Adjustment Methods for College Textbooks for the U.S. CPI*, Methodology paper (Cambridge, MA: Bureau of Labor Statistics). Available at: <http://www.bls.gov>.
- Reinsdorf, M.B. 1993. “The Effect of Outlet Price Differentials on the U.S. Consumer Price Index”, in M.F. Foss, M.E. Manser and A.H. Young (eds.): *Price Measurement and their Uses*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), pp. 227–254.
- . 1994. *Price Dispersion, Seller Substitution and the U.S. CPI*, Working Paper 252 (Washington, D.C.: Bureau of Labor Statistics).
- . 1996. *Constructing Basic Component Indexes for the U.S. CPI from Scanner Data: A Test Using Data on Coffee*, Working Paper 277 (Washington, D.C.: Bureau of Labor Statistics).
- . 1998. *Divisia Indices and the Representative Consumer Problem*, Paper presented at the Fourth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Washington, D.C., Apr. 22–24. Available at: <http://www.ottawagroup.org>
- . 2003. Personal Communication, Sep. 9.
- and B.R. Moulton. 1997. “The Construction of Basic Components of Cost-of-Living Indexes”, in T.F. Bresnahan and R.J. Gordon (eds.): *The Economics of New Goods*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press).
- , P. Liegey, and K. Stewart. 1996. *New Ways of Handling Quality Change in the U.S. Consumer Price Index*, Working Paper 276 (Washington, D.C.: Bureau of Labor Statistics).
- , W.E. Diewert and C. Ehemann. 2002. “Additive Decompositions for the Fisher, Törnqvist and Geometric Mean Indexes”, in *Journal of Economic and Social Measurement*, Vol. 28, pp. 51–61.
- Richardson, D.H. 2003. “Scanner Indexes for the Consumer Price Index”, in R.C. Feenstra and M.D. Shapiro (eds.): *Scanner Data and Price Indexes*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: The University of Chicago Press), pp. 39–65.
- Rosén, B. 1997a. “Asymptotic Theory for Order Sampling”, in *Journal of Statistical Planning and Inference*, Vol. 62, pp. 135–158.
- . 1997b. “On Sampling with Probability Proportional to Size”, in *Journal of Statistical Planning and Inference*, Vol. 62, pp. 159–191.
- Rosen, S. 1974. “Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation and Pure Competition”, in *Journal of Political Economy*, Vol. 82, pp. 34–49.
- Rothwell, D.P. 1958. “Use of Varying Seasonal Weights in Price Index Construction”, in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 53, pp. 66–77.
- Ryten, J. 1998. *The Evaluation of the International Comparison Project (ICP)*, (Washington, D.C.: IMF).
- Samuelson, P.A. 1953. “Prices of Factors and Goods in General Equilibrium”, *Review of Economic Studies*, Vol. 21, pp. 1–20.
- and S. Swamy. 1974. “Invariant Economic Index Numbers and Canonical Duality: Survey and Synthesis”, in *American Economic Review*, Vol. 64, pp. 566–593.
- Särndal, C.-E., B. Swensson and J. Wretman. 1992. *Model Assisted Survey Sampling* (New York: Springer-Verlag).

- Schlömilch, O. 1858. "Über Mittelgrößen verschiedener Ordnungen", in *Zeitschrift für Mathematik und Physik*, Vol. 3, pp. 308–310.
- Schultz, B.J. (Szulc). 1996. "Treatment of Changes in Product Quality in Consumer Price Indices", in J. Dalén (ed.): *Proceedings of the Second Meeting of the International Working Group on Price Indices* (Stockholm: Statistics Sweden), pp. 209–229. Available at: <http://www.ottawagroup.org>
- . 1999. "Effects of Using Various Macro-Index Formulae in Longitudinal Price and Comparisons: Empirical Studies", in W. Lane (ed.): *Proceedings of the Fourth Meeting of the International Working Group on Price Indices* (Washington, D.C.: Bureau of Labor Statistics), pp. 236–249. Available at: <http://www.ottawagroup.org>
- Schultze, C.L. and C. Mackie (eds.). 2002. *At What Price? Conceptualizing and Measuring Cost-of-Living and Price Indices* (Washington, D.C.: National Academy Press).
- Scrope, G.P. 1833. *Principles of Political Economy* (London: Longman, Rees, Orme, Brown, Green and Longman).
- Sellwood, D. 2001. *Improving Quality Adjustment in Practice*, Paper presented at the Sixth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Canberra, Apr. 2–6. Available at: <http://www.ottawagroup.org>
- Selvanathan, E.A. and D.S. Prasada Rao. 1994. *Index Numbers: A Stochastic Approach* (Ann Arbor, MI: University of Michigan Press).
- Shapiro, M.D. and D.W. Wilcox. 1997a. "Alternative Strategies for Aggregating Prices in the CPI", in *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol. 79, No. 3, pp. 113–125.
- and D.W. Wilcox. 1997b. *Mismeasurement in the Consumer Price Index: An Evaluation*, Working Paper No. W5590 (Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research). Available at: <http://www.nber.org>
- Shephard, R.W. 1953. *Cost and Production Functions* (Princeton, NJ: Princeton University Press).
- . 1970. *Theory of Cost and Production Functions* (Princeton, NJ: Princeton University Press).
- Shepler, N. 2000. *Developing a Hedonic Regression Model for Refrigerators in the U.S. CPI*, Methodology paper (Washington, D.C.: Bureau of Labor Statistics). Web site: <http://www.bls.gov/cpi/cpirfr.htm>.
- Shiratsuka, S. 1999. "Measurement Errors in the Japanese Consumer Price Index", in *Monetary and Economic Studies*, Vol. 17, No. 3, pp. 69–102.
- Sidgwick, H. 1883. *The Principles of Political Economy* (London: Macmillan).
- Silver, M. 1995. "Elementary Aggregates, Micro-Indices and Scanner Data: Some Issues in the Compilation of Consumer Price Indices", in *Review of Income and Wealth*, Vol. 41, pp. 427–438.
- . 1999. "An Evaluation of the Use of Hedonic Regressions for Basic Components of Consumer Price Indices", in *Review of Income and Wealth*, Vol. 45, No. 1, pp. 41–56.
- . 2002. *The Use of Weights in Hedonic Regressions: The Measurement of Quality Adjusted Price Changes*, Unpublished Paper, Cardiff Business School (Cardiff: Cardiff University).
- and S. Heravi. 2001a. "Scanner Data and the Measurement of Inflation", in *The Economic Journal*, 111 June, F384–F405
- and S. Heravi. 2001b. *Hedonic Price Indices and the Matched Models Approach*, Unpublished Paper, Cardiff Business School (Cardiff: Cardiff University).
- and S. Heravi. 2002. *Why the CPI Matched Models Method May Fail Us*, Working Paper 144 (Frankfurt: European Central Bank).
- and S. Heravi. 2003. "The Measurement of Quality Adjusted Price Changes", in R.C. Feenstra and M.D. Shapiro (eds.): *Scanner Data and Price Indexes*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), pp. 277–316.
- Sitter, R.R. and R. Balshaw. 1998. *Evaluation of Bias and Variance Estimation of the RPI*, Confidential Report to the Office for National Statistics (UK) (British Columbia: Simon Fraser University).
- Solomons, D. 1961. "Economic and Accounting Concepts of Income", in *The Accounting Review*, Vol. 36, pp. 374–383.
- Solow, R.M. 1957. "Technical Change and the Aggregate Production Function", in *Review of Economics and Statistics*, Vol. 39, pp. 312–320.
- Statistics Sweden. 2001. *Swedish Consumer Price Index: A Handbook of Methods* (Stockholm).
- Stone, R. 1956. *Quantity and Price Indexes in the National Accounts* (Paris: OECD).
- Summers, R. 1973. "International Price Comparisons Based Upon Incomplete Data", in *Review of Income and Wealth*, Vol. 19, No. 1, pp. 1–16.
- Sundgren, B. 1993. "Statistical Metainformation Systems Pragmatics, Semantics", Syntactics, in *Statistical Journal of the United Nations Economic Commission for Europe*, Vol. 10, No. 2, pp. 121–142.
- Szulc, B.J. (Schultz) 1964. "Index Numbers of Multilateral Regional Comparisons" (in Polish), in *Przegląd Statystyczny*, Vol. 3, pp. 239–254.
- . 1983. "Linking Price Index Numbers," in W.E. Diewert and C. Montmarquette (eds.): *Price Level Measurement* (Ottawa: Statistics Canada), pp. 537–566.
- . 1987. "Price Indices below the Basic Aggregation Level", in *Bulletin of Labour Statistics*, Vol. 2, pp. 9–16.
- Tauchen, H. and A.D. Witte. 2001. *Estimating Hedonic Models; Implications of the Theory*, Technical Working Paper No. 271 (Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research). Available at: <http://www.nber.org>
- Teekens, R. and J. Koerts. 1972. "Some Statistical Implications of the Log Transformations of Multiplicative Models", in *Econometrica*, Vol. 40, No. 5, pp. 793–819.
- Tellis, G.J. 1988. "The Price Elasticity of Selective Demand: A Meta-Analysis of Econometric Models of Sales", in *Journal of Marketing Research*, Vol. 25, pp. 167–177.
- Theil, H. 1954. *Linear Aggregation of Economic Relations* (Amsterdam: North-Holland).
- . 1967. *Economics and Information Theory* (Amsterdam: North-Holland).
- Törnqvist, L. 1936. "The Bank of Finland's Consumption Price Index", in *Bank of Finland Monthly Bulletin*, Vol. 10, pp. 1–8.
- and E. Törnqvist. 1937. "Vilket är förhållandet mellan finska markens och svenska kronans köpkraft?", in *Ekonomiska Samfundets Tidskrift*, Vol. 39, pp. 1–39; reprinted in *Collected Scientific Papers of Leo Törnqvist* (Helsinki: The Research Institute of the Finnish Economy, 1981), pp. 121–160.
- Trajtenberg, M. 1989. *Economic Analysis of Product Innovation: The Case of CT Scanners*, (Cambridge, MA: Harvard University Press).
- Triplett, J.E. 1981. "Reconciling the CPI and the PCE Deflator", in *Monthly Labor Review*, Sep., pp. 3–15.

- . 1983. "Concepts of Quality in Input and Output Price Measures: A Resolution of the User-Value Resource-Cost Debate", in M.F. Foss (ed.): *The U.S. National Income and Product Accounts: Selected Topics*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), pp. 269–311.
- . 1987. "Hedonic Functions and Hedonic Indices", in J. Eatwell, M. Milgate and P. Newman (eds.): *The New Palgrave: A Dictionary of Economics*, Vol. 2 (London: Macmillan), pp. 630–634.
- . 1990. "Hedonic Methods in Statistical Agency Environments: An Intellectual Biopsy", in E.R. Berndt and J.E. Triplett (eds.): *Fifty Years of Economic Measurement: The Jubilee of the Conference on Research in Income and Wealth*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), pp. 207–238.
- . 1997. "Current Status of the Debate on the Consumer Price Index in the U.S.", in L.M. Ducharme (ed.): *Bias in the CPI: Experiences from Five OECD Countries*, Prices Division Analytical Series, No. 10 (Ottawa: Statistics Canada), pp. 53–60.
- . 1999. "The Solow Productivity Paradox: What do Computers do to Productivity?", in *Canadian Journal of Economics*, Vol. 32, No. 2, Apr., pp. 309–334.
- . 2001. "Should the Cost-of-Living Index Provide the Conceptual Framework for a Consumer Price Index?", in *The Economic Journal*, Vol. 111, June, F311–F334.
- . 2002. *Handbook on Quality Adjustment of Price Indexes for Information and Communication Technology Products*, Draft, OECD Directorate for Science, Technology and Industry (Paris: OECD).
- . 2003. "Using Scanner Data in Consumer Price Indexes: Some Neglected Conceptual Considerations", in R.C. Feenstra and M.D. Shapiro (eds.): *Scanner Data and Price Indexes*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), pp. 151–162.
- Trivedi, P.K. 1981. "Some Discrete Approximations to Divisia Integral Indices", in *International Economic Review*, Vol. 22, pp. 71–77.
- Turvey, R. 1979. "The Treatment of Seasonal Items in Consumer Price Indices", in *Bulletin of Labour Statistics*, Fourth Quarter (Geneva: ILO), pp. 13–33.
- . 1996. *Elementary Aggregate (micro) Indexes*, Paper presented at the Eurostat Seminar on Improving the Quality of Price Indices: CPI and PPP, Florence, Dec. 18–20, 1995.
- . 1998. "New Outlets and New Products", in B. Balk (ed.): *Proceedings of the Third Meeting of the International Working Group on Price Indices* (Voorburg: Statistics Netherlands), pp. 97–110.
- . 1999. "Incorporating New Models into a CPI: PCs as an Example", in M. Silver and D. Fenwick (eds.): *Proceedings of the Measurement of Inflation Conference* (Luxembourg, London, Cardiff: Eurostat, Office for National Statistics, Cardiff University). Available at: <http://www.cardiff.ac.uk>
- . 2000. "True Cost of Living Indexes", in R. Gudnason and D. Gylfadóttir (eds.): *Proceedings of the Fifth Meeting of the International Working Group on Price Indices* (Reykjavik: Statistics Iceland). Available at: <http://www.ottawagroup.org>
- et al. 1989. *Consumer Price Indices: An ILO Manual* (Geneva: ILO).
- U.S. Bureau of Labor Statistics. 1983. "Changing the Home Ownership Component Of the Consumer Price Index to Rental Equivalence", in *CPI Detailed Report* (Washington, D.C.).
- . 1997. *BLS Handbook of Methods*, Bulletin 2490 (Washington, D.C.).
- . 1998. "Measurement Issues in the Consumer Price Index", in *Statistical Journal of the United Nations ECE*, Vol. 15, pp. 1–36.
- U.S. General Accounting Office. 2000. *Consumer Price Index: Update of Boskin Commission's Estimate of Bias*, Report GAO/GGD-00-50 (Washington, D.C.), Feb.
- U.S. Senate, Committee on Finance. 1996. *Final Report of the Advisory Commission to Study the Consumer Price Index*, Print 104-72, 104 Cong., 2nd Session (Washington, D.C.: Government Printing Office).
- United Nations. 1990. *International Standard Industrial Classification of All Economic Activities*, Statistical Papers Series M, No. 4, Rev. 3 (New York).
- . 1992. *Handbook of the International Comparison Program*, Series F, No. 62 (New York).
- . 1994. *Fundamental Principles of Official Statistics*, Adopted by the UN Statistical Commission. UN Economic and Social Council, 1994, Report of the Special Session of the Statistical Commission, New York, 11–15 Apr., 1994, E/1994/29 (New York).
- . 1998a. *Principles and Recommendations for Population and Housing Censuses. Revision 1*, Statistical Papers Series M, No. 67/Rev. 1, Sales No. E.98.XVII.8 (New York).
- . 1998b. *Central Product Classification. CPC. Version 1.0*, Statistical Papers Series M, No. 77, Ver. 1.0 (New York).
- . 1999. *Classifications of Expenditure According to Purpose*, Statistical Papers Series M, No. 84 (New York).
- . 2002. *International Standard Industrial Classification of All Economic Activities, ISIC, Revision 3.1* (New York: United Nations Statistical Division).
- Van Ijzeren, J. 1987. *Bias in International Index Numbers: A Mathematical Elucidation*, Dissertation for the Hungarian Academy of Sciences (The Hague: Koninklijke Bibliotheek).
- van Mulligen, P.H. 2003. *Quality aspects in price indices and international comparisons: Applications of the hedonic method*, Ph.D. thesis (Groningen: University of Groningen). Web site: <http://www.cbs.nl/en/publications/articles/general/theses/theses.htm>.
- Vartia, Y.O. 1976. *Relative Changes and Index Numbers* (Helsinki: The Research Institute of the Finnish Economy).
- . 1978. "Fisher's Five-Tined Fork and Other Quantum Theories of Index Numbers", in W. Eichhorn, R. Henn, O. Opitz and R.W. Shephard (eds.): *Theory and Applications of Economic Indices* (Würzburg: Physica-Verlag), pp. 271–295.
- Ville, J. 1946. "The Existence-Conditions of a Total Utility Function" (in French); translated in 1951 in *The Review of Economic Studies*, Vol. 19, pp. 123–128.
- Vogt, A. 1977. "Zum Indexproblem: Geometrische Darstellung sowie eine neue Formel", in *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik*, Vol. 113, pp. 73–88.
- . 1978. "Divisia Indices on Different Paths", in W. Eichhorn, R. Henn, O. Opitz and R.W. Shephard (eds.): *Theory and Applications of Economic Indices* (Würzburg: Physica-Verlag), pp. 297–305.
- . 1980. "Der Zeit und der Faktorkehrtest als 'Finders of Tests'", in *Statistische Hefte*, Vol. 21, pp. 66–71.
- and J. Barta. 1997. *The Making of Tests for Index Numbers* (Heidelberg: Physica-Verlag).
- von Auer, L. 2001. *An Axiomatic Checkup for Price Indices*, Working Paper No. 1/2001, Faculty of Economics and Management (Magdeburg: Otto von Guericke University).

- . 2002. “Spurious Inflation: The Legacy of Laspeyres and Others”, in *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 42, pp. 529–542.
- von der Lippe, P. 2001. *Chain Indices: A Study in Price Index Theory*, Publication Series Spectrum of Federal Statistics, Vol. 16 (Wiesbaden: Statistisches Bundesamt).
- Walras, L. 1954. *Elements of Pure Economics*, translated from French by W. Jaffe (London: George Allen and Unwin); first published in 1874.
- Walsh, C.M. 1901. *The Measurement of General Exchange Value* (New York: Macmillan and Co.).
- . 1921a. *The Problem of Estimation* (London: P.S. King & Son).
- . 1921b. “Discussion”, in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 17, pp. 537–544.
- . 1932. “Index Numbers”, in E.R.A. Seligman (ed.): *Encyclopedia of the Social Sciences*, Vol. 7 (New York: The Macmillan Co.), pp. 652–658.
- Ward, M. 2001. *True Comparisons in Real and Money Terms*, Paper presented at the Joint World Bank–OECD Seminar on Purchasing Power Parities: Recent Advances in Methods and Applications, Washington, D.C., Jan. 30–Feb. 2.
- Westergaard, H. 1890. *Die Grundzüge der Theorie der Statistik* (Jena: Fischer).
- White, A.G. 1999. “Measurement Biases in Consumer Price Indexes”, in *International Statistical Review*, Vol. 67, No. 3, pp. 301–325.
- . 2000. “Outlet Types and the Canadian Consumer Price Index”, in *Canadian Journal of Economics*, Vol. 33, pp. 488–505.
- Wold, H. 1944. “A Synthesis of Pure Demand Analysis, Part 3”, in *Skandinavisk Aktuarietidskrift*, Vol. 27, pp. 69–120.
- . 1953. *Demand Analysis* (New York: John Wiley).
- Wooldridge, J.M. 1996. “Estimating Systems of Equations with Different Instruments for Different Equations”, in *Journal of Econometrics*, Vol. 74, pp. 387–405.
- Woolford, K. 1999. “Measuring Inflation: A Framework Based on Domestic Final Purchases”, in M. Silver and D. Fenwick: *Proceedings of the Measurement of Inflation Conference* (Cardiff: Cardiff University), pp. 534–543.
- . 2001. *Financial Services in the Consumer Price Index*, Paper presented at the Sixth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Canberra, Apr. 2–6. Available at: <http://www.ottawagroup.org>
- Wynne, M.A. 1997. “Commentary”, in *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol. 79, No. 3, pp. 161–167.
- . 1999. *Core Inflation: A Review of Some Conceptual Issues*, Research Department Working Paper 99–03 (Dallas, TX: Federal Reserve Bank of Dallas).
- and F.D. Sigalla. 1994. “The Consumer Price Index”, in *Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review*, Second Quarter, pp. 1–22.
- Young, A. 1812. *An Inquiry into the Progressive Value of Money in England as Marked by the Price of Agricultural Products* (Piccadilly: Hatchard).
- Yule, G.U. 1921. “Discussion of Mr. Flux’s Paper”, in *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 84, pp. 199–202.
- Zarnowitz, V. 1961. “Index Numbers and the Seasonality of Quantities and Prices”, in G.J. Stigler (Chair): *The Price Statistics of the Federal Government* (New York: National Bureau of Economic Research), pp. 233–304.
- Zieschang, K.D. 1988. *The Characteristics Approach to the Problem of New and Disappearing Goods in Price Indexes*, Working Paper No. 183 (Washington, D.C.: Bureau of Labor Statistics).
- , P.A. Armnecht and D. Smith. 2001. *Integrated Inter-Area and International Price Comparisons with Consumer Price Index Compilation*, Paper presented at the Joint World Bank–OECD Seminar on Purchasing Power Parities: Recent Advances in Methods and Applications, Washington, D.C., Jan. 30–Feb. 2.

索引

注：本处数字为章次、段次或附录或附件序号，而非页次。(g)指词汇表条目或词汇表附录中的条目。段次后加上(t)、(f)或(b)表示相关文字邻近的表、图或专栏；加上“*”号(例如(t*))表示附表等紧接着该段，但与该段无关，列明段次只是为了便于查找。

- accounts 见 financial services; SNA
- acquisitions approach 获取法, (g)
CPIs based on 基于获取法的消费者价格指数, 1.159-161, 3.26-29, 14.6
durable goods 耐用品, 1.151-164, 3.18-29, 23.3, 23.9-15
expenditures versus acquisitions 支出与获取, 1.162
net acquisitions approach 净获取法, 23.9-12
owner-occupied housing 房主自住房, 10.39-50, 23.136-138
alterations and additions 改建和增建, 10.40-41, 10.47, 10.50
new constructions 新住宅, 10.40-41, 10.46-50
purchase of dwelling 购置住宅, 10.40-45
relationship with user cost approach 与用户成本法的关系, 23.34-42
services 服务, 1.157, 3.7-8, 3.18-21, 3.24-25, 10.166
- actual final consumption 实际最终消费, 14.36
- additivity test 可加性检验, 1.70, 16.62-73
- advisory committees 咨询委员会, 13.62-63
- aggregates 分类, (g)
主要处理方法见 elementary aggregates; value aggregates
- aggregation 汇总, (g) 1.109-113
consistency 一致性, (g) 9.45-46
one-stage aggregation 见 elementary aggregates; value aggregates;
single-stage indices
问题见 elementary aggregates
structure 结构, 4.4-15(f), 9.9, 9.16(f*)
two-stage aggregation 两阶段汇总, 17.55-60, 19.23-27, 19.28(t*)
- agriculture, production for own consumption 农业, 自产自用, 1.180-181, 3.79-80, 14.32-33
- algorithms 算法, 9.160, 12.52-55
- annual indices 见 seasonal products
- annual weights 年度权数
and chaining 与链接, 9.135-136
and monthly price indices 与月度价格指数, 15.33-64
Lowe index and mid-year indices Lowe 指数与中间年份指数, 15.49-53
Lowe index with monthly prices and annual base year quantities 采用月度价格和基年年度数量的 Lowe 指数, 15.33-48
Young index Young 指数, 15.54-64
- assets 见 financial assets
- auditors (price collection) 审计人员(价格采集), 12.27-40
backchecking 事后检查, 12.33-38
monitoring 监督, 12.29-32
other functions 其他职能, 12.39-40
- axiomatic approach 公理检验法, (g) 1.53-84, 16
elementary indices 初级指数, 1.133-136, 9.25-30, 20.58-70
first approach (bilateral price indices) 第一种公理检验法(双边价格指数), 1.54-79, 16.30-73
additivity test 可加性检验, 1.70, 16.62-73
early tests 早期检验, 1.55, 16.30-36
homogeneity tests 齐次检验, 1.55, 16.37-41
invariance and symmetry tests 不变性和对称性检验, 1.55-61, 1.68-69, 16.40-46
mean value tests 平均值检验, 1.55, 16.47-49
monotonicity tests 单调性检验, 1.55, 16.50-52
ranking of indices 指数排序, 1.65-67, 16.57-61
- first approach (unilateral price indices) 第一种公理检验法(单边价格指数), 16.11-21
- overview 概述, 16.1-10
- second approach (bilateral price indices) 第二种公理检验法(双边价格指数), 1.80-84, 16.94-129
basic framework and preliminary tests 基本框架和初步检验, 16.94-98
geometric Paasche and Laspeyres bounding test 几何 Paasche 和 Laspeyres 有界检验, 16.123
homogeneity tests 齐次检验, 16.99-105, 16.132
invariance and symmetry tests 不变性和对称性检验, 16.101-103, 16.106-111
mean value test for prices 价格平均值检验, (g) 16.112
monotonicity tests 单调性检验, 16.113
price relative reciprocal test 价比倒数检验, 16.125-126
test of determinateness as to prices 价格确定性检验, 16.127
weighting tests 加权检验, 16.114-119
- second approach (unilateral price indices) 第二种公理检验法(单边价格指数), 16.22-29
- backchecking (price collection) 事后检查(价格采集), 12.33-38
- bargaining (prices) 讨价还价, 6.92-102, 6.103(t*)
bonus items 赠予品, 6.99-102
定义, 6.92
survey by purchase of products 购买商品调查, 6.95, 6.97

- survey of purchasers 购买者调查, 6.96-97
- survey of wholesale prices 批发价调查, 6.98
- barter transactions 易货交易, 1.163, 3.7, 3.13, 6.33
- base invariance (price comparisons) 基础不变性(价格比较), 见附件四(4.1)
- base period 基期, (g) 5.31, 7.41, 15.8
又见 index reference period; price reference period; weight reference period
- basket indices 篮子指数, (g 和 g 附录) 1.16-52
又见 fixed basket indices; individual indices
- benchmarking 基准比较, 12.80-82
- bias 偏差, (g) 11.30-66
aggregation bias/error 汇总偏差/误差, 20.20
estimator, of the 偏差估计式, 5.62-64, 5.72
first-order approximation to the bias of Lowe index Lowe 指数偏差的一阶近似, 17.74-75
fixed-weight indices 固定加权指数, 9.131-138
non-probability sampling 非概率抽样, 5.29
second-order approximation to the substitution bias of Lowe index Lowe 指数替代偏差的二阶近似, 17.76-83
类型
elementary aggregate bias 基本分类偏差, 11.35, 11.37, 11.43-50
new goods bias 新商品偏差, 11.35-36, 11.56-59
new outlet (outlet substitution) bias 新渠道偏差(渠道替代偏差), 3.118, 11.35-36, 11.60-63
omitted variable bias 缺漏变量偏差, 21.1(附录)
outlet rotation bias 商户转换偏差, 3.120
quality change bias 质量变化偏差, 11.35-36, 11.51-55
representativity bias 代表性偏差, (g) 1.102-105
upper-level substitution bias 上层替代偏差, 11.35, 11.37-42
又见 errors
- bilateral price indices, axiomatic approach 见 axiomatic approach
- bonus offers 奉送品, 3.142, 6.84, 6.99-102
- borrowing and credit 借款与信贷, 1.172, 3.56-71
credit card payments 信用卡付款, 6.91
debt price indices 债务价格指数, 10.33, 10.38(*t**)
hire purchase 分期付款租购, 3.65-66
interest 见 interest
mortgages 抵押贷款, 10.20-21, 10.23-38(*t*), 23.95-99
又见 financial services
- bouncing 回弹, (g)
price bouncing test 价格回弹检验, 20.60-61
- business activities (household production) 商业活动(住户生产), 3.73
- business registers 营业注册簿, 5.14
- capital account 资本核算, 14.18, 14.46-48(*t*)
又见 SNA
- capital gains tax 资本利得税, 2.19
- Carli index Carli 指数, (g) 19.5-8(*t*)
axiomatic approach 公理法, 9.25-26, 9.30, 20.44, 20.70
chained 链指数, 9.40, 19.7-8(*t*)
economic approach 经济分析法, 9.32, 9.34-37, 20.78, 20.80
elementary index 初级价格指数, 9.17-24(*t*), 20.40
estimators of stratum index 层指数估计式, 5.67
fixed base 定基指数, 19.5-6(*t*)
missing price observations 缺失价格观察值, 9.53(*t**), 9.58(*t**), 9.64(*t**)
relationships with other elementary indices, 与其他初级指数的关系, 1.128-129, 20.46-49, 20.53-57
sampling properties 取样特性, 9.38
- Carruthers-Sellwood-Ward-Dalén index Carruthers-Sellwood-Ward-Dalén 指数, 20.43
relationships with other elementary indices 与其他初级指数的关系, 20.53-57
test performance 检验表现, 20.44, 20.69
- carry forward of unavailable prices 结转缺失价格, (g) 7.71, 7.124, 9.48, 9.50, 10.81-82, 10.83(*t**), 10.85(*t**)
annual indices 年度指数, 22.78-84(*f*) (*t*), 22.88-89(*t*), 22.91-93(*f*) (*t*)
- cars 汽车, 4.68-70, 6.36, 6.86, 7.20, 7.84
又见 vehicles
- cash flow approach 见 payment approach
- cash register data 收银机数据, 4.32
- catalogues, price collection from 根据售品目录采集价格, 6.43
- central and head office price collection 集中及总部采集价格, 1.212, 6.69-79
- documentation 文档记录, 6.124
- electronic 见 electronic price collection
- quality checks 质量检查, 12.41-55
algorithms 算法, 12.52-55
reports 报告, 12.47-51
- retail chains 零售连锁店, 6.43, 6.66, 6.69-70, 12.13
- services 服务, 6.71, 12.14
- techniques 技巧, 6.43-49, 12.13-14
catalogues 售品目录, 6.43
data provided in the form of a price index 以价格指数形式提供的数据, 6.74
Internet 互联网, 6.43, 6.44-45, 6.47, 6.109
letters 信件, 6.43, 6.72
telephone 电话, 6.43, 6.46, 6.109
- Central Product Classification (CPC) 产品总分类, (g) 3.147, 3.159
- chain indices 链指数, (g 和 g 附录)
and annual weights 年度权数, 9.135-136
and reweighting 对权数进行修订, 1.274, 9.105-126
partial reweighting 部分修订权数, 9.120-122
asymmetrically weighted indices 不对称加权指数, 19.11(*t**),

- 19.13-16(*t*)
- calculation of chain index 链指数的计算, 9.112-114(*t*)
- elementary aggregates 基本分类, 9.19(*t*), 9.39-44
- hedonic functions with dummy variables for time 有时间虚拟变量的特征函数, 7.134-135, 21.41
- frequency 频率, 9.108-111
- long-term and short-term links 长期和短期链接, 9.123-126
- new and disappearing items 新项目和正在消失的项目, 9.43, 9.58(*t*), 9.60(*t*), 9.62
- new elementary aggregates 新的基本分类, 9.115-117
- new higher-level indices 较高级新指数, 9.118-119
- quality adjustment 质量调整, 7.153-158, 8.21
- seasonal products 季节性产品
- month-to-month indices 月环比指数, 22.64-77(*t*)
- rolling year annual 滚动年指数, 22.49-53(*f*) (*t*), 22.57(*f**)
- year-over-year annual 同比年度指数, 22.40(*t**) , 22.41-43(*t*)
- year-over-year monthly 同比月度指数, 22.30-34(*t*)
- symmetrically weighted indices 对称加权指数, 19.20-22(*t*)
- temporarily (non-seasonal) missing prices 暂时(非季节性)缺失价格, 9.53(*t*)
- versus fixed base indices 定基指数与链指数, 1.46-52
- and Divisia approach 与 Divisia 法, 1.52, 15.76-97
- 又见 individual indices
- change of units test 度量单位变化检验, 16.43
- characteristics approach 特征法, 见附件四(5.3)
- circularity (transitivity) test 循环性检验(传递性检验), (g) 9.25, 15.88-96, 16.110, 16.132, 20.63
- 又见附件4(4.1)
- classification 分类, 1.187-189, 3.144-168
- major factors 主要因素, 3.144
- product detail 产品细节
- capital account 资本核算, 14.47(*t*), 14.54(*t**)
- external goods and services account 对外产品和服务核算, 14.54(*t**)
- production account 生产核算, 14.28, 14.31(*t**)
- use of income account 收入使用核算, 14.40-41, 14.45(*t*)
- by product purpose 产品目的, 3.147, 3.150-159
- mixed purpose goods and services 混合目的的货物与服务, 3.155-157
- multi-purpose goods and services 多目的的货物与服务, 3.151-154
- by product type 根据产品类型进行分类, 3.147, 3.148-149, 3.158-159, 3.166-168
- publication level 发布水平, 3.160-161
- weighting structure 权数结构, 4.4-15(*f*), 4.56-61
- Classification of Individual Consumption according to Purpose (COICOP) 《按目的划分的个人消费分类》, 1.187-189, 3.23, 3.162-168, 4.57-58, 20.31-34(*t*), 20.35(*t**)
- 又见附件二
- class mean imputation 组均值虚拟法, 7.67-68, 7.121
- clothing 服装, 10.51-89
- brands 品牌, 10.61-63, 10.68
- market 市场, 10.53-57
- non-seasonal 非季节性服装, 10.58-65, 10.87
- quality adjustment 质量调整, 10.66-72
- seasonal 季节性服装, 10.73-88(*t*)
- Cobb-Douglas preferences Cobb-Douglas 偏好, 9.33, 20.81-85
- codes 代码, 6.1(附录), 6.55-56, 6.60-61
- coefficients (hedonic quality adjustment) 回归系数(特征法质量调整), 7.101-103
- COICOP 见 Classification of Individual Consumption according to Purpose
- 又见附件二
- COLI 见 cost of living index
- collection (prices) 采集(价格), 1.200-225, 1.276-279, 6, 12.1-55(*f*)
- central and head office 见 central and head office price collection
- electronic 见 electronic price collection
- frequency and timing 采集频率与时间, 6.5-22
- collection dates 采集日, 6.14-20
- frequency 频率, 6.11-12, 6.76
- HICPs 见附件一(5.1, 6.7)
- hyperinflation 恶性通货膨胀, 6.23-24
- influence of major price setters 主要的定价者的影响, 6.22
- less often than monthly 频率低于一个月一次, 6.42
- period versus point in time 时期还是时点, 6.6-11
- publication of indices 指数的公布, 6.13
- tariffs, demand-dependent and limited availability goods and services 价目表取决于需求以及商品和服务供应量有限的情况下的定价, 6.21
- time of day 一天中的具体时间, 6.21, 6.34-35
- geographical coverage 见 coverage
- procedures 程序, 6.32-107(*f*)
- quality checks (head office) 质量检查(总部), 12.41-55
- quality checks (local collection) 质量检查(实地), 12.27-40
- backchecking 事后检查, 12.33-38
- monitoring 监督, 12.29-32
- other auditor functions 审计人员的其他职能, 12.39-40
- quality in the field 现场的质量, 6.67-68, 6.123, 12.15-26
- continuity 连续性, 1.218-221, 6.57, 12.18-20
- data entry queries 对数据记录的质询, 12.21-25
- descriptions 描述, 12.16-17
- feedback 反馈, 12.26
- questionnaire design 调查表的设计, 6.50-66
- codes 指示码, 6.1(附录), 6.55-56, 6.60-61

- forms 采集表, 6.1(附录), 6.53, 6.99(*t**)
- sampling 见 sampling
- collective consumption 集团消费, (g)
- collectors (prices) (价格) 采集者
- auditors 见 auditors
- geographical distribution 地理分布, 5.32, 5.55
- training and development 培训和发展, 12.93-99
- documentation 文件, 12.100-102
- reviews 检查, 12.103
- commensurability (invariance to changes in the units of measurement) test 同度量性检验(度量单位变化时指数不变) 检验, (g) 9.25, 9.27-28, 16.132, 20.64-65
- first axiomatic approach 第一种公理检验法, 1.55, 1.56-58, 16.43
- second axiomatic approach 第二种公理检验法, 16.107-108
- commission fees 见 fees
- commodity reversal (invariance to changes in the ordering of commodities) test 商品逆检验(对商品顺序变化的不变性检验), (g) 16.42, 16.106, 16.132
- comparable items 可比项目, 6.39-40, 7.69, 7.118
又见 substitution
- comparison (or current) period 比较期(当期), (g) 5.31, 7.41, 15.8
- comparisons (prices) 比较(价格)
- inflation 通货膨胀, 2.38
- long-run and short-run comparisons 长期与短期比较, 7.42-43, 7.159-173(*t*)
- spatial comparisons 空间比较, 见附件四(4)
- compensation indices 见 wages
- component 分量, (g)
- composite transactions 复合交易, 1.173-174
- computers 计算机
- HICPs 调和消费者价格指数, 见附件一(5.11)
- new products, introduction 新产品纳入指数, 8.39
- quality adjustment 质量调整
- chaining 链接法, 7.157
- data 数据, 7.1(附录)
- hedonic approach 特征法, 7.1(附录), 7.90-107(*f*) (*t*)
- high turnover of models 高型号替换率, 7.128
- option costs 选项成本, 7.86, 7.89
- confidentiality (price data) 保密性(价格数据), 13.53-54
- constant prices (or identity) test 价格不变检验(恒等性检验), (g) 15.94, 16.132, 20.59
- first axiomatic approach 第一种公理检验法, 1.55, 16.35
- second axiomatic approach 第二种公理检验法, 16.98
- constant quantities (or fixed basket) test 不变数量检验(固定篮子检验), 16.35-36
- consumer price indices (CPIs) 消费者价格指数, (g)
- among major price indices 主要价格指数中的消费者价格指数, 14.57-68(*t*), 14.75(*t**)
- concerns about current methods 见序言
- independence and integrity 独立性与信誉, 2.42-43
- and national accounts price deflators 与国民账户价格缩减指数, 3.1(附录)
- origins and uses 起源和用途, 1.8-12
- popularity as economic statistics 作为经济指标的普及性, 2.39-41
- range of 系列, 2.2-4, 2.11-12
- consumers 消费者, (g) 1.148-149, 3.1-3
- consumption 消费, (g) 1.148-149, 2.20-30, 3.1-2
又见 household consumption expenditures; individual types of consumption
- consumption CPI 以消费为主题的消费者价格指数, 14.6-7
- consumption goods and services 见 goods; services
- consumption of own production 自产自用, (g) 1.175-182, 3.15, 3.74-89
- agriculture 农业, 1.180-181, 3.79-80, 14.32-33
- housing services 住宅服务, 1.180-182, 3.81-89
- in production account 生产核算, 14.32-33
- continuity (price collection) 连续性(价格采集), 1.218-221, 6.57, 12.18-20
- continuity test 连续性检验, 16.132, 20.59
- first axiomatic approach 第一种公理检验法, 16.34
- second axiomatic approach 第二种公理检验法, 16.98
- core (underlying) inflation 核心(基础)通货膨胀, 13.24-26
- cost of living bias 见 substitution bias
- cost of living index (COLI) 生活费用指数, (g) 1.85-113, 1.165-166, 3.32-38
- aggregation 汇总, 1.109-113, 9.31-38, 17.55-60
- alternative index 其他指数, 13.31
- conditional 有条件的生活费用指数, (g) 1.165-166, 3.36-38, 7.31-32
- data requirements and calculation issues 数据要求与计算问题, 1.106-107
- democratic COLIs 民主生活费用指数, (g) 18.23-35
- Laspeyres Laspeyres 有条件民主生活费用指数, 18.25-26, 18.30-31, 18.33
- Paasche Paasche 有条件民主生活费用指数, 18.25, 18.27, 18.30-31, 18.33
- estimating by superlative indices 使用最优指数估算生活费用指数, 1.97-101
- Konüs COLI Konüs 生活费用指数, 17.9-17
- Lloyd-Moulton index Lloyd-Moulton 指数, 1.108, 17.61-64
- Lowe index as approximation to true COLI Lowe 指数作为真实生活费用指数的近似值, 17.66-73
- first-order approximation to the bias of Lowe index Lowe 指数偏差的一阶近似, 17.74-75
- second-order approximation to substitution bias of Lowe index Lowe 指数偏差的二阶近似, 17.76-83
- overview 概述, 1.85-90, 3.30
- plutocratic COLIs 金权生活费用指数, 18.3-13

- Fisher Fisher 金权生活费用指数, 18.14-22
- Laspeyres Laspeyres 金权生活费用指数, 18.6-9, 18.33
- Paasche Paasche 金权生活费用指数, 18.6, 18.10-12, 18.33
- versus democratic COLIs 金权生活费用指数与民主生活费用指数, 18.23-35
- representativity bias 代表性偏差, (g) 1.102-105
- seasonal products 季节性产品, 17.84-89
- special cases (measurement) 特例(衡量), 1.94-96
- substitution, allowing for 允许替代, 1.108
- superlative indices 最优指数, 1.98-99, 17.4, 17.27-49, 17.55-60
- true COLI 真实生活费用指数, 17.11-26(f)
- when preferences are homothetic 同位偏好假设, 17.18-26
- unconditional 无条件的生活费用指数, 1.165-166, 3.35, 3.37
- upper and lower bounds 生活费用指数的上限和下限, 1.91-93
又见 superlative indices
- Country-Product-Dummy (CPD) method (aggregation) 国家-产品-虚拟变量(CPD)方法(汇总), 见附件四(4.2.1, 4.2.2)
- coverage 涵盖的范围, 覆盖面, (g) 3.90-107, 14.58, 14.60(*t**)
- financial services 金融服务, 10.117-124
- geographical 地理范围, 3.97-104
 - foreign purchases of residents and domestic purchases of non-residents 居民在国外购物与非居民在本国购物, 3.99-100, 3.128-129, 4.73-75
 - regional indices 地区指数, 3.101-104
 - sampling 抽样, 5.3-6, 5.32, 5.55
 - urban and rural 城镇与乡村, 3.97-98
- HICPs 调和消费者价格指数, 见附件一(3)
- households 住户, 1.183-184
 - definition of household 住户的定义, 3.91-92
 - geographical coverage 地理范围, 3.97-104
 - national accounts price deflators 国民核算价格缩减指数, 3.1(附录)
 - types 类型, 3.93-96
- luxury goods and services 奢侈货物与服务, 3.125-126
- minor products 次要产品, 4.36-38
- outlets 商户, 3.105-107
- over/undercoverage 覆盖面过大/不足, 11.6, 11.9
- social security benefits 社会保障福利, 2.9-13
- undesirable and illegal goods and services 不良或非法产品或服务, 1.169, 3.123-124
- wages 工资, 2.8
- CPC 见 Central Product Classification
- CPD method 见 Country-Product-Dummy method
- CPIs 见 consumer price indices
- credit 见 borrowing and credit
- cross-border shopping 见 household consumption expenditures
- currency exchange 货币兑换, 10.119, 10.125-129
- currency, foreign 外币, 3.55
- current (or comparison) period 当期(比较期), (g) 5.31, 7.41, 15.8
- current prices 当期价格, (g)
- current value 当期价值, (g)
- cut-off sampling 排除抽样, (g) 5.36-41, 11.19
- data 数据
 - dissemination 见 production and publication
 - errors 见 data editing (below)
 - HICPs 见附件一(5.11, 7.3-4)
 - quality and accuracy 质量与准确性, 6.123, 13.46-48
 - sources 数据来源, 4.16-33
 - electronic 见 electronic price collection in the form of a price index 6.74
 - household expenditure surveys 见 household expenditure surveys
 - national accounts 国民账户, 1.194-196, 4.25-28, 4.41
 - point-of-purchase surveys 购买点调查, 4.30-31
 - population censuses 人口普查, 4.33
 - retail sales data 零售统计数据, 4.29
- data editing 数据编辑, 9.139-177, 11.27
 - detection of errors and outliers 发现错误和界外值, 9.139-140, 9.142-165
 - non-statistical checking of input data 对输入数据进行非统计检查, 9.147-153
 - output checking 对输出结果进行检查, 9.147, 9.163-165
 - statistical checking of input data 对输入数据进行统计检查, 9.147, 9.154-162
 - verification and correction 核实和修正, 9.139, 9.141-145, 9.166-177, 12.21-25
 - missing price observations 缺失价格观察值, 9.172-177
 - outliers 界外值, 9.171
- debt 见 borrowing and credit
- declining balance (or geometric) depreciation 余额或几何递减折旧, 23.55-58
- decomposition 分解
 - Fisher price index Fisher 价格指数, 19.31(*t**), 19.32-36(*e*) (*t*)
 - of index changes 价格变动的分解, 9.127-130(*t*)
 - Laspeyres price index Laspeyres 价格指数 1.24-25, 15.11-17
 - Paasche price index Paasche 价格指数 1.24-25, 15.11-17
- deflation 缩减, (g) 3.1(附录)
- Delphi method (quality adjustment) Delphi 方法(质量调整), 7.76
- democratic COLIs 民主生活费用指数, (g) 18.23-35
 - Laspeyres Laspeyres 民主生活费用指数, 18.25-26, 18.30-31, 18.33
 - Paasche Paasche 民主生活费用指数, 18.25, 18.27, 18.30-31, 18.33
- depreciation 折旧, 23.43-68
 - general model (unchanging durables) (非变化耐用消费品的)

- 普通折旧方式, 23.43-54
- geometric or declining balance model 几何或余额递减折旧, 23.55-58
- one hoss shay (light bulb) model 单驾马车折旧 (灯泡折旧), 23.62-68
- straight line model 直线折旧法, 23.59-61
- determinateness as to prices, test of 价格确定性检验, 16.127
- directed replacements 定向替换, 8.49-51, 8.57
- direct indices 直接指数, 9.39-44
- chain versus direct indices 直接指数还是链指数, 9.40-41
- new and disappearing items 新项目和正在消失的项目, 9.41-43, 9.57-61(*t*), 9.63
- temporarily (non-seasonal) missing prices 暂时 (非季节性) 缺失的价格, 9.53(*t*)
- direct quality adjustment 见 explicit quality adjustment
- disappeared items 见 missing observations
- discontinued items 见 quality adjustment
- discounted prices 折扣价格, (g) 3.138-143, 6.81-82
- dissemination (CPIs) 见 production and publication
- Divisia approach Divisia 法, (g) 1.52, 15.65-97
- discrete approximations to continuous time Divisia index 对连续时间 Divisia 指数的离散近似, 15.72-75
- fixed base versus chain indices 定基法相对于链式法, 1.52, 15.76-97
- price and quantity indices Divisia 价格和数量指数, 15.65-71
- relationship with economic approach Divisia 法和经济分析法间的关系, 15.4(附录)
- 又见 chain indices
- domain 域, (g)
- double-logarithmic (log-log) form (hedonic function) 双对数形式的特征函数, 21.1(附录)
- Drobisch price index Drobisch 价格指数, (g) 19.18-22(*t*)
- dummy variables for time 时间虚拟变量, 7.134-136, 21.40-42, 21.58-60
- durable goods 耐用品, (g) 1.154-158, 3.166-168, 23
- 主要处理方法, 见 acquisitions approach; classification; depreciation; household consumption expenditures; housing; uses approach
- in SNA 在国民账户体系中, 14.40(*b**), 23.1
- Dutot index Dutot 指数, (g) 9.17-24(*t*)
- axiomatic approach 公理法, 1.56-57, 9.25-30, 20.44, 20.68
- chain versus direct indices 链指数与直接指数, 9.40-41
- economic approach 经济分析法, 9.32, 20.74-77, 20.80
- elementary index (defined) 初级指数 (定义), 9.17, 20.39
- estimators of stratum index 分层指数估算, 5.67
- missing price observations 缺失的价格观察值, 9.53(*t*), 9.58(*t**), 9.64(*t**)
- relationships with other elementary indices 与其他初级指数的关系, 1.130-131, 20.48-52, 20.57
- dwellings 见 housing
- economic approach 经济分析法, (g) 17, 18
- elementary indices 初级指数, 1.137-146, 9.31-38, 20.71-86
- many-household case 多住户情况, 1.109-113, 18
- democratic versus plutocratic COLIs 民主生活费用指数与金权生活费用指数, 18.23-35
- errors in measurement 计量误差, 18.33
- Fisher plutocratic price index Fisher 金权生活费用指数, 18.14-22
- overview 概述, 1.109-113, 18.1-2
- plutocratic COLIs and observable bounds 金权生活费用指数和可观测的界值, 18.3-13
- single-household case 单一住户情况, 17
- first-order approximation to the bias of Lowe index Lowe 指数偏差的一阶近似, 17.74-75
- Konüs cost of living index Konüs 生活费用指数, 17.9-17
- Lloyd-Moulton index Lloyd-Moulton 指数, 1.108, 17.61-64
- Lowe index as an approximation to a true COLI Lowe 指数作为真实生活费用指数的近似值, 17.66-73
- seasonal products 季节性产品, 17.84-89
- second-order approximation to the substitution bias of Lowe index Lowe 指数替代偏差的二阶近似, 17.76-83
- superlative indices 见 superlative indices
- true COLI when preferences are homothetic 同位偏好时的真实生活费用指数, 17.18-26
- zero price increasing to a positive price 零价格提高到正价格的问题, 17.90-94
- Edgeworth (and Marshall) index Edgeworth (及 Marshall) 价格指数, (g 和 g 附录) 15.27, 15.30, 19.18-22(*t*)
- editing (g) 见 data editing
- education services 见附件一(5.9)
- 又见 social transfers in kind
- EKS method 见 Elteto-Koves-Szulc method
- electronic dissemination (CPI data) 电子公布 (消费者价格指数), 13.55-58
- electronic price collection 电子价格采集, 6.108-118
- electronic forms 电子表格, 6.53, 6.65
- electronic point of sale (EPOS) 电子收款机, 6.117
- hand-held computers 手提计算机, 6.65, 6.110-116
- scanner data 扫描数据, 1.213-214, 4.32, 5.60, 6.117-118, 9.72-73, 20.88-99
- elementary aggregates 基本分类, (g) 1.265-270, 4.4-8(*f*), 9.6-73
- aggregation and classification problems 汇总和分类问题, 20.23-37
- elementary aggregate bias 基本分类偏差, 11.35, 11.37, 11.43-50
- product dimension 产品维度, 20.23, 20.27, 20.31-37(*t*)

- sectoral dimension 部门维度, 20.23, 20.28-30
- spatial dimension 空间维度, 20.23, 20.26, 20.31-37(*t*)
- time dimension 时间维度, 5.3, 20.15-17, 20.20, 20.23, 20.25
- aggregation structure 汇总结构, 9.9, 9.16(*f**)
- consistency in aggregation 汇总的一致性, 9.45-46
- HICPs 见附件一(4.2.2-3)
- item selection 选择项目, 9.8
- missing price observations 缺失价格观察值, 9.47-63(*t*)
- permanent 永久缺失, 9.55-63(*t*)
- temporary (non-seasonal) 暂时缺失(非季节性), 9.48-54(*t*)
- sampling 取样, 9.38, 20.87
- weights 权数, 1.124-126, 4.14-15(*t*), 9.11-14, 9.115-117
- 又见 value aggregates
- elementary indices 初级指数, (g) 1.120-123, 9.16-27(*t*), 20
- aggregation and classification problems 见 elementary aggregates
- axiomatic approach 公理法, 1.133-136, 9.25-30, 20.58-70
- chain indices 链指数, 9.19(*t*), 9.39-44, 9.115-117
- economic approach 经济分析法, 1.137-146, 9.31-38, 20.71-86
- harmonic mean formulae 见 harmonic elementary indices
- ideal elementary indices 理想的初级指数, 20.11-22
- individual indices 单个指数, 20.38-45
- 又见 individual headings
- other formulae 其他公式, 9.64-69
- relationships between elementary indices 初级指数之间的关系, 1.127-132, 20.46-57
- stochastic approach 随机法, 20.100-111
- unit value indices 单位价值指数, 9.70-71
- Elteto-Koves-Szulc (EKS) method 见附件四(4.2.1, 4.2.2)
- environmental factors, and quality change 环境因素, 及质量变化, 7.31-32
- EPOS (electronic point of sale) data 电子收款机数据, 6.117
- equilibrium supply and demand 均衡供给和需求, 21.22-23
- errors 误差, 11.1-29(*t*), 20.19-20
- data 见 data editing
- measurement 计量, 11.12-16, 18.33
- minimizing 使误差最小化, 11.17-29
- non-sampling 非抽样误差, 11.5-11, 11.16
- sampling 抽样, 5.38, 11.3-4(*t*), 11.21, 20.20
- weighting 加权, 4.76-77
- 又见 bias
- estimation 估算, 5.61-99
- bias 偏差, 5.62-64, 5.72, 11.64-66
- COLIs 生活费用指数, 1.97-101
- errors 误差, 11.4, 11.12-15, 11.17
- implementation for CPIs 消费者价格指数的估算程序, 5.65-72
- variance estimation 见 variance estimation
- weighted least squares (WLS) estimator 加权最小二乘(WLS)估算式, 21.1(附录)
- 又见 sampling
- evolutionary goods 演变性产品, 8.35, 21.62-63
- directed replacements 定向替代, 8.49-51, 8.57
- sample augmentation 扩大样本, 8.56
- exclusions 见 coverage
- expenditures 见 household consumption expenditures
- expenditure weights 见 weights
- expert judgement 专家的判断
- quality adjustment 质量调整, 1.251, 7.73-76
- sampling 抽样, 11.19
- explicit quality adjustment methods 显性质量调整方法, (g) 1.249-255, 7.35, 7.38, 7.72-115
- choice of 方法选择, 7.119-120(*f*)
- expert judgement 专家的判断, 1.251, 7.73-76
- hedonic approach 见 hedonic approach
- production or option costs, differences in 生产或选项成本的差异, 1.250, 7.81-89, 7.119
- quantity adjustment 质量调整, 1.249, 7.77-80(*f*), 7.81(*t**)
- export price index (XPI) 出口价格指数, 14.4, 14.51, 14.57-58, 14.60(*t**), 14.75(*t**)
- coverage 涵盖的范围, 14.58, 14.60(*t**)
- external goods and services account 对外产品和服务核算, 14.18, 14.49-52, 14.54(*t**)
- 又见 SNA
- extra charges 附加费, 6.91
- extra quantity offers 免费附加量, 6.84
- 又见 bonus offers
- factoring and price updated weights 分解和权数价格更新, 9.92-94
- factor reversal (functional form symmetry) test 因子逆检验(函数形式对称检验), (g) 1.68-69, 16.56
- fees 服务费
- deposit and loan facilities 存贷款服务, 10.1(附录), 10.140, 10.143-147
- financial assets 金融资产, 3.54, 10.125-136
- insurance services 见 insurance
- real estate agency services 房地产代理服务, 3.122, 10.20, 10.40, 10.149-155, 23.118-120
- 又见附件一(6.5)
- 又见 financial services
- filtering (data) 见 data editing
- final consumption 最终消费, 14.34-45(*b*) (*t*)
- final uses, price indices for 最终使用的价格指数, 14.72
- financial assets 金融资产, 3.4, 3.52-55
- borrowing and credit 见 borrowing and credit
- fees 服务费, 3.54, 10.125-136
- foreign currency 外币, 3.55

- financial services 金融服务, 10.117-148
 currency exchange 货币兑换, 10.119, 10.125-129
 definition and coverage 定义和范围, 10.117-124
 deposit and loan facilities 存贷款服务, 10.119, 10.137-148
 example calculation 计算实例, 10.1(附录)
 mortgages 抵押贷款, 10.20-21, 10.23-38(*t*), 23.95-99
 HICPs 见附件一(5.10)
 payments approach 支付法, 10.120
 SNA 国民账户体系, 14.42-43
 stockbroking services 股票经纪服务, 10.119, 10.130-136
 又见 borrowing and credit; fees; insurance
- financial transactions 金融交易, 1.170-172
- Fisher price index Fisher 价格指数, (*g*) 1.42
 aggregation and classification problems 汇总与分类问题, 20.33-34, 20.36(*t*)
 as average of Paasche and Laspeyres indices 作为 Paasche 和 Laspeyres 指数的平均值, 15.18-23
 axiomatic approach 公理法, 16.53-56
- chained 链指数
 and Lloyd-Moulton indices 和 Lloyd-Moulton 指数, 19.28-31(*t*)
 symmetrically weighted 对称加权, 19.20-22(*t*)
 two-stage aggregation 两阶段汇总, 19.26-27, 19.28(*t**)
- decomposition 分解, 19.31(*t**), 19.32-36(*t*)
- democratic price index 民主价格指数, 18.29
- economic approach 经济分析法, 17.27-32
- fixed base 定基指数
 symmetrically weighted 对称加权, 19.17-19(*t*)
 two-stage aggregation 两阶段汇总, 19.24-25, 19.28(*t**)
- hedonic indices 特征指数, 21.51
- month-to-month indices 月环比指数, 22.65-77(*t*)
- plutocratic price index 金权价格指数, 18.14-22
- relationship with Lowe index 与 Lowe 指数的关系, 1.32-33
- rolling year annual index 滚动年指数, 22.47, 22.57(*f**)
 chained 链指数, 22.49-53(*f*)(*t*), 22.57(*f**)
 fixed base 定基指数, 22.48-53(*f*)(*t*)
- superlative index 最优指数, 1.96-97, 1.99-101, 17.4, 17.27-32, 17.50-54
- two-stage aggregation 两阶段汇总, 17.57-58
- year-over-year annual index 同比年度指数, 22.36-43(*t*)
 chained 链指数, 22.40(*t**), 22.41-43(*t*)
 fixed base 定基指数, 22.38-40(*t*)
- year-over-year monthly index 同比月度指数, 22.19-34(*t*)
 chained 链指数, 22.30, 22.31(*t**), 22.32-34(*t*)
 fixed base 定基指数, 22.26, 22.27(*t**), 22.28, 22.31(*t**)
- fixed assets 固定资产, 3.23
- fixed base indices 定基指数
 asymmetrically weighted indices 不对称加权指数, 19.9-12(*t*), 19.16(*t**)
- hedonic functions with dummy variables for time 具有时间虚拟变量的特征函数, 7.134-135, 21.41
- rolling year annual indices 滚动年指数, 22.48-53(*f*)(*t*), 22.56-59(*f*)(*t*), 22.60(*f**)
- superlative indices 最优指数, 19.17-19(*t*)
- symmetrically weighted 对称加权指数, 19.17-19(*t*)
- versus chain indices 定基指数与链指数, 1.46-52
 and Divisia approach 定基指数与 Divisia 法, 1.52, 15.76-97
- year-over-year annual 同比年度指数, 22.38-40(*t*)
- year-over-year monthly 同比月度指数, 22.26-29(*t*), 22.31(*t**)
 又见 individual indices
- fixed basket indices 固定篮子指数, (*g* 和 *g* 附录) 2.14-15, 15.24
 又见 basket indices; individual indices
- fixed basket (or constant quantities) test 固定篮子检验 (或不变数量检验), 16.35-36
- fixed weight indices 固定权重指数, (*g* 和 *g* 附录)
 bias 偏差, 9.131-138
- fixed weights for seasonal products 固定权重法处理季节性产品, 4.63-66
- foreign purchases of residents 见 household consumption expenditures
- formula approximation error 公式逼近误差, 20.19
- free goods and services 免费货物与服务, 3.7, 3.142, 6.84
- functional form (hedonic function) 函数形式 (特征函数), 21.1(附录)
- functional form symmetry (factor reversal) test 函数形式对称检验 (因子逆检验), (*g*) 1.68-69, 16.56
- gambling 博彩, 3.51
- garments 见 clothing
- GDDS 见 General Data Dissemination System
- GDP 见 gross domestic product
- Geary-Khamis (GK) method Geary-Khamis(GK)方法, 见附件四(4.2.2)
- Geary-Khamis quantity index Geary-Khamis 物量指数, 1.70
- General Data Dissemination System (GDDS) 数据公布通用系统, 13.43-44
- geographical coverage 见 coverage
- geometric averages, weighted 加权几何平均, 9.137
- geometric indices 几何指数, 1.38-40
 又见 individual indices
- geometric (or declining balance) depreciation 几何 (余额递减) 折旧, 23.55-58
- geometric Paasche and Laspeyres bounding test 几何 Paasche 和 Laspeyres 有界检验, 16.123
- gifts 礼品, 3.7, 3.45

- goods 货物, (g) 3.3
主要处理方法, 见 under acquisitions approach; classification; household consumption expenditures; uses approach
又见 durable goods; non-durable goods
- gratuities 恩惠, 3.46, 6.88
- gross domestic product (GDP) 国内生产总值, 14.12, 14.73-74, 14.75(*t**)
- groups (aggregation/weighting structure) 分类(汇总/加权结构), 4.6(*f*), 4.9, 4.58, 5.58, 9.9, 9.16(*f**)
- harmonic elementary indices 调和初级指数, 9.67-68, 20.42
economic approach 经济分析法, 20.79-80
relationships with other elementary indices 与其他初级指数的关系, 1.128-130, 20.46-47, 20.53-57
test performance 检验表现, 20.44, 20.70
- harmonic Laspeyres index 调和 Laspeyres 指数, 16.88, 19.9-16(*t*)
- Harmonized Indices of Consumer Prices (HICPs) 调和消费者价格指数, 13.30, 23.132, 附件一
注: 本条下段落号为附件一中的段落号
basic concepts and definitions 基本概念和定义, 2
coverage 覆盖范围, 3
harmonization, agenda for further 进一步协调的议程, 8
index formulae 指数公式, 4.2
links with National Accounts deflator of HFCE 与国民核算住户最终消费支出缩减指数的联系, 6
overview and history 概述与历史, 1
price sampling 价格抽样, 4.3
regulations 规则, 9
release and timeliness 公布和及时性, 7
specific standards 具体的标准, 5
weights 权数, 4.1
- health services 医疗服务, 3.24-25
HICPs 见附件一(5.9)
又见 social transfers in kind
- hedonic approach 特征法, (g) 7.132-149, 21
consumer or demand side 消费者或需求方, 21.13-17(*f*)
alternative formulation 替代公式, 21.29-36
identification and appropriate estimators 识别与适当的估算式, 21.1(附录)
- equilibrium supply and demand 均衡供给与需求, 21.22-23
- explicit quality adjustment 显性质量调整, 1.252-254, 7.90-115(*f*) (*t*)
adjustments 调整, 7.108-109
choice of methods 方法选择, 7.120
coefficients 系数, 7.101-103
data illustrating 数据例示, 7.1(附录)
imputation 虚拟, 7.103-107
limitations 局限性, 7.110-115
- functional form 函数形式, 21.1(附录)
- functions with dummy variables for time 具有时间虚拟变量的特征函数, 7.134-136, 21.40-42, 21.58-60
- hedonic prices, meaning of 特征价格的含义, 21.24-28
and matched models method 特征指数和可比型号法, 7.150-152, 21.59-60
- multicollinearity 多重共线性, 21.1(附录)
- omitted variable bias 缺漏变量偏差, 21.1(附录)
- period-to-period indices 时期对时期的特征指数, 7.137-141
- producer or supply side 生产者或供应方, 21.1(附录), 21.18-21
- regression model of rental market 对租金市场使用特征回归模型, 23.140
- superlative and exact hedonic indices (SEHI) 最优的精确特征指数, 7.142-149, 21.48-58
- tastes and technologies, changing 品味与技术变化, 21.1(附录)
- theoretical characteristics price indices 理论特征价格指数, 21.38-39
- tied bundles of characteristics 特征捆绑项目, 21.12
- unweighted indices 未加权特征指数, 21.59-60
- weighting 加权, 21.1(附录), 21.58
又见 quality adjustment
- HES 见 household expenditure surveys
- HFCE 见 household final consumption expenditure
- HFMCE 见 household final monetary consumption expenditure
- HICPs 见 Harmonized Indices of Consumer Prices
- higher-level indices 高层级指数, (g) 1.271-274, 4.8, 9.74-138
choice of 选择, 9.74-76
weighted averages of elementary indices 作为初级指数加权平均数的消费者价格指数, 1.273, 9.77-138
alternatives to fixed-weight indices 固定加权指数以外的其他指数, 9.131-138
calculation 计算, 9.77-86(*t*)
decomposition of index changes 指数变化的分解, 9.127-130(*t*)
price-updating from weight reference period 从权数参考期到价格参考期的价格更新, 9.95-104(*t*)
reweighting and chain linking 新权数的引入与链接, 1.274, 9.105-126
Young and Lowe indices Young 指数和 Lowe 指数, 9.87-91
又见 individual indices
- high-technology goods 高科技商品, 7.125-131, 19.4(*t*)
又见 computers
- high-technology services 高科技服务, 19.4(*t*)
- hire purchase 分期付款租购, 3.65-66
- homogeneity tests 齐次检验
first axiomatic approach 第一种公理检验法, 1.55, 16.37-41
second axiomatic approach 第二种公理检验法, 16.99-105, 16.132
- homothetic preferences 同位偏好, 17.18-26
- household consumption expenditures 住户消费支出, 1.162,

- 3.9-17, 14.34-45(b)(t), 14.75(t*)
- defined 定义, (g) 14.36
- foreign purchases of residents 居民在国外购买, 3.99-100, 3.128-129, 4.73-75, 6.36, 14.66-68
- hierarchy 层次, 14.42-44
- imputed 推算支出, 3.130-132, 14.38-39, 14.42, 14.44
- monetary 货币支出, 1.162, 3.7, 3.12, 3.16-17, 14.38, 14.42
- non-monetary 非货币支出, 1.163, 3.12-15
- barter transactions 易货交易, 1.163, 3.7, 3.13, 6.33
- free gifts or transfers 免费礼品或转移, 3.7
- imputed values 推算价值, 3.130-132
- remuneration in kind 实物报酬, 1.163, 3.7, 3.14
- self-produced goods and services 见 household production
- outside the scope of CPIs 不属于消费者价格指数涵盖范围的支出, 3.4, 3.39-54, 4.35
- financial assets 见 financial assets
- gambling 博彩, 3.51
- insurance 保险, 3.47-50
- transfers 转移支付, 3.7, 3.41-46
- product detail 产品细目, 14.40-41, 14.45(t), 14.47(t)
- SNA 国民账户体系, 14.34-45(b)(t), 14.75(t*)
- social transfers in kind 社会实物转移, 3.9-11
- time incurred/used 发生时间/使用时间, 3.18-21, 3.56-57
- 又见 individual goods and services
- household expenditure surveys (HES) 住户支出调查, (g) 1.192-197
- weighting data 权数数据, 4.17-28, 4.40-41
- adjustment 调整, 4.42-43
- classification 分类, 4.56-57
- reliability 可靠性, 4.21
- household final consumption expenditure (HFCE) 住户最终消费支出, 14.36
- 又见附件一(6)
- household final monetary consumption expenditure (HFMCE) 住户最终货币消费支出, 见附件一(2.2)
- household production 住户生产, 1.175-182, 3.72-89
- business activities 商业活动, 3.73
- consumption of own production 自产自用, 1.175-182, 3.15, 3.74-89
- agriculture 农产品, 1.180-181, 3.79-80, 14.32-33
- housing services 住宅服务, 1.180-182, 3.81-89
- in production account 生产核算中的住户生产, 14.32-33
- households 住户, (g)
- institutional units 制度单位, 14.14, 14.17(b)
- housing (owner-occupied) 房主自住房, (g) 10.4-50
- acquisitions approach 获取法, 10.39-50, 23.136-138
- alterations and additions 改建和增建, 10.40-41, 10.47, 10.50
- new constructions 新建, 10.40-41, 10.46-50
- purchase of dwelling 购置住房, 10.40-45
- HICPs 调和消费者价格指数, 见附件一(5.12, 6.3, 8)
- housing services for own consumption 用于自身消费的住宅服务, 1.180-182, 3.81-89
- payments approach 支付法, 10.20-38, 10.120, 10.159-163, 23.134-135
- SNA 国民账户体系, 14.40(b*), 23.144
- user cost approach 用户成本法, 10.7-19, 23.69-93
- alternative 其他办法, 23.141-144
- relationship with acquisitions approach 与获取法的关系, 23.39
- rental equivalence approach 租金等价法, 10.14-19, 23.3, 23.16-21, 23.139-140
- insurance 保险, 23.102-106
- maintenance and renovation 修理与维护, 10.20, 10.40, 23.107-117
- mortgage interest costs 抵押贷款利息成本, 10.23-38(t), 23.95-99
- property taxes 房产税, 23.100-101
- transaction costs (home purchase) 房屋购买交易成本, 23.118-120
- user costs 用户成本, 23.94-120
- additional services 额外服务, 23.127
- billing and maintenance 账款收取和维护成本, 23.123, 23.125
- landlord-specific 房东特有的成本, 23.121-131
- non-payment of rent and vacancy costs 租金拖欠和空置成本, 23.124
- opportunity cost of capital 资本的机会成本, 23.126
- weights 权数, 4.3
- hybrid values or expenditures 混合价值或支出, (g)
- hybrid weights 混合权数, (g)
- identity (or constant prices) test 恒等检验 (或价格指数不变检验), (g) 15.94, 16.132, 20.59
- first axiomatic approach 第一种公理检验法, 1.55, 16.35
- second axiomatic approach 第二种公理检验法, 16.98
- IDI 见 implicit deflator index
- illegal goods and services 非法的货物与服务, 1.169, 3.123-124
- implicit deflator index (IDI) 隐含的缩减指数, 14.70, 14.75(t*)
- implicit quality adjustment methods 隐性质量调整方法, (g) 1.236-248, 7.38, 7.44-71
- carry forward 见 carry forward of unavailable prices
- choice of 选择, 7.121-124
- class mean imputation 组均值虚拟法, 7.67-68, 7.121
- comparable replacement 可比替代法, 7.69, 7.118
- hedonic approach 特征法, 21.43-47
- linked to show no price change 保持价格不变的连接法, 7.70, 7.124
- non-overlapping qualities 新、旧质量产品无重叠, 1.241-248
- overall mean or targeted mean imputation 总体均值或目标均

- 值虚拟, 7.53-66(*t*), 7.121
- overlap 重叠, 1.236-240, 7.35, 7.45-52(*t*), 7.123
- short-run comparisons 短期比较, 7.165-170
- implicit service charge 隐性服务收费, 3.70
- import price index (MPI) 进口价格指数, 14.57-58, 14.60(*t**)
- SNA 国民账户体系, 14.4, 14.51-52, 14.54(*t**), 14.57-58, 14.60(*t**), 14.75(*t**)
- imputation 虚拟, (g) 7.35
- class mean imputation 组均值虚拟法, 7.67-68, 7.121
- household consumption expenditures 住户消费支出, 3.130-132, 14.38-39, 14.42, 14.44
- overall mean imputation 总体均值虚拟, 7.53-66(*t*), 7.121
- permanently missing prices 永久性消失的价格, 9.58-63(*t*)
- seasonal products 季节性产品, 10.79-87(*t*), 22.85-86(*t*), 22.88(*f**), 22.93-95(*t*), 22.96(*f**)
- temporarily (non-seasonal) missing prices 暂时性(非季节性)缺失价格, 9.48, 9.51-54(*t*)
- income 收入
- generation of income account 收入形成核算, 14.71(*t**), 14.75(*t*)
- household subsectors by 按住户部门划分, 14.17(b)
- real income 实际收入, 2.20-23
- use of income account 见 use of income account
- 又见 wages
- income tax 所得税, 2.19, 3.42, 13.27, 23.126
- indexation 指数化, (g) 1.9, 2.5-19
- index number theory 指数理论, 15
- aggregation 见 elementary aggregates; value aggregates
- annual weights and monthly price indices 年度权数和月度价格指数, 15.33-64
- axiomatic approach 见 axiomatic approach
- choice of index number 指数的选用, 1.13-15
- Divisia approach Divisia 法, 1.52, 15.65-97
- economic approach 见 economic approach
- formulae and terminology 公式和术语, (g 附录)
- national accounts price deflators 国民核算价格缩减指数, 1.190, 3.1(附录)
- overview 概述, 15.1-6
- stochastic approach 见 stochastic approach
- symmetric averages 对称平均数, 1.41-45, 15.18-32
- index reference period 指数参考期, (g) 9.81-83
- indirect quality adjustment 见 implicit quality adjustment
- inflation 通货膨胀, 2.34-38
- accounting 核算, 2.31-33
- core (underlying) 核心(基础)通货膨胀, 13.24-26
- CPIs as measure of/proxy for 以消费者价格指数作为通货膨胀的衡量指标/代理变量, 1.11, 1.12, 14.63-65
- hyperinflation 恶性通货膨胀, 6.23-24
- international comparisons 国际比较, 2.38
- targets 通货膨胀目标, 2.36-37
- inflation (transactions) CPI 通货膨胀(交易法)消费者价格指数, 14.6-7
- institutional units 制度单位, (g) 14.14-17(b)
- 主要处理方法, 见 capital account; external goods and services account; production account; use of income account
- insurance, life 人寿保险, 3.47-50
- HICPs 见附件一(6.4)
- insurance, property 财产保险, 3.47-50, 10.156-173
- acquisitions approach 获取法, 10.40, 10.166
- defined 定义, 10.157
- HICPs 见附件一(5.8)
- owner-occupied housing 房主自住房, 23.102-106
- payments approach 支付法, 10.20, 10.159-163
- premiums 保费, 10.159-163, 10.167-173(*t*)
- taxes 税, 10.171-173(*t*)
- uses approach 使用法, 10.164-165
- weights 权数, 4.67
- 又见 financial services
- interest 利息, 1.174, 3.63, 3.67-71, 6.91, 10.1(附录), 10.139-141
- indexation 指数化, 1.11, 2.16-17
- mortgages 抵押贷款, 10.23-38(*t*), 23.95-99
- 又见 borrowing and credit
- intermediate consumption price indices (IPIs) 中间消耗价格指数, 14.71, 14.75(*t**)
- International Standard Industrial Classification (ISIC) 国际标准产业分类, 3.147, 14.30, 14.31(*t**)
- international standards 国际标准, 13.42-44, 14.30, 14.41, 附件三
- 又见序言
- Internet 互联网, 3.100, 3.106, 10.101-102
- CPI data dissemination by 通过互联网公布消费者价格指数数据, 13.55-58
- price collection by 通过互联网采集价格, 6.43, 6.44-45, 6.47, 6.109
- 又见 telecommunication services
- invariance and symmetry tests 不变性和对称性检验
- first axiomatic approach 第一种公理检验法, 1.55-61, 1.68-69, 16.40-46
- second axiomatic approach 第二种公理检验法, 16.101-103, 16.106-111
- invariance to changes in the ordering of commodities (commodity reversal) test 对商品次序变化的不变性检验(商品逆检验), (g) 16.42, 16.106, 16.132
- invariance to changes in the units of measurement (commensurability) test 对度量单位变化的不变性检验(同度量性检验), (g) 9.25, 9.27-28, 16.132, 20.64-65
- first axiomatic approach 第一种公理检验法, 1.55, 1.56-58, 16.43
- second axiomatic approach 第二种公理检验法, 16.107-108
- invariance to proportional changes in base quantities test 对基期数量比例变化的不变性检验, (g) 16.40-41

- invariance to proportional changes in base values test 对基期价值比例变化的不变性 16.101-103
- invariance to proportional changes in current quantities test 对当期数量比例变化的不变性检验, (g) 16.40-41
- invariance to proportional changes in current values test 对当期价值比例变化的不变性检验, 1.71, 16.101-103
- inverse proportionality in base period prices test 基期价格的反比性检验, (g) 20.59
- first axiomatic approach 第一种公理检验法, 16.39
- second axiomatic approach 第二种公理检验法, 16.100
- IPIs 见 intermediate consumption price indices
- irrelevance of price change with tiny value weights test 价格变动与微小价值权重的无关性检验, 16.117-118
- ISIC 见 International Standard Industrial Classification
- Item 项目, (g)
- item or product rotation 项目或产品轮换, (g)
- item specification 项目规格, (g) 6.25-31
- broad/loose item specification 宽松的项目规格, 6.27-29, 6.31
- narrow/tight item specification 精细的项目规格, 6.27-30
- Jevons price index Jevons 价格指数, (g) 1.76, 9.17-24(t), 19.5-8(t)
- axiomatic approach 公理法, 9.25-26, 9.30, 20.44, 20.67
- chained 链指数, 9.40-41, 19.7-8(t)
- economic approach 经济分析法, 9.33-37, 20.83-84, 20.86
- elementary index (defined) 初级指数(定义), 9.17, 20.41
- estimators of stratum index 分层指数估计式, 5.67
- fixed base 定基指数, 19.5-6(t)
- missing price observations 缺失的价格观察值, 9.53(t), 9.58(t*), 9.64(t*)
- relationships with other elementary indices 与其他初级指数的关系, 1.128-130, 20.46-47, 20.50-57
- sampling properties 取样特性, 9.38
- judgemental (expert choice) sampling 判断(专家选择)抽样法, 11.19
- kind, remuneration in 实物报酬, 1.163, 3.7, 3.14
- Konüs cost of living index Konüs 生活费用指数, 17.9-17
- Laspeyres-Konüs true cost of living index Laspeyres-Konüs 真实生活费用指数, 17.12-17(f)
- Paasche-Konüs true cost of living index Paasche-Konüs 真实生活费用指数, 17.13-17(f)
- true COLI when preferences are homothetic 同位偏好时的真实生活费用指数, 17.18-26
- 又见 cost of living index
- labour services, price indices for 劳动服务的价格指数, 14.71(t*), 14.75(t)
- land (property) 土地, 10.44
- Laspeyres-Konüs true cost of living index Laspeyres-Konüs 真实生活费用指数, 17.12-17(f)
- Laspeyres price index Laspeyres 价格指数, (g 和 g 附录)
- 2.14-15
- aggregation and classification problems 汇总与分类问题, 20.33-36(t)
- chained 链指数, 19.7-8(t)
- geometric/harmonic 几何/调和, 19.11(t*), 19.13-16(t)
- month-to-month indices 月环比指数, 22.65-77(t)
- rolling year 滚动年指数, 22.49-53(f) (t), 22.57(f*)
- year-over-year 同比指数, 22.30-34(t), 22.40(t*), 22.41-43(t)
- decomposition 分解, 1.24-25, 15.11-170
- defined 定义, 1.21-22, 9.65-66, 15.12-13
- economic approach 经济分析法, 20.73-75
- fixed base 定基指数, 19.5-6(t)
- geometric/harmonic 几何/调和, 19.9-12(t), 19.16(t*)
- rolling year 滚动年指数, 22.48-53(f) (t), 22.56-59(f) (t), 22.60(f*), 22.80(t*), 22.81(f*), 22.82-83
- year-over-year 同比指数, 22.26-28(t), 22.38-40(t)
- geometric 几何平均, (g) 1.38-40, 9.66
- annual basket indices with carry forward of unavailable prices 对缺失价格采用结转价格的年度篮子指数, 22.80(t*), 22.81-84(f), 22.91-92(t), 22.93(f*)
- annual basket indices with imputation of unavailable prices 对缺失价格采用虚拟价格的年度篮子指数, 22.85-86(t), 22.88(f*), 22.93-95(t), 22.96(f*)
- chained 链指数, 19.11(t*), 19.13-16(t)
- fixed base 定基指数, 19.9-12(t), 19.16(t*)
- year-over-year 同比指数, 22.40(t)
- harmonic 调和, 16.88, 19.9-16(t)
- chained 链指数, 19.11(t*), 19.13-16(t)
- fixed base 定基指数, 19.9-12(t), 19.16(t*)
- hedonic 特征指数, 21.48-49
- Paasche and Laspeyres bounding test Paasche 和 Laspeyres 有界检验, 1.55, 16.49, 16.123
- plutocratic 金权指数, 18.6-9, 18.16-17, 18.20-21, 18.33
- relationship with Lowe index 与 Lowe 指数的关系, 1.32, 15.2(附录)
- relationship with Paasche index 与 Paasche 指数的关系, 1.30-34, 15.1(附录)
- relationship with Young index 与 Young 指数的关系, 1.36, 15.56-58
- rolling year annual index 滚动年指数, 22.47
- chained 链指数, 22.49-53(f) (t), 22.57(f*)
- fixed base 定基指数, 22.48-53(f) (t), 22.56-59(f) (t), 22.60(f*), 22.80(t*), 22.81(f*), 22.82-83
- symmetric averages 对称平均数, 15.18-23, 15.32
- test performance 检验结果, 1.60-61, 1.69, 16.58, 16.61
- two-stage aggregation 两阶段汇总, 17.55-57
- year-over-year annual index (seasonal products) 同比年度指数(季节性产品), 22.36-43(t)
- chained 链指数, 22.40(t*), 22.41-43(t)
- fixed base 定基指数, 22.38-40(t)

- geometric 几何指数, 22.40(*t*)
- year-over-year monthly index (seasonal products) 同比月度指数 (季节性产品), 22.19-34(*t*)
- chained 链指数, 22.30-34(*t*)
- fixed base 定基指数, 22.26-28(*t*)
- legal fees 法律服务费用, 23.118
- Leontief preferences Leontief 偏好, 9.32
- licences 执照, 3.43-44
- light bulb (one hoss shay) depreciation 灯泡 (单驾马车) 折旧, (*g*) 23.62-68
- linear form (hedonic function) 线性 (特征函数), 21.1(附录)
- linking 见 chain indices
- lists of products/prices 商品/价格清单, 5.15, 6.43
- Lloyd-Moulton index Lloyd-Moulton 指数, 1.108, 9.69, 9.137, 17.61-64, 19.28-31(*t*)
- loans 见 borrowing and credit
- log-log (double-logarithmic) form (hedonic function) 双对数形式 (特征函数), 21.1(附录)
- long-run comparisons and short-run comparisons 长期比较和短期比较, 7.42-43, 7.159-173(*t*)
- implicit short-run comparisons 隐性短期比较, 7.165-170
- quality adjustment methods 质量调整方法, 7.160-164
- single-stage and two-stage indices 单阶段指数与两阶段指数, 7.171-173
- Lowe index Lowe 指数, (*g* 和 *g* 附录)1.17-20, 2.14, 3.30-31, 15.11, 15.24, 19.34(*t**), 19.37-38
- annual indices 年度指数, 22.78-86(*f*) (*t*), 22.88-89(*f*) (*t*), 22.91-95(*f*) (*t*)
- bias 偏差, 17.74-83
- chain indices 见 chain indices (versus fixed base indices) and COLI 和生活费用指数, 1.91-93, 17.66-83
- conditional 有条件的 Lowe 指数, 3.38
- economic approach 经济分析法, 17.66-83
- higher-level indices 高层级指数, 9.87-91
- mid-year indices 中间年份指数, 15.49-53, 19.41-44, 19.46(*t**)
- monthly indices 月度指数, 15.33-53
- relationship with Fisher index 与 Fisher 指数的关系, 1.32-33
- relationship with Laspeyres index 与 Laspeyres 指数的关系, 1.32, 15.2(附录)
- relationship with Paasche index 与 Paasche 指数的关系, 1.32
- relationship with Young index 与 Young 指数的关系, 9.87-91
- test performance 检验结果, 1.61, 1.83, 16.130-134
- updating 更新, 1.28-29
- lower-level index 低层级指数, (*g*)
- loyalty schemes 忠诚度回赠制度, 3.138, 3.142, 3.143
- luxury goods and services 奢侈货物与服务, 3.125-126
- mail order catalogues 邮购目录, 6.43
- maintenance expenditures (owner-occupied housing) (房主自住房的)维护支出, 10.20, 10.40, 23.107-117
- landlord-specific 房东特有的成本, 23.123, 23.125
- management process 见 production and publication; quality management
- manuals (training and development) 手册 (培训与开发), 12.100-102
- many-household case (economic approach) 见 economic approach
- Marshall-Edgeworth index Marshall-Edgeworth 指数, (*g* 和 *g* 附录) 15.27, 15.30, 19.18-22(*t*)
- matched models method 可比型号法, (*g*) 7.2, 7.5, 7.6-18
- dynamic universe 动态全域, 8.1(附录), 8.7
- and hedonic indices 和特征指数, 7.150-152, 21.59-60
- missing items 缺失项目, 7.7-13, 8.2
- new products 新产品, 7.18, 8.4
- sampling concerns 抽样问题, 7.14-17, 8.3, 8.6-8
- telecommunication services 电信服务, 10.97-104(*t*)
- mean square error (sampling) 均方误差 (抽样), 5.38, 5.63
- mean value tests 平均值检验, 16.47-49, 16.132, 20.59
- mean value test for prices 价格的平均值检验, (*g*) 1.55, 16.47, 16.112
- mean value test for quantities 数量的平均值检验, 16.48
- Paasche and Laspeyres bounding test Paasche 和 Laspeyres 有界检验, 1.55, 16.49, 16.123
- medical services 见 health services
- metadata system (quality adjustment) 统计数据诠释系统 (质量调整), 8.23-31
- methodology, presentation 呈示方法, 13.41, 13.44(*b**), 13.60-61
- mid-year indices (Lowe index) 中间年份指数 (Lowe 指数), 15.49-53, 19.41-44, 19.46(*t**)
- minimum spanning tree (MST) 见附件四(4.2.2(*f*))
- missing observations 缺失观察值, 9.47-63(*t*)
- chain indices 链指数, 9.43, 9.53(*t*)
- deleting items that disappear 删除消失的项目, 8.1(附录)
- direct indices 直接指数, 9.41-43, 9.53(*t*)
- HICPs 见附件一(5.3)
- matched models method 可比型号法, 7.7-13, 8.2
- permanent 永久性消失, 9.55-63(*t*), 9.64(*t**)
- temporary (non-seasonal) 暂时缺失 (非季节性), 9.48-54(*t*)
- verification and correction 核实和修正, 9.172-177
- 又见 quality adjustment; seasonal products
- mobile telephones 移动电话, 8.37, 10.110, 10.112(*t**)
- 又见 telecommunication services
- money-off vouchers 折扣券, 3.138, 3.141, 3.143
- monitoring (price collection) 监督 (价格采集), 5.30, 12.29-32
- monotonicity tests 单调性检验, 16.50-52, 16.132
- base period prices 基期价格, 16.50, 16.113, 20.59
- base period quantities 基期数量, 16.50-51
- current period prices 当期价格, 1.55, 16.50, 16.113, 20.59
- current period quantities 当期数量, 16.50-51
- monthly indices 月度指数

- annual weights 年度权数, 15.33-64
- Lowe index and mid-year indices Lowe 指数与中间年份指数, 15.49-53
- Lowe index with monthly prices and annual base year quantities 采用月度价格和基期年份年度数量的 Lowe 指数, 15.33-48
- Young index Young 指数, 15.54-64
- year-over-year 同比指数, 22.16-34(*t*)
- chained 链指数, 22.30-34(*t*)
- fixed base 定基指数, 22.26-29(*t*), 22.31(*t**)
- used in predicting rolling year index 用于预测滚动年指数, 22.55-62(*f*) (*t*)
- month-to-month indices 月环比指数, 9.19(*t*), 9.86(*t*)
- Rothwell or Bean and Stine Type C indices Rothwell 或 Bean 和 Stine C 型指数, 22.87-89(*t*), 22.91(*f**) , 22.93-94(*t*), 22.96(*f**)
- maximum overlap 最大重叠, 22.63-77(*t*)
- used in predicting rolling year indices 用于预测滚动年指数, 22.91-96(*f*) (*t*)
- mortgages 抵押贷款, 10.20-21, 10.23-38(*t*)
- interest 利息, 10.23-38(*t*), 23.95-99
- motor cars 汽车, 4.68-70, 6.36, 6.86, 7.20, 7.84
- 又见 vehicles
- moving-weights for seasonal products 对季节性产品的变动权数法, 4.62-66
- multicollinearity (hedonic quality adjustment) 多重共线性 (特征法质量调整), 21.1(附录)
- multi-period identity test 多时期恒等检验, 15.94
- multiplicative quality adjustment 乘法质量调整, 7.39-40
- net price indices 净价格指数, 3.137
- new outlet (outlet substitution) bias 新商户偏差 (商户替代偏差), 3.118, 11.35-36, 11.60-63
- new outlets 新商户, 8.58
- new products 新产品, 8.32-62, 21.61-68
- chain indices 链指数, 9.43, 9.58(*t**) , 9.60(*t*), 9.62
- defining/terminology 定义/术语, 8.32-35, 21.61-62
- directed replacements 定向替代, 8.49-51, 8.57
- direct indices 直接指数, 9.41-43, 9.57-61(*t*), 9.63
- evolutionary goods 演变性产品, 8.35, 8.49-51, 8.56-57, 21.62-63
- HICPs 见附件一(5.6)
- matched models method 可比型号法, 7.18, 8.4
- new goods bias 新商品偏差, 11.35-36, 11.56-59
- reservation prices 保留价格, 8.59-60
- revolutionary goods 突变性产品, 8.35, 8.52-55(*t*), 8.57-58, 21.62-64
- sample augmentation 扩大样本, 8.52-58(*t*), 21.64
- sample rebasing and rotation 样本的重置基期和轮换, 1.222-225, 8.1(附录), 8.18-21, 8.44-48
- substitution 替换, 1.259-262, 8.2(附录)
- virtual prices 虚拟价格, 21.65-67
- 又见 replacement products
- non-durable goods 非耐用品, 1.154-158, 3.22, 3.166-168
- non-market output (production account) 非市场产出 (生产核算), 14.25(*t**) , 14.26-27, 14.75(*t**)
- non-observation errors 非观测误差, 11.9-11
- non-probability sampling 非概率抽样, (g) 5.6, 5.27-50
- bias 偏差, 5.29
- cut-off sampling 排除抽样, 5.36-41, 11.19
- quota sampling 定额抽样, 5.42-45, 11.19
- reasons for using 使用原因, 5.28-35
- representative item method 代表性项目法, 5.6, 5.46-48
- sampling in time 抽样时间, 5.49-50
- 又见 sampling
- non-profit institutions serving households (NPISHs) 为住户部门服务的非营利机构, 14.14, 14.17(*b**)
- non-residents, expenditures 非居民支出, 3.99, 4.73
- non-response errors 无回复误差, 11.10-11, 11.28-29
- non-sampling errors 非抽样误差, 11.5-11, 11.16
- NPISHs 见 non-profit institutions serving households
- observations 观察值
- errors 误差, 11.5-8
- omitting 缺失, 9.48-49, 9.53(*t**) , 9.58(*t*)
- off-cycle items 见 missing observations
- offer functions (quality adjustment) 要价函数 (质量调整), 21.21
- omitted variable bias 缺漏变量偏差, 21.1(附录)
- one hoss shay (light bulb) depreciation 单驾马车 (灯泡) 折旧, (g) 23.62-68
- opportunity cost of capital (landlords) 资本的机会成本 (房东), 23.126
- option costs (quality adjustment) 选项成本 (质量调整), 7.83-89, 7.119
- order PPS sampling 序列概率与规模成比例抽样法, 5.19-23(*t*)
- order *r*, quadratic mean of *r* 阶二次平均, 1.98-99, 17.33-43, 17.59
- outlet rotation bias 商户轮换偏差, 3.120
- outlets 商户, 3.105-107, 6.35, 8.17, 8.58
- price variation between 不同商户的价格差异, 3.116-120
- retail chains 零售连锁店, 6.43, 6.66, 6.69-70, 12.13
- rotation 轮换, 3.119-120
- sampling 抽样, 5.3-6, 5.15, 5.55
- symmetric treatment of outlets test 商户的对称处理检验, 20.59
- weights 权数, 4.13, 4.30-31
- 又见 sectoral dimension (elementary aggregates)
- outlet substitution (new outlet) bias 商户替代偏差 (新商户偏差), 3.118, 11.35-36, 11.60-63
- outliers 界外值, (g) 9.139-141, 9.171

- output price index (YPI) 总产出价格指数, 14.70, 14.75(*t**)
- out of stock items 暂时脱销项目, 6.60
- overall mean or targeted mean imputation (quality adjustment) 总体均值虚拟或目标均值虚拟(质量调整), 7.53-66(*t*), 7.121
- overlap method (quality adjustment) 重叠法(质量调整), 1.236-240, 7.35, 7.45-52(*t*), 7.123, 22.63-77(*t*)
- overseas purchases 见 household consumption expenditures
- owner-occupied housing 见 housing (owner-occupied)
- own production consumption 见 consumption of own production
- own share price weighting test 自身比例价格加权检验, 16.115-116
- Paasche-Konüs true cost of living index Paasche-Konüs 真实生活费用指数, 17.13-17(*f*)
- Paasche and Laspeyres bounding test Paasche 和 Laspeyres 有界检验, 1.55, 16.49, 16.123
- Paasche price index Paasche 价格指数, (*g* 和 *g* 附录) 1.21-23, 2.14, 19.5-8(*t*)
- chained 链指数, 19.7-8(*t*)
- month-to-month 月环比, 22.65-77(*t*)
- rolling year 滚动年指数, 22.49-53(*f*) (*t*), 22.57(*f**)
- year-over-year 同比指数, 22.30-34(*t*), 22.40(*t**) , 22.41-43(*t*)
- COLIs 生活费用指数
- democratic 民主生活费用指数, 18.25, 18.27, 18.30-31, 18.33
- Paasche-Konüs true cost of living index Paasche-Konüs 真实生活费用指数, 17.13-17(*f*)
- plutocratic 金权生活费用指数, 18.6, 18.10-12, 18.33
- decomposition 分解, 1.24-25, 15.11-17
- economic approach 经济分析法, 20.77
- fixed base 定基指数, 19.5-6(*t*)
- rolling year 滚动年指数, 22.48-53(*f*) (*t*), 22.57(*f**)
- year-over-year 同比指数, 22.26-29(*t*), 22.38-40(*t*)
- geometric 几何平均, 1.38-39
- chained 链指数, 19.11(*t**) , 19.13-16(*t*)
- fixed base 定基指数, 19.9-12(*t*), 19.16(*t**)
- hedonic 特征法, 21.50-51
- national accounts price deflators 国民核算价格缩减指数, 3.1(附录)
- plutocratic 金权, 18.6, 18.10-12, 18.16, 18.18-21, 18.33
- relationship with Laspeyres index 与 Laspeyres 指数的关系, 1.30-34, 15.1(附录)
- relationship with Lowe index 与 Lowe 指数的关系, 1.32
- rolling year annual index 滚动年指数, 22.47
- chained 链指数, 22.49-53(*f*) (*t*), 22.57(*f**)
- fixed base 定基指数, 22.48-53(*f*) (*t*), 22.57(*f**)
- symmetric averages 对称平均数, 15.18-23, 15.32
- test performance 检验结果, 1.60, 1.69, 16.58, 16.61
- year-over-year annual index 同比年度指数, 22.36-43(*t*)
- chained 链指数, 22.40(*t**) , 22.41-43(*t*)
- fixed base 定基指数, 22.38-40(*t*)
- year-over-year monthly index 同比月度指数, 22.19-34(*t*)
- chained 链指数, 22.30-34(*t*)
- fixed base 定基指数, 22.26-29(*t*)
- Palgrave index Palgrave 指数, 19.9-16(*t*)
- Pareto PPS sampling Pareto 概率与规模成比例抽样, 5.19-21(*t*), 5.23
- payment in kind 实物付款, 1.163, 3.7, 3.14
- payments approach 支付法, 10.20-38, 10.120, 10.159-163, 23.134-135
- pensions 养老金, 1.11, 3.54
- HICPs 见附件一(6.4)
- period-to-period hedonic indices 时期对时期的特征指数, 7.137-141
- plutocratic COLIs 金权生活费用指数, 18.3-13
- Fisher Fisher 金权生活费用指数, 18.14-22
- Laspeyres Laspeyres 金权生活费用指数, 18.6-9, 18.33
- Paasche Paasche 金权生活费用指数, 18.6, 18.10-12, 18.33
- versus democratic COLIs 金权生活费用指数与民主生活费用指数, 18.23-35
- point-of-purchase surveys 购买点调查, 4.30-31
- positivity test 正值性检验, 16.132
- first axiomatic approach 第一种公理检验法, 1.55, 16.34
- second axiomatic approach 第二种公理检验法, 16.98
- PPI 见 producer price index
- PPP 见 purchasing power parity
- PPS sampling 见 probability proportional to size sampling
- premiums (property insurance services) 保费(财产保险服务), 10.159-163, 10.167-173(*t*)
- gross premiums, gross expenditures approach 总保险费, 总支出法, 10.163
- gross premiums, net expenditures approach 总保险费, 净支出法, 10.160
- net premiums, gross expenditures approach 净保险费, 总支出法, 10.161-162
- as a proxy for the net insurance service 用总保险费代表净保险服务收费, 10.171-173(*t*)
- 又见 fees
- press releases 新闻发布稿, 13.38-41(*b*)
- price bouncing test 价格回弹检验, 20.60-61
- price collection 见 collection
- price collectors 见 collectors
- price comparisons 见 comparisons
- price deflators, national accounts 国民核算价格缩减指数, 1.190, 3.1(附录)
- price discrimination 价格歧视, 3.112-115, 6.82
- price indices, collection data in the form of 采集价格指数形式的数据, 6.74

- price quote reports 报价报告, 12.51
- price reductions 见 reductions
- price reference period 价格参考期, (g) 1.20, 9.81-82
- price-updating from weight reference period 从权数参考期到价格参考期的价格更新, 9.95-104(t)
- price relative 价格比, (g)
- price relative reciprocal test 价比倒数检验, 16.125-126
- price reversal (price weights symmetry) test 价格逆检验 (价格权数对称性检验), 16.46
- price updated weights 经价格更新的权数, (g) 1.28-29, 9.95-104(t)
- price variation 价格差异, 1.185-186, 3.108-120
- probability proportional to size (PPS) sampling 概率与规模成比例抽样, (g) 5.11, 5.16-23, 11.18
- order sampling 序列抽样, 5.19-23(t)
- Pareto sampling Pareto 抽样, 5.19-21(t), 5.23
- sequential sampling 顺序抽样, 5.19, 5.21
- systematic sampling 系统化抽样, 5.17-18(t)
- probability sampling 概率抽样, (g) 5.6, 5.8-26, 5.108
- frames 抽样框, 5.13-15, 5.59
- PPS sampling 见上
- simple random sampling 简单随机抽样, 1.203-210, 5.10, 11.18
- stratification 分层抽样, 5.12, 11.18
- systematic sampling 系统化抽样, 5.10
- 又见 sampling
- processing errors 处理误差, 11.8, 11.27
- producer price index (PPI) 生产者价格指数, 14.4, 14.57-58, 14.60(t*), 14.75(t*)
- coverage 覆盖范围, 14.31, 14.32(b*), 14.58, 14.60(t*), 14.64
- output 产出, 14.31(t), 14.32(b*), 14.75(t*)
- 又见 production account
- production account 生产核算, 14.18, 14.25-33(b) (t), 14.75(t*)
- 又见 producer price index; SNA
- production costs 生产成本, 7.81-82, 7.119
- production for own consumption 见 consumption of own production
- production and publication (indices) 编制和公布 (指数), 1.280-284, 12.56-70, 13.1-58
- access to data 数据可得性, 13.49-52
- confidentiality 保密性, 13.53-54
- contributions to price change, analysis 分析引起价格变化的原因, 13.19-21
- disaster recovery 灾难恢复, 12.66-70
- electronic 电子公布, 13.55-58
- HICPs 见附件一(7)
- international standards 国际标准, 13.42-44
- interpretation 解释, 13.22-23
- monthly compilation 月度编制, 12.58-60
- press release, bulletin and methodological statement 新闻发布稿, 公告和方法说明, 13.38-41(b)
- publication level 发布水平, 3.160-161
- related/alternative measures, presentation 列示相关/其他指标, 13.24-37
- seasonal adjustment and smoothing 季节调整/修匀, 13.13-18
- spreadsheets 电子表格, 12.61-64
- sub-aggregate indices 分类指数, 13.32-37
- time series presentation of level and change 以时间序列表示水平和平和变化, 13.4-12, 13.38(b*)
- timing 公布时间, 6.13, 13.45-48
- 又见 quality management; user consultation
- product lists 商品清单, 5.15
- products 商品, (g)
- product test 乘积检验, 15.7-10
- property taxes 见 taxation
- proportionality in current prices test 当期价格的比例性检验, (g) 9.25, 20.59
- first axiomatic approach 第一种公理检验法, 1.55, 16.37-38
- second axiomatic approach 第二种公理检验法, 16.99
- publication of CPIs 见 production and publication
- purchase of products, during price collection 采集价格时购买商品, 6.95, 6.97
- purchaser's price 购买者价格, (g)
- purchases from abroad 见 household consumption expenditures
- purchasing power parities (PPPs) 购买力平价, 2.28-30, 6.119-122, 14.77-79
- 又见附件四
- pure price change 纯价格变化, (g)
- pure price index 纯价格指数, 15.24-32
- 又见 fixed basket indices
- pure quantity index 纯物量指数, 16.63-67
- quadratic mean of order r indices r 阶二次平均指数, 1.98-99, 17.33-13, 17.59
- quality adjustment 质量调整, (g) 1.226-255, 7, 21
- HICPs 见附件一(5.4)
- hedonic approach 见 hedonic approach
- high turnover industries 型号更新率高的部门, 7.125-158
- chaining 链接, 7.153-158, 8.21
- difference between hedonic and matched models indices 特征法指数与可比型号法指数的差异, 7.150-152
- examples 例子, 7.128-131
- hedonic indices 特征法指数, 7.132-149
- information requirements 所需要的信息, 8.22-31
- statistical metadata system 统计数据诠释系统, 8.23-31
- long-run and short-run comparisons 长期与短期比较, 7.42-43, 7.159-173(t)
- implicit short-run comparisons 隐性短期比较, 7.165-170
- quality adjustment methods 质量调整方法, 7.160-164
- single-stage and two-stage indices 单阶段指数与两阶段指数, 7.171-173

- matched models 可比型号法, 7.2, 7.5, 7.6-18
 dynamic universe 动态全域, 8.1(附录), 8.7
 and hedonic indices 与特征法指数, 7.150-152, 21.59-60
 missing items 缺失项目, 7.7-13, 8.2
 new products 新产品, 7.18, 8.4
 sampling concerns 抽样问题, 7.14-17, 8.3, 8.6-8
 telecommunication services 电信服务, 10.97-104(t)
- overview 概述, 1.226-229, 21.1-11
- quality change 见 quality change (below)
- replacement/substitution of products 产品替换/替代, 6.40, 6.103-107, 7.69, 7.118
- seasonal products 季节性产品, 7.8-9
- user value 使用者价值, 7.29-30
- when matched models are unavailable 当没有可比项目时, 7.33-43
 additive versus multiplicative adjustment 加法调整与乘法调整, 7.39-40
 base versus current period adjustment 基期与当期调整, 7.41
 long-run versus short-run comparisons 长期与短期比较, 7.42-43
 又见 missing observations
- quality adjustment methods 质量调整方法, 1.226-255, 7, 21
 choice of methods 方法选择, 7.116-124(f)
 explicit methods 显性方法, 1.249-255, 7.35, 7.38, 7.72-115
 choice of 选择, 7.119-120(f)
 expert judgement 专家判断, 1.251, 7.73-76
 hedonic approach 见 hedonic approach
 production or option costs, differences in 生产或选项成本的差异, 1.250, 7.81-89, 7.119
 quantity adjustment 质量调整, 1.249, 7.77-80(f), 7.81(t*)
- implicit methods 隐性方法, 1.236-248, 7.38, 7.44-71
 carry-forward 见 carry forward of unavailable prices
 choice of 选择, 7.121-124
 class mean imputation 组均值虚拟法, 7.67-68, 7.121
 comparable replacement 可比替换法, 7.69, 7.118
 hedonic approach 特征法, 21.43-47
 linked to show no price change 保持价格不变的连接法, 7.70, 7.124
 non-overlapping qualities 新、旧质量产品无重叠, 1.241-248
 overall mean or targeted mean imputation 总体均值或目标均值虚拟, 7.53-66(t), 7.121
 overlap 重叠, 1.236-240, 7.35, 7.45-52(t), 7.123
 short-run comparisons 短期比较, 7.165-170
- quality change 质量变化, 7.19-32
 conditional indices 有条件指数, 7.31-32
 effect on price 对价格的影响, 1.230-235
 utility-based approach 基于效用的方法, 7.24-30
- quality change bias 质量变化偏差, 11.35-36, 11.51-55
- quality checks (price collection) 质量检查 (价格采集)
 central and head office 集中及总部采集时的质量检查, 12.41-55
 algorithms 算法, 12.52-55
 reports 报告, 12.47-51
 local 实地采集时, 12.27-40
 backchecking 事后检查, 12.33-38
 monitoring 监督, 12.29-32
 other auditor functions 审计人员的其他职能, 12.39-40
- quality in the field (price collection) 实地质量 (价格采集), 6.67-68, 6.123, 12.15-26
 continuity 连续性, 1.218-221, 6.57, 12.18-20
 data entry queries 对数据记录的质询, 12.21-25
 descriptions 描述, 12.16-17
 feedback 反馈, 12.26
 又见 collectors
- quality management (user needs) 质量管理 (用户需要), 12.71-91
 performance management 业绩管理, 12.92
 systems 体系, 12.78-89
 training and development (staff) 培训和发展 (工作人员), 12.93-99
 documentation 文件, 12.100-102
 reviews 检查, 12.103
 又见 production and publication
- quantities 数量
 mean value test for 平均值检验, 16.48
 price collection by 采集单位数量价, 6.63-64
 target quantity (sampling) 目标数量 (抽样), 5.2
- quantity adjustment 数量调整
 explicit quality adjustment 显性质量调整, (g) 1.249, 7.77-80(f), 7.81(t*)
 Geary-Khamis quantity index Geary-Khamis 物量指数, 1.70
- quantity indices 物量指数
 Divisia approach Divisia 法, 15.65-71
 pure quantity index 纯物量指数, 16.63-67
- quantity relative 数量比, (g)
- quantity reversal (quantity weights symmetry) test 数量逆转检验 (数量权重对称性检验), 16.45, 16.111
- quantity weights 数量权重, (g)
- questionnaires (price collection) 调查表 (价格采集)
 design 设计, 6.50-66
 codes 代码, 6.1(附录), 6.55-56, 6.60-61
 forms 采集表, 6.1(附录), 6.53, 6.99(t*)
- quota sampling 定额抽样, 5.42-45, 11.19
- ranking variables (sampling) 变量排序 (抽样), 5.19
- real estate agency fees 房地产代理费, 3.122, 10.20, 10.40, 10.149-155, 23.118-120
 又见附件一(6.5)
- rebasing 重置基期, (g) 8.44-48

- rebates 回扣, 3.138, 3.141-143, 6.89-90
- recording transactions 记录交易, 14.19-24
 timing 时间的确定, 14.20
 valuation 估价, 14.21
- reductions (prices) 降价, 6.80-91
 bonus offers, extras and free gifts 奉送品、附加品及免费礼物, 3.142, 6.84, 6.99-102
 discounted prices 折扣价, 3.138-143, 6.81-82
 HICPs 见附件一(5.2)
 payments involving interest, service charges or extra charges 需付利息、服务费或附加费的支付安排, 6.91
 price discrimination 价格歧视, 3.112-115, 6.82
 rebates or refunds 回扣或退款, 3.138, 3.141-143, 6.89-90
 sale or special offer prices 削价或特价, 6.1(附录), 6.60, 6.83, 6.84
 sales taxes 销售税, 6.87
 stamps 图印, 6.85
 tips for services 小费, 3.46, 6.88
 trade-ins 贴换品, 6.86
- reference periods 参考期, 1.20, 4.44-46, 9.81-84, 9.95-104(*t*)
- reference population 参照人口, (*g*)
- refunds 退款, 6.89-90
- regional indices 地区指数, 3.101-104
 又见 subsidiary indices
- regional weights 地区权数, 4.10-12, 4.14-15(*t*)
- regulatory authorities, prices obtained from 通过监管当局采集的价格, 6.43
- reimbursements, by governments or social security schemes 由政府或社会保障项目的报销, 3.134
- rejected price observations (validation) 见附件一(5.5)
- remuneration in kind 实物报酬, 1.163, 3.7, 3.14
- renovation expenditures (owner-occupied housing) 住宅的改造支出(房主自住房), 10.20, 10.40, 23.107-117
- rental equivalence (leasing equivalence) approach 等效租金法, (*g*) 10.14-19, 23.3, 23.16-21, 23.139-140
- rents 租金, 23.127-131
 durables 耐用品, 3.28
 home-owner's estimates 住房所有人对租金的估计, 23.139
 indexation 指数化, 1.11, 2.16
 non-payment 租金拖欠, 23.124
- repair expenditures (owner-occupied housing) 住宅的修理支出(房主自住房), 10.20, 10.40, 23.107-117
- replacement products 替换产品, (*g*) 8.9-17, 9.55-63(*t*)
 clothing 服装, 10.66-72
 directed 定向替换, 8.49-51, 8.57
 quality adjustment 质量调整, 6.40, 6.103-107, 7.69, 7.118
 replacement universe 替换全域, 8.1(附录), 8.7
 又见 new products; substitution
- representative products 代表性产品, (*g*) 4.7(*f*), 9.9, 9.16(*f**)
 representative item method (sampling) 代表性项目法(抽样), 5.6, 5.46-48
 telecommunication services 电信服务, 10.97-107(*t*)
- representativity 代表性, 5.109
- representativity bias 代表性偏差, (*g*) 1.102-105
- re-sampling 重新抽样, 1.222-225, 8.1(附录), 8.18-21, 8.44-48
- reservation prices 保留价格, 8.59-60
- response errors 回复误差, 11.7, 11.25-27
- retailers 见 outlets
- revisions (indices) 见附件一(5.13)
- revolutionary goods 突变性产品, 8.35, 21.62-64
 directed replacements 定向替换, 8.57
 sample augmentation 扩大样本, 8.52-55(*t*), 8.57-58, 21.64
- reweighting 见 weights
- rolling year annual indices 滚动年指数, 22.45-54(*f*) (*t*), 22.57(*f**)
 chained 链指数, 22.49-53(*f*) (*t*), 22.57(*f**)
 fixed base 定基指数, 22.48-53(*f*) (*t*), 22.56-59(*f*) (*t*), 22.60(*f**), 22.80 (*t**), 22.81 (*f**), 22.82-83
 by using month-to-month annual basket indices 使用月环比年度篮子指数, 22.91-96(*f*) (*t*)
 by using year-over-year monthly indices 使用同比月度指数, 22.55-62(*f*) (*t*)
- rotation 轮换
 item or product 项目或产品, (*g*)
 outlets 商户, 3.119-120
 sample 样本, (*g*) 8.1(附录), 8.18-21, 8.44-18
- Rothwell or Bean and Stine Type C indices Rothwell 或 Bean 和 Stine C 型指数, 22.87-89(*t*), 22.91(*f**), 22.93-94(*t*), 22.96(*f**)
- rural areas, coverage 乡村地区的涵盖范围, 3.97-98
- sales (reductions) 廉售价(减价), 6.83
- sales taxes 销售税, 6.87, 13.28-29
- sampled product 样本产品, (*g*) 4.7(*f*), 9.9, 9.16(*f**)
- sampling 抽样, (*g*) 1.203-210, 5
 allocation of resources 资源配置, 5.100-105
 augmentation 扩大样本, (*g*) 8.52-58(*t*), 21.64
 又见 directed replacements
 choice of method 方法选择, 5.51-60
 elementary indices 初级指数, 9.38, 20.87
 errors 误差, 5.38, 11.3-4(*t*), 11.21, 20.20
 estimation 见 estimation
 frame 抽样框, (*g*) 5.13-15, 5.28, 5.59
 HICPs 见附件一(4.3, 8)
 and item replacement/substitution 与项目替换/替代, 8.9-17
 matched models method 可比型号法, 7.14-17, 8.3, 8.6-8
 non-probability 见 non-probability sampling
 outlets 商户, 5.3-6, 5.15, 5.55
 probability 见 probability sampling
 rotation/rebasing 样本轮换/重定基期, 1.222-225, 8.1(附录),

- 8.18-21, 8.44-48
size of samples 样本大小, 5.33, 5.52-54
specific recommendations 具体建议, 5.106-110
in time 抽样时间, 5.49-50
universe 全域, 5.2-6
又见 collection; estimation; surveys
- scanner data 扫描数据, (g) 1.213-214, 4.32, 5.60, 6.117-118, 9.72-73, 20.88-99
- scope 范围, (g)
- seasonal adjustment (index publication) 季节调整 (指数公布), 13.13-18
- seasonal products 季节性产品, (g) 1.116-119, 6.41, 22
carry forward of unavailable prices 结转缺失价格, 22.78-84(f) (t), 22.88-89(t), 22.91-93(f) (t)
- clothing 服装, 10.73-88(t)
- data set 数据集, 22.14-15(t)
- defined 定义, 22.1
- economic approach 经济分析法, 17.84-89
- imputation 虚拟, 10.79-87(t), 22.85-86(t), 22.88(f*), 22.93-95(t), 22.96(f*)
- month-to-month indices 月环比指数
Rothwell or Bean and Stine Type C indices Rothwell 或 Bean 和 Stine C 型指数, 22.87-89(t), 22.91(f*), 22.93-94(t), 22.96(f*)
maximum overlap 最大重叠, 22.63-77(t)
used in predicting rolling year indices 用于预测滚动年指数, 22.91-96(f) (t)
- quality adjustment 质量调整, 7.8-9
- rolling year indices 滚动年指数, 22.45-54(f) (t), 22.57(f*)
chained 链指数, 22.49-53(f) (t), 22.57(f*)
fixed base 定基指数, 22.48-53(f) (t), 22.56-59(f) (t), 22.60(f*)
by using year-over-year monthly indices 使用同比月度指数, 22.55-62(f) (t)
- weights (fixed and variable) 权数(固定和变动), 4.62-66, 22.74
- year-over-year annual indices 同比年度指数, 22.35-44(t)
chained 链指数, 22.40(t*), 22.41-43(t)
fixed base 定基指数, 22.38-40(t)
- year-over-year monthly indices 同比月度指数, 22.16-34(t)
chained 链指数, 22.30-34(t)
fixed base 定基指数, 22.26-29(t), 22.31(t*)
used in predicting rolling year index 用于预测滚动年指数, 22.55-62(f) (t)
又见 missing observations
- second-hand goods 二手货物, 3.127-129, 4.68-72
- selection errors 抽选误差, 11.4
- semi-durables 准耐用品, 3.166, 3.167, 3.168
- semi-logarithmic form 半对数形式, 21.1(附录)
- sequential PPS sampling 序列概率与规模成比例抽样法, 5.19, 5.21
- services 服务, 3.3
- acquisitions approach 获取法, 1.157, 3.7-8, 3.18-21, 3.24-25, 10.166
- central price collection 集中价格采集, 6.71, 12.14
- durable services 耐用服务, 1.157, 3.24-25
- flow of provided by durable goods 耐用品提供的服务流量, 3.27-29
- tips for 服务小费, 3.46, 6.88
- uses approach 使用法, 1.151, 3.18-21, 3.24-25
又见 individual services
- shops 见 outlets
- shortages 见 missing observations
- short-run comparisons (quality adjustment) 短期比较(质量调整), 7.42-43, 7.159-173(t)
implicit short-run comparisons using imputations 采用虚拟的隐性短期比较, 7.165-170
quality adjustment methods 质量调整方法, 7.160-164
single-stage and two-stage indices 单阶段指数与两阶段指数, 7.171-173
- simple random sampling 简单随机抽样, 1.203-210, 5.10, 11.18
- single-household case (economic approach) 见 economic approach
- single-stage indices (quality adjustment) 单阶段指数(质量调整), 7.171-173
- smoothing (index publication) 修匀(指数公布), 13.13-18
- SNA 见 System of National Accounts
- social security 社会保障, 1.11, 2.9-13, 3.42, 3.134
HICPs 见附件一(5.9)
- social transfers in kind 实物社会转移, 3.9-11, 14.35, 14.37, 14.42
又见 education services; health services
- spatial price comparisons 价格的空间比较
aggregation methods 汇总方法, 见附件四(4)
data requirements 数据要求, 见附件四(3)
differences between temporal and, 时间比较与空间比较的区别, 见附件四(2)
overview 概述, 见附件四(1)
- Special Data Dissemination Standard (SDDS) 数据公布特殊标准, 13.43
- special offer prices 特价, 6.1(附录), 6.60, 6.83, 6.84
- stamp duty (stockbroking services) 印花税(股票经纪服务), 10.130-132
- stamps, given with purchases 购物时得到的图印, 6.85
- stochastic approach 随机方法, (g) 1.73-79, 16.74-93
elementary indices 初级指数, 20.100-111
unweighted 未加权的, 1.75-76, 16.74-78
weighted 加权的, 1.77-79, 16.79-93
- stockbroking services 股票经纪服务, 10.119, 10.130-136
- straight line depreciation 直线折旧, 23.59-61
- stratification (sampling) 分层(抽样), 5.12, 11.18
- sub-aggregate indices 分类指数, 13.32-37

- subscriptions 认捐, 3.45
- subsidiary indices 辅助指数, 3.95-96, 3.103-104
又见 regional indices
- subsidies 补贴, 3.135-137
- substitute 替代品, (g)
- substitution 替代, (g) 1.108, 1.256-262
and new products 与新产品, 1.259-262, 8.2(附录)
quality adjustment 质量调整, (g) 6.40, 6.103-107
sampling 抽样, (g) 8.9-17
又见 comparable items; missing observations; replacement products
- substitution bias 替代偏差, (g)
Lowe index Lowe 指数, 17.76-83
outlet substitution (new outlet) bias 商户替代偏差(新商户偏差), 3.118, 11.35-36, 11.60-63
upper-level substitution bias 上层替代偏差, 11.35, 11.37-42
- substitution effect 替代效应, (g) 1.31-32
- superlative and exact hedonic indices (SEHI) 最优的精确特征指数, 7.142-149, 21.48-58
- superlative indices 最优指数, (g)
chained 链指数, 19.20-22(t)
choice of 选择, 1.13-14, 1.100-101, 17.50-54
COLIs 生活费用指数, 1.98-99, 17.4, 17.27-49, 17.55-60
estimating COLIs by 使用最优指数估算生活费用指数, 1.97-101
Fisher index Fisher 指数, 15.18-23, 17.27-32
fixed base 定基指数, 19.17-19(t)
quadratic mean of order r r 阶二次平均, 1.98-99, 17.33-43, 17.59
retrospective 追溯性最优指数, 9.138
symmetrically weighted 对称加权的最优指数, 19.17-22(t)
Törnqvist index Törnqvist 指数, 15.93, 17.4, 17.44-49
two-stage aggregation 两阶段汇总, 17.55-60, 19.23-27, 19.28(t*)
Walsh index Walsh 指数, 15.24-32(e)
又见 cost of living index; symmetric indices
- supply price index (SPI) 供给价格指数, 14.70, 14.75(t*)
- supply and use table (SUT) 供应与使用表, 14.9, 14.13, 14.18, 14.53-56(t)
- surveys 调查, 4.30-31
household expenditure surveys 见 household expenditure surveys
又见 sampling
- symmetric indices 对称指数, (g) 1.41-45, 15.18-32
Fisher index as average of Paasche and Laspeyres indices Fisher 指数作为 Paasche 指数和 Laspeyres 指数的平均值, 15.18-23
Walsh index and theory of pure price index Walsh 指数和纯价格指数理论, 15.24-32
又见 superlative indices
- symmetry tests 见 invariance and symmetry tests
- systematic sampling 系统化抽样, 5.10, 5.17-18(t)
- System of National Accounts (SNA) 国民账户体系, (g) 14
data sources 数据来源, 1.194-196, 4.25-28, 4.41
durables 耐用品, 14.40(b*), 23.1, 23.16
household consumption expenditures 住户消费支出, 14.34-45(b) (t), 14.75(t*)
institutional units and establishments 制度单位和基本单位, 14.14-17(b)
主要处理方法, 见 capital account; external goods and services account; production account; use of income account
owner-occupied housing 房主自住房, 14.40(b*), 23.144
price deflators 价格缩减指数, 1.190, 3.1(附录)
links with HICPs, 与调和消费者价格指数的关系见附件一(6)
- price indices 价格指数
export price index 出口价格指数, 14.4, 14.51, 14.57-58, 14.60(t*), 14.75(t*)
for final uses 最终使用的价格指数, 14.72
for gross domestic product 国内生产总值的价格指数, 14.73-74, 14.75(t*)
import price index 进口价格指数, 14.4, 14.51-52, 14.54(t*), 14.57-58, 14.60(t*), 14.75(t*)
for intermediate consumption 中间消耗的价格指数, 14.71, 14.75(t*)
for labour services 劳动服务的价格指数, 14.71(t*), 14.75(t)
producer price index 见 producer price index
for total supply 总供给价格指数, 14.69-70, 14.75(t*)
recording transactions 记录交易, 14.19-24
supply and use of goods and services 产品和服务的供应与使用, 14.11-13
supply and use table 供应与使用表, 14.9, 14.13, 14.18, 14.53-56(t)
terminology 术语, 14.6
weighting data 权数数据, 4.25-28, 4.41
- system of price statistics 价格统计体系
framework 框架, 14.75(t*)
national accounts 见 SNA
又见 data
- targeted mean or overall mean imputation 目标均值或总体均值虚拟, 7.53-66(t), 7.121
- target quantity (sampling) 目标数量(抽样), 5.2
- tariffs 价目表定价, 6.21, 9.14
HICPs 见附件一(5.7)
- taxation 税收, 13.27-29
capital gains 资本利得, 2.19
coverage 覆盖范围, 3.135-137
financial services 金融服务, 10.1(附录)
income and wealth 所得税与财富税, 2.19, 3.42, 13.27, 23.126
indexation 指数化, 2.19

- on insurance 对保险税收, 10.171-173(*t*)
- on products 产品税收, 3.135-137
- property 财产税, 10.20, 10.40, 10.171-173(*t*), 23.100-101, 23.118-120
- sales taxes 销售税, 6.87, 13.28-29
- in SNA 在国民账户体系中, 14.21-24
- tax and prices index 税收和价格指数, 13.27, 13.29
- technology 见 high-technology
- telecommunication services 电信服务, 10.90-116
- bills, sample of 账单样本, 10.113-116
- contracts 合同, 10.92
- customer profiles 顾客档案, 10.108-112(*t*)
- matched samples 可比样本, 10.97-104(*t*)
- unit values 单位价值, 10.105-107
- 又见 Internet; mobile telephones
- telephone services 见 telecommunication services
- tenants (rented accommodation) 房客(租住的房屋), 23.123-124
- test approach 见 axiomatic approach
- test of determinateness as to prices 价格确定性检验, 16.127
- theoretical indices in characteristic space (hedonic approach) 特征空间的理论指数(特征法), 21.38-39
- tied bundles of characteristics (hedonic quality adjustment) 一揽子特征(特征质量调整), 21.12
- time aggregation problem (elementary indices) 时间汇总问题(初级指数), 20.15-17, 20.20
- time reversal tests 时间逆检验, (g) 9.25, 16.132, 20.44, 20.62
- first axiomatic approach 第一种公理检验法, 1.55, 1.59-61, 16.44
- second axiomatic approach 第二种公理检验法, 16.109
- time, sampling in 抽样时间, 5.49-50
- timing 时间
- price collection 见 collection
- publication of indices 公布指数, 6.13, 13.45-48
- HICPs 见附件一(7)
- tips and gratuities 小费与恩惠, 3.46, 6.88
- Törnqvist index Törnqvist 指数, (g) 1.44, 15.93, 17.4, 17.44-49
- chained 链指数, 19.20-22(*t*), 19.26-27, 19.28(*t**)
- and COLI 与生活费用指数, 1.99, 17.44-49
- fixed base 定基指数, 19.17-19(*t*), 19.24-25, 19.28(*t**)
- stochastic approach 随机法, 1.78-79
- superlative index 最优指数, 1.99-101, 17.4, 17.44-49, 17.50-54
- test performance 检验结果, 1.66-67, 1.81-82, 1.84, 16.1(附录), 16.60-61, 16.120-129
- and two-stage aggregation 与两阶段汇总, 17.57-58, 19.24-27, 19.28(*t**)
- Törnqvist-Theil index Törnqvist-Theil 指数, 1.78, 1.81
- trade-ins 贴换品, 6.86
- training and development (staff) 培训和发展(工作人员) 12.93-99
- documentation 文件, 12.100-102
- reviews 检查, 12.103
- transactions (inflation) CPI 交易法(通货膨胀)消费者价格指数, 14.6-7
- transfers 转移支付, 1.168, 3.41-46
- definition 定义, 3.41
- gifts and subscriptions 礼品与认捐, 3.45
- licences 执照, 3.43
- social security contributions 社会保障缴款, 3.42
- taxes, income and wealth 所得税与财富税, 3.42
- tips and gratuities 小费与恩惠, 3.46
- 又见 financial assets; gambling; insurance
- transitivity (circularity) test 传递性(循环性)检验, (g) 9.25, 15.88-96, 16.110, 16.132, 20.63
- 又见附件四(4.1)
- transport services 见 social transfers in kind
- Turkey algorithm Tukey 算法, 9.160, 12.53-54
- turnover of models and quality adjustment 见 quality adjustment
- two-stage aggregation 两阶段汇总, 17.55-60, 19.23-27, 19.28(*t**)
- two-stage indices (quality adjustment) 两阶段指数(质量调整), 7.171-173
- unavailable items 见 quality adjustment
- unavailable prices 见 missing observations
- underlying (core) inflation 基础(核心)通货膨胀, 13.24-26
- undesirable goods and services 不良产品或服务, 1.169, 3.123-124
- unemployment benefits 见 social security
- unequivocal indices 明确指数, 15.24, 16.63-67
- unilateral price indices 单边价格指数
- first axiomatic approach 第一种公理检验法, 16.11-21
- second axiomatic approach 第二种公理检验法, 16.22-29
- unit values 单位价值, (g) 9.70-71, 10.105-107
- universe, sampling 抽样全域, 5.2-6
- unweighted hedonic indices 未加权特征指数, 21.59-60
- unweighted stochastic approach 未加权随机法, 1.75-76, 16.74-78
- upper-level substitution bias 上层替代偏差, 11.35, 11.37-42
- urban areas, coverage 城镇地区的覆盖范围, 3.97-98
- use of income account 收入使用核算, 14.18, 14.34-45(*b*) (*t*)
- 又见 SNA
- user consultation 与用户的磋商, 13.59-65
- advisory committees 咨询委员会, 13.62-63
- index quality, explaining 对指数质量的解释, 13.64-65
- methodology, presentation 呈示方法, 13.41, 13.44(*b**) , 13.60-61
- uses of CPIs, explaining 解释消费者价格指数的用途, 13.59
- 又见 production and publication
- user cost approach 用户成本法, (g) 23.3, 23.22-33

- owner-occupied housing 房主自住房, 10.7-13, 23.69-93
 alternative 各种选择, 23.141-144
 relationship with acquisitions approach 与获取法的关系, 23.34-42
 unique durable goods 独特耐用品, 23.69-78
 user costs (owner-occupied housing) 用户成本法(房主自住房), 23.94-120
 insurance 保险, 23.102-106
 landlord-specific 房主特有的, 23.121-131
 additional services 额外服务, 23.127
 billing and maintenance 账款收取和维护成本, 23.123, 23.125
 non-payment of rent and vacancy costs 租金拖欠和空置成本, 23.124
 opportunity cost of capital 资本的机会成本, 23.126
 maintenance and renovation 修理与维护, 10.20, 10.40, 23.107-117
 mortgage interest costs 抵押贷款利息成本, 10.23-38(*t*), 23.95-99
 property taxes 房产税, 23.100-101
 transaction costs (home purchase) 交易成本(房屋购买), 23.118-120
 user value (quality adjustment) 用户价值(质量调整), 7.29-30
 uses approach 使用法, (*g*) 1.151-158, 3.18-29
 CPIs based on 基于使用法的消费者价格指数, 3.26-29
 insurance 保险, 10.164-165
 owner-occupied housing 房主自住房, 10.7-19, 23.3, 23.16-21, 23.139-140
 services 服务, 3.24-25
 SNA 国民账户体系, 14.6, 14.54
 utility-based approach (quality change) 基于效用的方法(质量变化), 7.24-30
 vacancy costs (rented accommodation) 空置成本(租住的房屋), 23.124
 validation checks (price collection) 数据确认(价格采集), 12.21-25, 12.45-46
 又见附件一(5.5)
 valuation, in recording transactions 记录交易时的估价, 14.21
 value added tax (VAT) 增值税, 3.137
 value aggregates 价值总量, 14.1-7, 15.7-17
 Laspeyres and Paasche indices Laspeyres 和 Paasche 指数, 15.11-17
 product test 乘积检验, 15.7-10
 又见 elementary aggregates
 value 价值, (*g*)
 variable weights for seasonal products 对季节性产品使用变动权重, 4.63-66
 variance estimation 估算方差, 5.62, 5.73-99
 elementary index formulae 初级指数公式, 5.74-75
 errors 误差, 5.110, 11.12-15
 又见 estimation
 vehicles 汽车, 3.129, 7.81
 又见 cars
 virtual prices (new products) 假设价格(新产品), 21.65-67
 vouchers, money-off 折扣券, 3.138, 3.141, 3.143
 wages 工资, 1.9, 2.8
 又见 income
 Walsh price index Walsh 价格指数, (*g* 和 *g* 附录) 1.43
 chained 链指数
 symmetrically weighted 对称加权的, 19.20-22(*t*)
 two-stage aggregation 两阶段汇总, 19.26-27, 19.28(*t**)
 fixed base 定基指数
 symmetrically weighted 对称加权的, 19.17-19(*t*)
 two-stage aggregation 两阶段汇总, 19.24-25, 19.28(*t**)
 representativity bias 代表性偏差, 1.102-105
 superlative index 最优指数, 1.99, 1.100-101, 17.4
 symmetric averages 对称平均数, 15.24-32
 test performance 检验结果, 1.66-67, 1.71, 16.59, 16.61
 又见 quadratic mean of order *r* indices; symmetric indices
 wealthy households, coverage 对富裕的住户的覆盖, 3.94
 weighted arithmetic average index 加权算术平均指数, (*g* 和 *g* 附录)
 weighted price indices 加权价格指数
 asymmetrically weighted 非对称加权, 19.9-16(*t*)
 chained 链指数, 19.11(*t**), 19.13-16(*t*)
 fixed base 定基指数, 19.9-12(*t*), 19.16(*t**)
 symmetrically weighted 对称加权, 19.17-22(*t*)
 chained 链指数, 19.20-22(*t*)
 fixed base 定基指数, 19.17-19(*t*)
 weighted least squares (WLS) estimator 加权最小二乘(WLS)估算式, 21.1(附录)
 weight, price collection by 按单位重量采集价格, 6.63-64
 weight reference period 权重参考期, (*g*) 1.20, 4.44-46, 9.81-82
 price-updating from weight reference period 从权重参考期到价格参考期的价格更新, 9.95-104(*t*)
 weights 权重, (*g*) 1.191-199, 4, 14.58, 14.60(*t**)
 adjustment 调整, 4.42-43
 annual 年度指数, 9.135-136, 15.33-64
 chaining 链接, 9.135-136, 19.11(*t**), 19.13-16(*t*), 19.20-22(*t*)
 data sources 数据来源, 4.16-33, 4.40-41
 elementary aggregates 基本分类, 1.124-126, 4.14-15(*t*), 9.11-14, 9.115-117
 errors 误差, 4.76-77
 fixed base indices 定基指数, 19.9-12(*t*), 19.17-19(*t*)
 fixed-weight indices 固定加权指数, 9.131-138
 geometric averages 几何平均, 9.137
 HICPs 见附件一(4.1)
 hedonic approach 特征法, 21.1(附录), 21.58

- housing (owner-occupied) 房主自住房, 4.3
- insurance 保险, 4.67
- monthly indices 月度指数, 15.33-64
- outlets 商户, 4.13, 4.30-31
- price updated weights 经价格更新的权数, (g) 1.28-29, 9.95-104(*t*)
- regional 地区权数, 4.10-12, 4.14-15(*t*)
- revision 修订, 4.47-55
- reweighting 对权数进行修订, 1.274, 9.105-126
 - calculation of chain index 链指数计算, 9.112-114(*t*)
 - frequency 频率, 9.108-111
 - long-term and short-term links 长期和短期链接, 9.123-126
 - new elementary aggregates 新的基本分类, 9.115-117
 - new higher-level indices 较高级新指数, 9.118-119
 - partial reweighting 部分修订权数, 9.120-122
- seasonal products (fixed and variable weights) 季节性产品 (固定权数和变动权数), 4.63-66
- second-hand goods 二手货物, 4.68-72
- stochastic approach 随机法, 1.75-79, 16.79-93
- structure 权数结构, 4.4-15(*f*) (*t*), 4.56-61
- superlative indices 最优指数, 19.17-22(*t*)
 - 又见 higher-level indices
- tests 检验, 16.45-46, 16.114-119
 - 又见 household consumption expenditures
- WLS estimator 见 weighted least squares estimator
- yearly indices 见 seasonal products
- year-over-year annual indices (seasonal products) 同比年度指数 (季节性产品), 22.35-44(*t*)
 - chained 链指数, 22.40(*t**), 22.41-43(*t*)
 - fixed base 定基指数, 22.38-40(*t*)
- year-over-year monthly indices (seasonal products) 同比月度指数 (季节性产品), 22.16-34(*t*)
 - chained 链指数, 22.30-34(*t*)
 - fixed base 定基指数, 22.26-29(*t*), 22.31(*t**)
 - used in predicting rolling year index 用于预测滚动年指数, 22.55-62(*f*) (*t*)
- Young index Young 指数, (g 和 g 附录) 1.35-37, 19.34(*t**), 19.37-40
 - annual indices 年度指数, 22.80(*t*), 22.81(*f**), 22.83-86(*t*), 22.91-95(*f*) (*t*)
 - and COLI 与生活费用指数, 1.95
 - factoring and price updated weights 分解 Young 指数及权数的价格更新, 9.92-94
 - geometric 几何平均, 1.38, 1.40
 - higher-level indices 高级指数, 9.78-80, 9.87-94
 - monthly indices 月度指数, 15.54-64
 - relationship with its time antithesis 与其时间对偶之间的关系, 15.3(附录)
 - relationship with Laspeyres index 与 Laspeyres 指数的关系, 1.36, 15.56-58
 - relationship with Lowe index 与 Lowe 指数的关系, 9.87-91
 - test performance 检验结果, 1.59, 1.83, 16.130-134
- Young type indices Young 型指数, 19.45-48(*t*)
 - zero price, increasing to a positive price 零价格提高到正价格, 17.90-94

消费者价格指数手册

理论与实践

消费者价格指数 (CPI) 用于衡量消费品和服务价格在一段时间内的变化率。它是进行经济决策和社会决策尤其是制订货币政策和社会政策时须考虑的一项关键统计指标，对政府、企业和工人以及住户产生重大和广泛的影响。

本手册意义深远，内容翔实，供统计机构以及负责编制消费者价格指数的其他机构使用。手册详细解释了消费者价格指数的计算方法。它还阐述了经济和统计的基本概念和原则，以便能以有效和具有成本效益的方式做出选择，并认识到其选择产生的一切后果。

关注通货膨胀衡量工作和控制通货膨胀政策的六个国际组织联袂撰写了手册。这六个国际组织是：国际劳工局；国际货币基金组织；经济合作与发展组织；欧洲共同体统计处 (Eurostat)；联合国欧洲经济委员会和世界银行。

ISBN 978-7-5095-1014-8



定价：290.00元