

WP/12/248

IMF Working Paper

女性は日本を救えるか？

チャド・スタインバーグ、中根誠人

アジア太平洋地域局 女性は日本を救えるか？

著者：チャド・スタインバーグ、中根誠人

2012年10月

本論文は、国際通貨基金（IMF）の考え方を表すものではない。本論文で発表された考え方は筆者のものであり、必ずしも IMF の政策や考え方を表していない。本論文は、筆者によって進行中の調査を記したものであり、さらなる論議や批評を喚起するために発行された。

概要

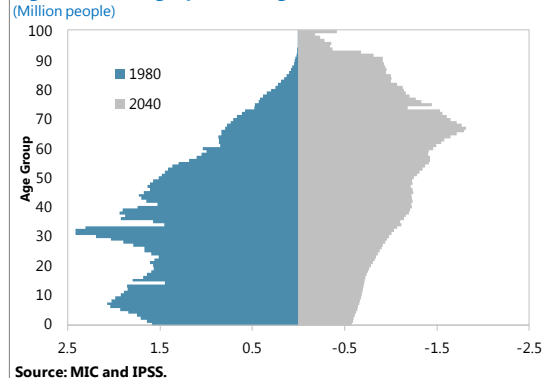
日本の潜在成長率は社会の高齢化に伴って着実に低下している。本論文は、女性の労働参加が進めば、どのくらいこの流れを押しとどめることができるのかを調査したものである。多国間のデータベースを利用することによって、我々は、様々な国々における国内の変化を時系列で見た場合、家族の少人数化や、女性の高学歴化、婚姻率の低下が、女性の労働参加率の上昇と強い相関があることを明らかにした。一方で、政策が、国家間の違いを説明するのに、より重要性を増していることが明らかになった。女性の労働参加率の上昇は、成長の重要な後押しになりうる。しかし、日本では女性は働こうとすると、2つの障害に直面する。第一に、働き初めの時点で長期的なキャリア形成につながる職位につく女性はほとんどいない。第二に、子育ての時期に多くの女性が仕事を辞めてしまう。女性の社会進出を進めるために、日本は職場におけるジェンダーギャップを減らし、働きながら子育てをしている女性によりよいサポートを提供できるような政策を考えていくべきだ。

I. 序論

1. 日本の潜在成長率は高齢化が進む中で年々低下している。こうした事実を背景に、本論文では女性の労働参加率の上昇によってどの程度この傾向を遅らせることができるかを調査する。

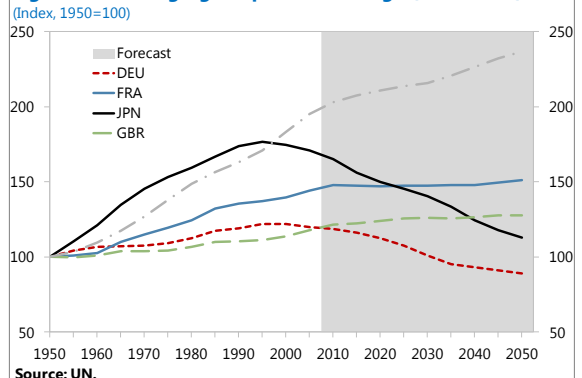
2. 日本は、世界のどの国よりも早く高齢化が進んでいる。人口ボーナスによる労働力の急成長と1960～1980年代の出生率の低下を経て、日本は今、急速に進む高齢化社会に直面している。人口予測によると、65歳以上の人口の割合は1980年の9%から2040年には36%まで上昇すると言われている（図1）。韓国や台湾などその他のアジア諸国も日本と似た状況に陥りつつあり、この人口の急成長とそれに続く減少をもたらす経済的社会的結果への対処法において、日本に倣うと考えられる。

Figure 1. Demographic Change (1980-2040)



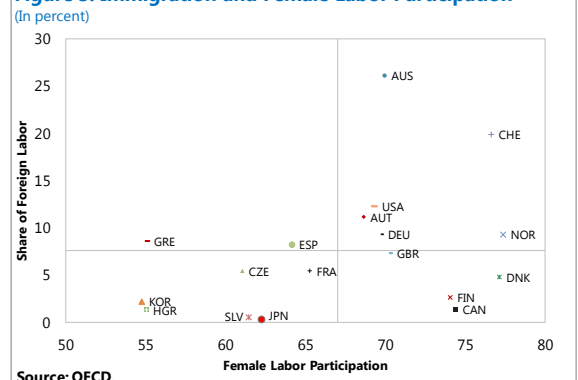
3. 急速に高齢化が進む社会がもたらす結果として、先進諸国間の労働力の急激な低下がある。日本の15～64歳の労働年齢人口の規模は、ピーク時の1995年の8,700万人から2050年には約5,500万人まで減少する（図2）。これは第二次世界大戦終結時の労働人口に匹敵する。労働人口の減少を補えるほど一人当たりの生産量スピードが上がらない限り、日本の国内総生産（GDP）は多くの近隣諸国に遅れを取るだろう。既に日本は世界経済における第二位の地位を中国に譲り渡しており、インドに追いつかれる日もさほど遠くない。2050年までに日本とインドネシアの経済規模が並ぶという見方もあるほどだ（エコノミスト2010）。

Figure 2. Working-age Population Change (1950-2050)



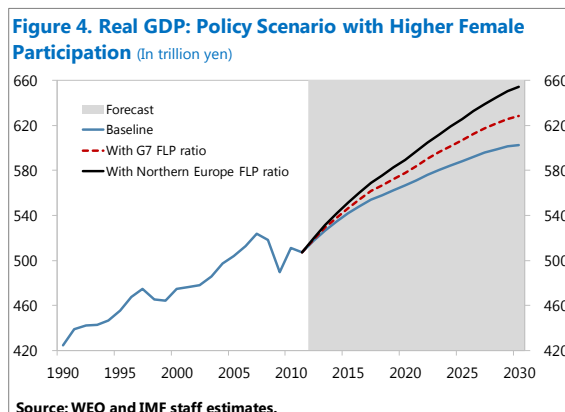
4. しかし、労働力規模の縮小を和らげるために日本ができることはまだある。日本における移民および女性労働参加（FLP）率は、経済協力開発機構（OECD）諸国の平均を遥かに下回る（図3）。しかし、移民に対する姿勢や政治的意向を変えるには時間がかかる。今後短期的には、教育レベルの高い女性が労働力に積極的に参加するよう奨励する手段が日本にはまだ数多く存在する。より多くの女性の労働参加は、労働人口の増加のみならず技能向上にもつながる可能性がある。なぜなら、平均して日本人の女性は男性と比べより長く教育を受けているからである。

Figure 3. Immigration and Female Labor Participation



¹日本の女性の若年層は、他国の女性に比べ高い教育を受けている。2010年に、日本の20代後半女性の平均学校教育年数は14.3年だった。先進諸国間でそれを唯一上回ったのはニュージーランドだけだった。

5. 日本が女性による労働参加を G7（日本とイタリアを除く）のレベルに引き上げられれば、一人当たりの GDP は、ベースシナリオに比べ恒久的に約 4% 増となると推計される（図 4）。この概算によれば、女性の労働参加率は 2010 年の 63% から 2030 年には 70% になると想定される²。さらに、労働参加率を例えば北欧レベルにまだ引き上げられれば、一人当たりの GDP をさらに 4% 引き上げることが可能となる。これら 2 つのシナリオが移行期間の GDP の潜在的成長の増加に与える効果は、一つ目のシナリオの下ではおよそ 0.2%、二つ目のシナリオの下で 0.4% である。この規模の変化に前例がないというわけではない。例えば、オランダでは過去数十年に渡り劇的な増加を経験している（ボックス 1）。こうした状況を背景に、同報告書は以下の問題点に焦点を当てる。



- 先進諸国間における女性の労働参加率の格差の理由
- 日本の女性の労働参加率が OECD 諸国の平均を下回る理由
- 女性の労働参加率を短期的、中期的に増加させるために有効な政策

これまでの研究から、女性の労働参加と二人目の稼ぎ手の所得に対する中立な課税措置、児童手当、有給出産休暇などが正の関連性を示すことが分かっている。また、OECD の統計によれば、日本で提供されるこれらのベネフィットは遥かに少ない³。従って、仕事と家庭を両立させるうえで女性が同様の困難に直面する諸国の共通経験をもとに、女性の労働の障害となる要素を特定させることが本論文の焦点となる。また、ここでは仕事や文化の好みにより生じる国による違いについては判断し得ないこととする。

6. 本調査結果は、女性の労働参加率について説明をするうえで、人口動態および政策の双方が関係すると示唆している。また、国による違いを説明するうえでは、育児対策などのファミリーフレンドリーな政策がより重要である一方で、一国内における変化について説明するうえでは、人口動態変数、世帯規模、教育が特に重要となる。我々は、日本が実施すべき点は 2 つあるとする。まず、日本は雇用および昇進慣行において男女の性差を廃止しなくてはならない。日本における女性経営職の数は、同等の国々の中では群を抜いて低い。手本となる女性数を増やすことは、女性の働き方の選択肢を増やすことにつながる。次に、日本は働く母親に対してより手厚いサポートをすべきである。また、より優れた保育所に加え、より柔軟な労働環境によって、出産後に労働市場から去る女性の数の減少を食い止められる。さらに、これらの政策はシングルマザーの貧困の高発生率を下げるうえでも有効であると考えられる。

²成長率は、労働力投入の増加による影響を反映する。ここには、例えばより良い資源の再配分を要因とする生産率増加などの付加的影響は含まないものとする。従って、これらの評価は影響の可能性における下限であると捉える。

³日本における出産休暇および育児休暇報酬の子供一人あたりの出費額（出典：OECD、図 PF2.1b）は、OECD 平均の半分以下で、下位の四分の一に属す。同様に、育児および早期教育サービスに対する日本の公共支出額も下位四分の一である。

7. これらの変化を達成するためには、以下の方策が検討に値する。(i) 公的資金を現金給付から、例えば保育所など働く母親の支援となる現物給付へ切り替える、(ii) 施設数を増やすために、育児産業の規制緩和を行う、(iii) 育児休暇政策の期間延長および被覆率を拡大する、(iv) 社会保障制度および税制において、配偶者の所得に対する控除を廃止する、(v) パートタイムとフルタイムの労働者間の格差を是正する、(vi) より柔軟な労働環境を導入するよう企業に働きかける、(vii) 女性のキャリア職の社員数を増やすべく、現昇進制度および雇用制度が公正に実施されるよう保証する、(viii) 企業側の雇用時のリスクを減少させるような、正社員に対するより柔軟な労働契約を新たに導入する、および (ix) 可能であれば、取締役会の女性役員数に関する新たな規約を設定する。

8. 本報告書の残りの部分は、以下の通り構成されている。第一部では、OECD 諸国における女性労働参加率の格差の決定要因について探る。次に、それらの調査内容を用いて、なぜ日本が他国と異なるのかその分析結果を提供する。最後に、その結果を日本の女性労働参加率を上げる最善の方策をめぐる討論につなげていく。

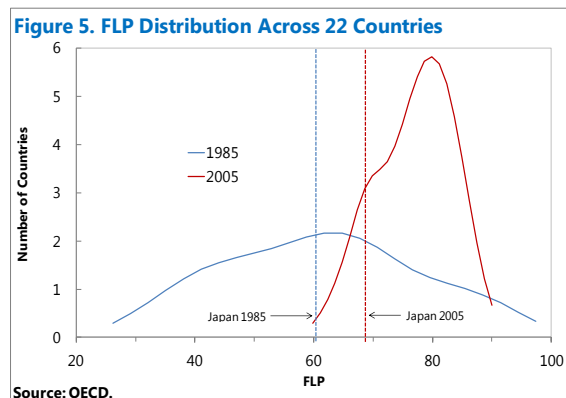
II. OECD 諸国間の女性の労働参加率の違いの説明

9. 本章の目的は、女性の労働参加率の時系列の変化、および諸国間の違いについて説明することである。この政策分析は、本人たちの意思に比べ実際の労働参加率がかなり低い、結婚して子供のいる女性に主に焦点をあてる (Jaumotte 2003)。この分析では、育児助成金、出産休暇、賃金格差の撤廃等、様々な政策手段を考慮している。また、人口動態決定因子の役割も考慮する。

10. この分析の強みは、長年にわたるデータを基に、多くの国々の比較を行ったということである (1960年から2008年まで、OECD 諸国において)。我々の知る限り、マクロ経済データを用いてこの問題にとりかかったのは、我々の研究が二番目である。最初の研究 (Jaumotte 2003) と比較して、我々の研究の対象範囲はかなり広がった (Gauthier の家族政策比較データベースの最新バージョン (Gauthier 2010 および 2011) を使用)。また、推計手段もは向上したと思っている。一国に焦点を当てた研究に比べ、我々の分析は政策が与える総合的な影響を示している (最後の章では、日本のミクロ研究から関連する政策上の教訓を導きだす)。

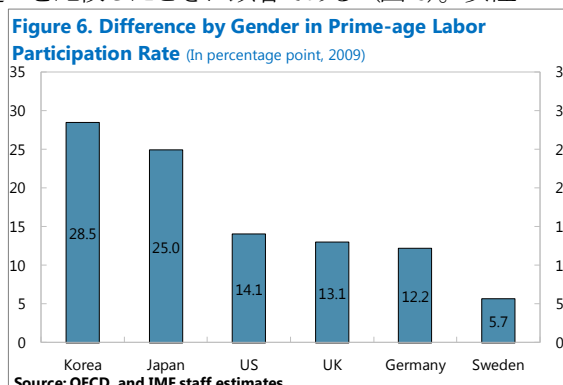
11. 女性の労働供給を分析するにあたり、我々が使用する基本的なフレームワークは、Becker の時間配分モデルである (1965)。このモデルは、女性は労働と余暇だけでなく、労働の種類 (家庭もしくは職場) の選択をすることを勘案している。というのは、女性は余暇、市場へ労働を供給し賃金を得ること、そして家庭生産への労働供給 (すなわち育児) の間から選択するからである。よって、女性の選択は、市場での労働に対する報酬だけでなく、家庭生産の費用や量に影響される。

12. 我々の実証分析の主な焦点は、25歳から54歳の女性の労働参加率である。これらの、いわゆる働き盛りの女性の集団をみることにより、教育および



退職と就職についての選択という要因を取り除くことができる。OECD 諸国全般で、労働参加率は実際増加傾向にある。分布の平均は、1985 年から 2005 年において、61.2%から 76.9%へと増加した（図 5）。それと同時に、労働参加率は収束し、分布の幅は大幅に縮まった。日本においても労働参加率は 60.3%から 68.8%へと増加したが、中央値の国と比べ、そのペースはとても遅い。結果として、他の OECD 諸国と比べ、相対的な地位はより低くなった。

13. これは、特に諸国間の男性と女性の労働参加率の違いを比較したときに顕著である（図 6）。女性の労働参加率は、男性の労働参加率に比べ 25 ポイント低い。これほど大きな差がある OECD 国は、他には韓国のみである。ほとんどの国においては、男性と女性の格差は約 10 ポイントである。ワーキングマザーへの支援が手厚い北欧では、その格差は最も小さい国で 5 ポイントである。



14. 女性の労働参加の動向を捉えるために、各国の労働参加率を、人口動態 (D)、政策 (Z)、そしてコントロール変数 (X) の3つの種類の変数の関数とする。我々の主要な関心は、諸国間の違い、そして各国内での時系列の変化を説明するにあたり、人口動態および政策がどのような役割をするかということにある。まずは、以下の方程式から開始する。

$$\begin{aligned}
 flp_{it} = & \alpha + D_i \beta^1 + Z_{it} \beta^2 \\
 & + X_{it} \beta^3 + \theta_i \\
 & + \delta_t + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \tag{1}$$

ここで、 flp_{it} とは、 i 国、 t 年における、労働適齢期の女性の労働参加率である。D、Z、Xは、それぞれ人口動態、政策、コントロール変数である。これらは、各国、年により異なる。パラメーター α は定数、 θ は各国のダミー、 δ は時間ダミー、 ε は誤差項である。

15. 他の多国間における回帰分析と同じく、除外変数のバイアスの可能性が考えられる。また、従属変数は非定常であるので、推定はより難しくなる。よって、我々は、差分することによりこれらの問題を解決することを試みた。具体的には、女性の労働参加に影響を及ぼすコントロール変数（ベクトル X）が、男性の労働参加にも影響すると仮定する。そうした影響には、労働市場の硬直性やマクロ経済の状態が含まれる。どちらも全体的な労働参加率に影響を及ぼし、特に、女性、男性に限られたものではない。男性の労働参加との差を算出すると、以下のようになる。

$$\begin{aligned}
 flp_{it} - mlp_{it} = & \alpha + D_i \beta^1 \\
 & + Z_{it} \beta^2 \\
 & + X_{it} [\beta^3 \\
 & - \beta^m] + \theta_i \\
 & + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \tag{2}$$

ここで、 mlp_{it} とは、 i 国、 t 年における、労働適齢期の男性労働参加率である。 β^m は、スカラー変数ベク

トルで、男性の労働参加におけるベクトル X のコントロール変数の影響に関連付けられる。よって、ベクトル X の観測不可能な変数は、 $\beta^3 = \beta^m$ の場合、相殺されることとなる。これは、例えば、男性および女性の両方の労働参加に影響を及ぼす可能性のあるマクロ経済の状態であれば、ありうる⁴。さらに、この方程式は、女性の人口動態（ベクトル D の変数）および女性の政策イニシアチブ（ベクトル Z の変数）が、男性の労働参加に同じような影響は及ぼさないと暗に仮定している。

16. 次に、時間でこの方程式の差を取る。データパネルは、 N は小さく T は大きい、この方程式のいくつかの変数は、不安定な時系列の特性を示し、定常性を満たす時系列データ $I(1)$ である⁵。検証を行ったサンプル期間には、女性の労働参加および人口動態変数が含まれている。この方程式を差分することにより、 $I(0)$ 変数を作るので、この問題を解決することができる⁶。さらに、差分は国の固定効果を取り除くことができる。よって、最終的な D-D 推計は以下の通りである。

$$\begin{aligned} \Delta flp_{it} - \Delta mlp_{it} = & \alpha + \Delta D_{it} \beta^d \\ & + \Delta Z_{it} \beta^z \\ & + \varepsilon_{it} \end{aligned} \tag{3}$$

ここで、 Δ は時間上の変化を意味している。

17. この関係を調べるため、1960年から2008年の間に、OECD加盟22カ国を対象としたデータセットを構築した。そのデータセットには、労働参加、人口動態および政策の変数が含まれる。しかし、そのデータセットはアンバランスで、人口動態変数およびG7諸国の変数は、一般的により長期の期間を対象としている。主なデータソースとして、OECD.Statを使用し、その情報を家族政策比較データベース第3バージョン(Comparative Family Policy Database ver.3)(Gauthier 2010 および 2011)のいくつかの政策変数、およびBassaniniとDuval(2007)のデータセットの二番目の稼ぎ手に対する相対的限界税率で補足する。変数およびそれらデータ出所の詳細は、付録IIを参照のこと。

A. 実証結果：人口動態の役割

18. 女性の労働参加の変化を説明する際に、人口動態は重要な役割を果たす。本章では、婚姻率、女性一人あたりの子供の数、教育レベルと、注目すべき3つの変数に焦点を当てる。それぞれの変数は、女性の労働参加に関するBeckerの時間配分モデルにうまくはめこむことができる。

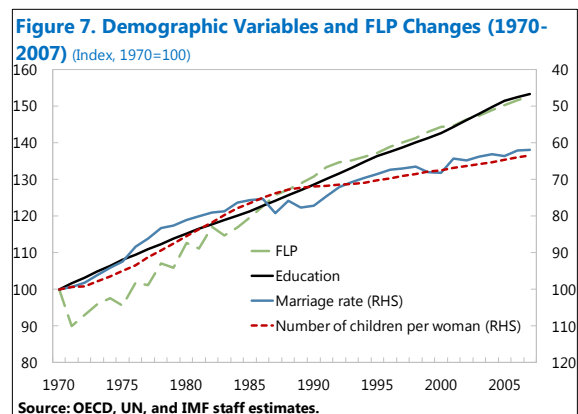
⁴ これには mlp と flp の両方の計測に影響をおよぼす時間ダミーの影響、および統計的定義の変化が含まれる。

⁵ 方程式がレベルでもって推算された際、結果は不安定な関係となった。FTP、出生率、教育のトレンドで推算したIm-Pearsan-Shinのパネル単位根検定は、すべてのパネルが単位根を含むという帰無仮説を棄却することはできない。婚姻率に関する同様の検定は、トレンドを考慮せずに推算した場合、棄却できないが、トレンドを考慮した場合は棄却できる。差分の変数すべてに関して、帰無仮説を棄却できる。我々は、FTP、出生率、教育は、おそらく $I(1)$ で、婚姻率は $I(0)$ もしくは $I(1)$ と推論する。

⁶ もう1つ、時系列特性の懸案事項は、共和分である。もし、オリジナルの時系列が共挿入されれば、誤差改正項が考慮されない場合、差分方程式は、除外された変数のバイアスで苦しむこととなる。よって、我々はパネルで共和分をテストするが、人口統計変数と flp の間に共和分はないという帰無仮説を棄却することはできない。

- **婚姻率**: 既婚の女性は、家庭生産という選択があるため、より留保賃金が高く、市場賃金の弾力性が高い傾向にある。結婚の時期がさらに遅くなり、婚姻率が減少し続けている先進国では、婚姻率の低下が女性労働参加率の高さに関係しているかもしれない。
- **女性一人あたりの子供の数**: 同様に、女性一人あたりの子供の数は、家庭生産の機会を増加させるため、留保賃金および女性の労働供給の市場賃金に対する弾力性が高くなる。よって、OECD諸国で出生率が減少傾向にあることは、女性労働参加率の最近の増加に関係しているかもしれない。
- **教育**: 高い教育レベルを持つ女性は、労働市場により強い愛着を持つ。それは、収益を得る可能性が高くなり、家庭の外で働く余地が大きくなるからである。高い教育レベルは、高い女性労働参加率へとつながるかもしれない。

19. 人口動態変数は、それらの労働参加への影響を分析する際に、2つの問題がある。これらの変数は、時間と共にほとんど変動せず、一定の傾向で増加するため(図7)、労働参加への相対的な影響を察知することは難しい。また、結婚および子供に関する変数について、内生性は大きな問題である。女性の労働参加により、結婚および子供の数が減少するという逆の因果関係もあるからである。この問題を正すため、我々はそれぞれラグを取った変数を操作変数として使った⁷。



20. 女性一人あたりの子供の数の対数および教育の対数は、両方とも統計的に有意であり、期待された符号を示している⁸。これは、付録Iの図28(レベル)および図29(3年の変化)の散布図でも明らかで、人口動態変数と女性労働参加率間の強い相関性を表している。標準偏差を見てみると、女性一人あたりの子供の数の1標準偏差の減少、および教育の1標準偏差増加は、おおよそ女性の労働参加率の3ポイント増加に連関する。個別に説明すると、

- **女性一人あたりの子供の数**の係数は、比率が10%減少するごとに女性労働参加率が1.6ポイント増加することを示唆している(表1)⁹。
- **教育**の係数は、教育レベルが10%増加するごとに女性労働参加率が1.1ポイント増加することを示唆している。

⁷ 独立変数tからt+1における、変化の操作は、同様の変数t-1からtにおける遅延変化である。よって、1980年から1983年の3年間にわたる変化については、遅延操作は、1977年から1980年への変化である。

⁸ 女性一人あたりの子供の数の推定係数は、操作変数を導入した後も増加し、F統計量は200以上だった。

⁹ データの制約があるため、子供の年齢構成は考慮しない。しかしながら、子供の年齢構成によって、係数が異なることはありうる。

Table 1. Gap between FLP and MLP, and Demographic Variables

Variables	Three-year Change of the Gap between FLP and MLP			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	IV	IV	IV
Log (Number of children per woman)	-12.386** [4.839]	-16.345*** [6.017]	-25.009*** [7.375]	-37.345 [29.206]
Log (Education)	11.627*** [3.390]	10.765*** [3.428]	5.586 [3.487]	3.054 [6.771]
Marriage rate			-0.760* [0.410]	-3.872 [7.125]
Observations	231	229	174	174
F-test (Number of children per woman)		217.76	193.26	160.30
F-test (Marriage)				6.44

Clustered standard errors in brackets

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Note: We introduced structural break terms for Germany (1991), Ireland (1985), Japan (1968), Netherlands (1987), and Portugal (1978) due to structural breaks. Number of children per women is instrumented in column 2, 3, and 4, and marriage rate is instrumented in column 4.

Source: Fund staff calculations.

21. しかし、婚姻率の結果は、はっきりとしていない。操作変数を導入する前は、婚姻率の係数は有意であり、正しい符号である¹⁰。係数の大きさを見ると、婚姻率が1標準偏差減少した場合、女性の労働参加率は約1ポイント増加することを示している（表1を参照）。しかしながら、子供の数のように、婚姻率は従属変数の内生性に影響されるため、0から負にバイアスするかもしれない。実際、操作変数を導入した後の係数は、0から有意でなかったが、操作変数は弱く、この結果から頑健な結論を導くことは不可能である¹¹。

22. また、異なる時間間隔で分析した際も係数は変化する。表1の上記2段のモデルを、いくつかの期間でもって推算し直し、女性の労働参加率の変化を1年間隔から5年間隔まで見てみたのが、表2である。この回帰分析によると、女性一人あたりの子供の数に対する女性の労働参加の弾力性は、長期的には増加する。この増加は、短期弾力性および長期弾力性の違いによるものであると解釈した。これは、何人子供を生むかといったような人生の決断にとって特に重要である（すなわち、その影響は即座に現れない）。教育レベルの係数には、ほぼ変化は見られなかった¹²。

¹⁰ 教育の係数は、選択が原因で、おそらく有意ではない。

¹¹ 人口動態と女性の労働参加率の関係が非線形であることを明らかにするため、二乗項もテストした。しかし、3つの変数すべてで、有意でないことがわかった。この回帰には含まれなかったが、女性の労働参加率の増加に寄与したであろうと思われるものには、新しい家電製品技術の普及（これにより、女性の家庭での時間が一部自由となり、労働参加する時間が増える）や一般的な労働条件の改善が含まれる。

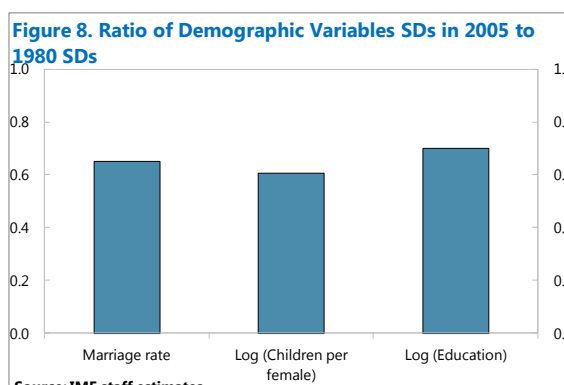
¹² 長期的影響を捉え、観測の数を最大化することができるので、ベースラインの回帰には、3年の開きを利用した。

Variable	(1) One-year	(2) Two-year	(3) Three-year	(4) Four-year	(5) Five-year
Log (Number of children per woman)	-10.014** [4.936]	-14.197** [6.135]	-16.345*** [6.017]	-21.905*** [7.354]	-24.977** [10.913]
Log (Education)	10.932*** [3.609]	10.945*** [3.269]	10.765*** [3.428]	8.271** [3.592]	4.484 [3.256]
Observations	729	348	229	169	118

Source: Fund staff calculations

B. 実証結果の続き：政策の役割

23. 本章では、女性労働参加率の変化を説明する際の、政策の役割について分析する。OECD 諸国の人口動態が収束するにつれ、政策はより重要な要因になってくるかもしれない。例えば、女性一人あたりの子供の数、婚姻率、教育の標準偏差は、同じサンプル期間で三分の一から二分の一に減少した(図8)。



24. この分析では、女性の労働参加の決断に影響を及ぼす政府の政策のうち「引き込み」および「押し出し」の両方を考察する。引き込み政策とは、仕事への戻りを増やし、より多くの女性が労働するよう引き込むものである。この政策には、以下がある。

- **税制**：税金システムは、男性や未婚の女性よりも、既婚の女性の労働参加の決断に歪みを引き起こしかねない。ほとんどの政府が、個人よりも家族を均等に扱うという税金政策をとっているからである。1970年代以降、個人から均等に税を徴収するという傾向になってはきているが、ほとんどの国では、依然として家族の二人目の稼ぎ手にかかる税金は大分高く、この税率が高ければ高いほど、女性が働くインセンティブは低くなる。
- **賃金格差**（教育および経験が同レベルの場合）：賃金および昇進の機会で、性別による差別がある場合、女性が仕事場へ戻ることが少なくなり、女性の労働供給を減少させる傾向となる。よって、男女間の賃金格差が低い国では、例えば、反性差別の法律によって女性の労働参加はより高くなるとみられる。

25. これに対し、押し出し政策は、育児にかかる費用を下げ、結果として女性が仕事場へ戻ることが相対的に多くなる。我々の押し出し政策の変数は、以下の通りである。

- **保育および育児休暇**：政府が働く母親のためにできる支援の1つのうち、一般的なものに育児補助金や出産手当、育児休暇があげられる。これらの支援は、女性が仕事と家庭のバランスをとることを助け、また育児にかかる費用を下げることにより、女性の労働参加を増加させることができる。(例えば、保育費を下げ、相対的に労働による所得を増加させる。) また、出産休暇には、雇用確保という側面があり、女性の労働市場への愛着を強化することができる。

- **パートタイムの仕事**：パートタイムの仕事は、労働と家庭の責任を両立することができるので、女性の労働市場への参加を促す手段として頻繁に見られる。よって、パートタイムの仕事を見つけることは、労働参加にとっても重要なことである¹³。しかしながら、パートタイム労働が全体に占める割合は、おそらく内生性の問題があり、女性の労働参加が増加するにつれてパートタイム労働者の割合も増えると思われる。これは、我々の推定に正バイアスをもたらす。この問題を解決するために、パートタイムの仕事に従事する人々の全体的な比率のラグを取った値、およびパートタイム労働者のうち男性が占める割合を操作変数として導入する。
- **子供に応じた所得補助金**：現金支給あるいは税金控除という形での児童手当も、女性の労働参加を増やすために使うことができる。(OECD 諸国では、税金控除の方が現金支給よりも額が大きく、また一般的である。)しかしながら、それらの全体的な効果は不明瞭である。保育費を払うことができないため、家族の第二の稼ぎ手が流動性の制約で働くことができないのであれば、所得の増加は女性の労働参加率の増加へとつながる可能性がある。しかし、その影響が単に所得効果に留まるのであれば、それは、女性の労働参加率の減少につながるだろう。よって、それらは公平性や子供の貧困減少のために正当化することができるが、女性の労働参加率への影響は、育児支援といった現物給付よりも小さいであろう。

26. 我々の分析の結果は、我々の想定ををほぼ裏付けることとなった。しかしながら、その結果は、分析した期間および国の様々な政策変数の対象範囲が均一でないデータセットに基づいているため、幾分正当性が弱まる¹⁴。とはいえ、この分析から、いくつかの主要な結論が導きだされた。

- **政策の特効薬は存在しない**。政策が効果を生み出すこともあるが、その結果は大いに異なり、上記の人口動態の結果ほど強く、経済的に意味のあるものではない。育児休暇や家族手当には有意に正の影響を見出し、税制からは有意に負の影響を見出した。賃金格差、税制優遇、保育の係数は一貫性がなく、ほとんどの場合、0 から有意ではなかった。また、政策の1標準偏差の変化は、女性の労働参加率の0.5ポイント以下の変化に関連付けられる(表3)。(その影響は、標本平均で計測されている。)

Table 3. Effects on FLP by One S.D. Change of Each Variable

	Marginal Effect	Mean	S.D.	Effect by one S.D. Change (In percentage point)
Wage gap	-0.03	27.39	10.04	-0.27
Log (Family allowance)	0.20	1.20	0.70	0.14
Log (Leave)	0.23	3.67	1.61	0.36
Log (Child benefits)	-0.22	4.19	0.58	-0.13
Part-time incidence	-0.03	13.27	5.59	-0.19
Log (Childcare per child)	-0.02	6.88	1.69	-0.03
Log (Tax wedge)	-2.02	4.67	0.36	-0.73

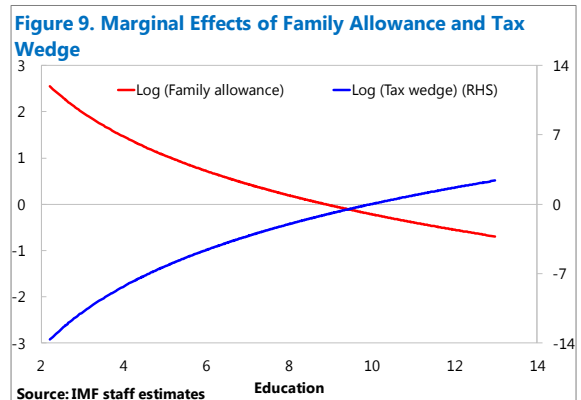
Source: Fund staff calculations

¹³ しかしながら、パートタイムの仕事があるのは、二重労働市場の結果である可能性もある。この場合、パートタイム労働者の福利厚生は、それほど良いものではない。

¹⁴ 教育および女性一人あたりの子供の数は、すべての回帰分析に含まれている。結婚変数は、観測数を増やすために、また、その有意性はそれほど強くはでないので、当初含んでいなかった。表5では、操作していない結婚変数を含めて、同様の結果を表している。その結論は、ほとんど変わらない。

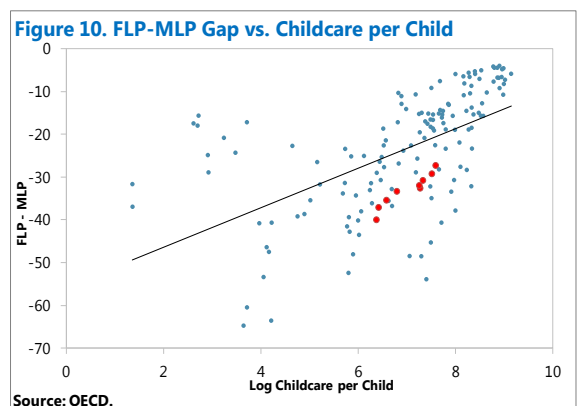
- 女性は、パートタイムの仕事を強く望んでいる。パートタイムの仕事の割合が高い国々においては、女性の労働参加率は若干高い。仕事と家庭の両立ができるためである（付録I表8の回帰6および図28、29の散布図を参照）。しかし、因果関係の方向は、おそらく逆の向きを示している。女性の労働参加が増加すると、女性のパートタイムの仕事の比率も増加する。その反対ではない。これは、表8の回帰7の操作変数を用いた回帰分析で確認した。パートタイムの仕事の係数は、有意ではなかった。F検定においても、操作変数はとても強力であることが確認された。

- 金銭的な支援の効果は、所得に左右される。これは、家族手当や課税は教育レベルと強く影響しあうためである（図9）。この結論に関して、賃金の低い仕事に携わる女性については、税制上の優遇措置や補助金が女性が労働市場に参加するか否かを決断する際に影響を与えるが、教育を受けた、より高い賃金を得る女性については、これらの政策の効果はあまり重要でなくなると我々は解釈した。よって、女性の教育レベルが高い国々については、これら金銭的なインセンティブ（日本の児童手当を含む）は、高い女性の労働参加率を達成するには、効果的ではないかもしれない。（とはいえ、それらの国々においても、これらの政策が、低所得世帯の女性が労働参加する決断に影響を与える可能性はある。）一方で、税制上の優遇措置の影響は、ほぼ0あるいは若干負である。



- 育児休暇の効果을挙げるには、寛容なものでなくてはならない。育児休暇の政策は、二乗項も用いて推定した。一乗項は負、二乗項は正だった。厳密に解釈すると、育児休暇政策は十分な期間が提供されたときのみ、労働参加率を増加させるのに効果的である（一般的に1年半以上）。よって、2週間や1カ月といった育児休暇は、労働参加にまったくの影響がないか、実際負の影響を及ぼすこともありうる。

27. 付録Iの表8で、政策に関し頑健な結果がみられない理由の1つとして、レベルの分析から変化の分析へと転換した場合、独立政策変数の変動がとても小さいということがある。図29の散布図をみると、主要な政策変数（保育、育児休暇、家族手当、税制優遇を含む）の変動は、0の付近で積み重なっていることがわかる。また、例えば、育児支援といった多国間分析でみられた女性の労働参加率との強い相関関係は、このウィズインバリエーションを使った分析ではみられない（図10および付録Iの図28）。



28. クロスセクションでの関係をより理解するために、10年間平均を用いた回帰を行った。その結果は付録I表10の通りである。観測値が少ないため、頑健な結論を導き出すことはより難しいが、賃金格差の変数および育児支援（それらはウィズインバリエーションを用いた国の回帰分析では有意ではない）は、クロスセクションでは強く有意である。また、係数の大きさを見ると、クロスセクションでは、これらの政策の変化は経済的に有効であるといえる。男女

間の雇用格差（製造業）の1標準偏差減少、または保育費支援の1標準偏差の増加は、労働参加の最高7.5ポイント増加につながる（付録I表11）。育児休暇も重要とみられるが、その他のファミリーフレンドリーな政策変数との多重共線性があるため、多変数回帰では、有意ではない。

III. なぜ日本は違うのか

29. 日本が他国と異なることをよりよく理解するために、本章では前章の分析結果を用いて、政策と人口動態が女性の労働参加に与えた影響を数値化する。これにより、各国内の時系列の変化と各国間の違いの両方を示すことができる。方法論の詳細は、付録に記載する。

国内の経年変化に関する示説

30. 付録I図31は、各国内の時系列の変化を示している。各国の女性の労働参加のパーセンテージの変化を説明変数から寄与率に分解したものである。付録I表8の13列に示した推定に基づいて分解され、交互作用や二乗項の影響は各国の時系列平均値で評価する。いくつか興味深い調査結果を得た。

- 各国内の大きな変化は、人口動態の転換と関連している。女性一人当たりの子供の数は、サンプルとなったOECD加盟22カ国内の変動の平均の約五分の一である。さらに、フィンランド、日本、スウェーデンの三国については変動の半分以上である。教育を含めると、人口動態が変動内の四分の一である。
- 日本における女性の労働参加率が1980年の56.7%から2008年の70.3%に増加した大きな要因は、女性一人当たりの子供の数が減少したことに関係している。子どもの数の減少に寄与した要因は、独身であることを選択する日本人女性が増加したことにある。過去30年間で25歳から29歳の未婚女性の割合は、1980年の24%から2010年の59%に倍増した。その結果、日本では単身世帯数が着実に増加している（Matsui 2010年）。
- 特にアイルランド、イタリア、オランダでは、女性の労働参加に伴いパートタイム労働者数が増加した。オランダでは、女性の労働参加率が20年間にOECD内で最下位グループから最上位グループにまで上昇した。パートタイム労働の増加には、多くの要因があると考えられる。しかし、他の先進諸国ではパートタイム労働はやむを得ない選択だったのに対して、オランダではパートタイム労働は一般的な選択肢となっている。これは恵まれた労働条件を伴うパートタイム労働が存在していることに起因している（ボックス1）。
- スペイン、アイルランド、オランダなど女性の労働参加が時間と共に大幅に増加した多くの国で、この変化を説明するのに我々の方程式はうまく当てはまらない。人口動態といくつかの政策では多少の説明能力があるが、この方程式では把握できないような、もっと重要な経済変化の要因があると考えられる。

31. 人口動態変数は、各国の時系列の変化をよく示している。我々は、係数は経済的に意味を持つのに十分な大きさのものであると解釈している。例えば、日本では、女性一人当たりの子供の数は1980年の

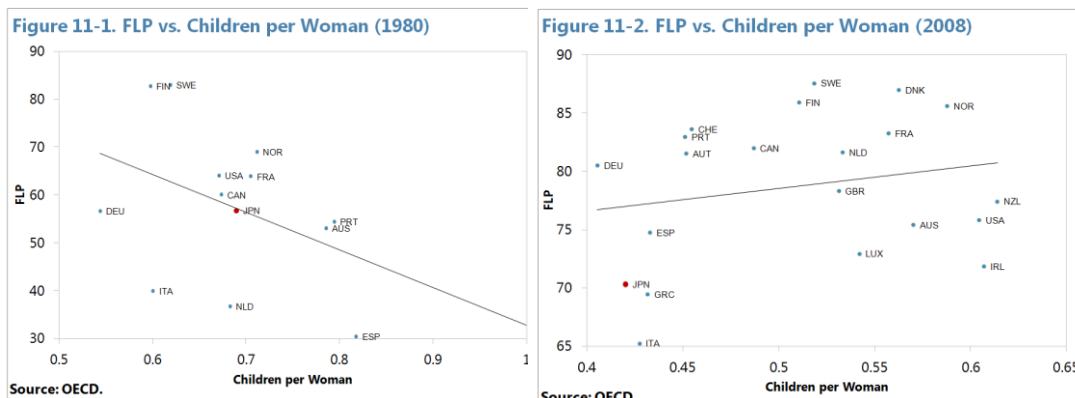
4.2 から 2008 年の 3.7 に減少したが、これは女性労働力が 8 ポイントが増加したことと関連している。この増加は、この期間の変化の半分以上に当たる。すべての人口動態変数の影響を加算すると、日本では実体以上に女性労働参加率が上昇することになる。人口動態の重要性は、他の国でも見られる。出生率が比較的高い状態を維持しているアメリカでは、女性一人当たりの子供の数は 1980 年の 4.2 から 2008 年の 4.1 と減少幅が小さいが、この状況は女性の労働参加の変化の 15 パーセントを説明するものであり、すべての人口動態変数を加算すると変化の 20 パーセント程度になる。

各国間の相違の示説

32. 次に、各国間の違いについての方程式の説明能力を考察する（付録 I 図 32、33）。図 32 は、表 8 の 13 列の推定を用いて¹⁵、OECD の平均に対する各国の女性の労働参加率の乖離を分解したものである。相互作用と二乗項の影響は、各国の現在の値により評価される。図 33 はパーセント偏差を、13 列の推定を用いて、表 9 のあまり頑健でないクロスセクションの回帰によって分解したものである。

- **政策は、各国内の時系列の変化を説明するよりも、各国間の違いを説明するのに重要である。** カギとなる政策変数は、パートタイム労働を利用できる度合い、製造業における賃金格差、そして育児への公費支出である。育児への公費支出は、北欧諸国で女性の労働参加率が高いことと、アメリカでは OECD の平均を下回っていることを説明する一助となる。パートタイム労働はクロスセクションにおいても、オランダにとってもとても重要なもののようなものである。
- **同様に、人口動態は時系列よりもクロスセクションにおいて重要性が低い。** この傾向は、子ども一人当たりの女性の数と女性の労働参加の関係において著しい（図 11-1 および 11-2）。1980 年には各国のクロスセクションはややマイナスの相関関係にあり、我々の回帰推定値と一致している。しかし、2008 年になると、その相関関係は一見したところプラスに転じている。このことで強調されるのは、人口動態の重要性が減少する、あるいは国の人口動態が収束するに従い変化するという点である。

Female Labor Participation and Fertility in 1980 and 2008



¹⁵表 8 の差分方程式 (3) で推定される係数は、方程式 (1) の係数の不偏推定値でもある。これらの推定値は、国家間の差異を説明に使用されるものでもある。

- **日本とOECD 諸国の間における女性の労働参加率にほとんど違いがみられないことについて、説明が見つからない。** 育児支援のレベルが平均より低く、賃金格差が平均より大きいことは、女性の労働参加率には小さなマイナスであるが、人口動態データではプラスに顕れやすい。正味の影響は、どちらかの方程式の結果として生じる説明のつかない残差により、OECD 平均のパーセント偏差とほとんど違いがないということである。

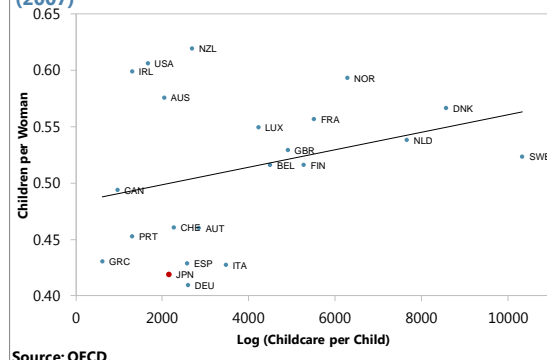
残差の示説

33. 各国内あるいは各国間の説明できない大きな残差や国の固定効果の分解は、観察される各国間の差異を説明するための補完的定性分析の必要を示唆している。

- 例えば、アメリカやカナダでは、政策支援が低レベルにもかかわらず、女性の労働参加率は比較的高い傾向がある。これは、部分的には高学歴化を反映しているが、それだけでなく、市場本位の育児と他の子育て支援サービスが利用可能だからでもある。この傾向は、われわれの政策変数には捉えられていない。

- 女性の労働参加率がOECD 内で最も高い北欧諸国では、ファミリーフレンドリーな政策が労働参加にプラスの影響を与えるだけでなく、全体の出生率にも影響を与えている。図12の移民の割合の高い国を除外すると、ファミリーフレンドリーな政策と出生率の高さに明確なプラスの相関関係が認められる。北欧諸国は、ファミリーフレンドリーな政策と労働参加が文化の一部であるが、そろそろ限界に到達したようである。そうした文化は、回帰分析ではなかなか捉えることができない（ボックス2）。

Figure 12. Children per Woman vs. Childcare per Child (2007)



Source: OECD.

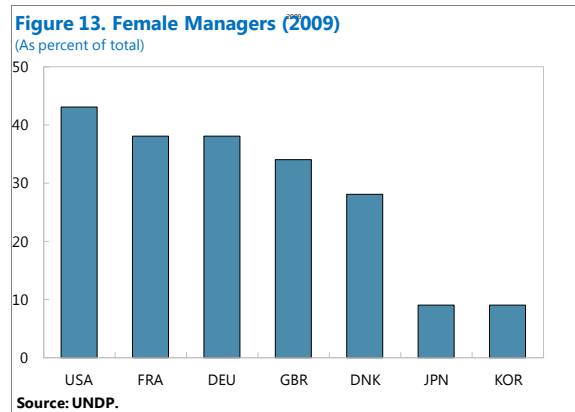
- 日本の場合、多国間分析をする場合には大きな残差が残る。これは1 つには、日本の労働市場の特異性と関係している。それについては下記で論じる。

34. 要約すれば、我々の調査結果は、人口動態の変化が各国内の時系列の労働参加率の総計の変化と強く関係していることを示している。政策は、国家間の差異を説明するには重要である。日本では、このモデルは近年の労働力率の上昇を説明する一助となるが、国家間比較では他と違う日本経済の特質を納得のいくように捉えてはいない。このモデルでは、労働市場への参入ポイントと、女性が出産のために休暇を取るときに決断は捉えられていない。我々は、それが労働市場の要素と関係しているかもしれないと考えている。これらの効果は、回帰分析で完全に捉えることは難しいと思っている。次の章では、この環境を変えるための政策を考察する。

IV. 救い手としての女性たち：日本の女性労働参加率を上げる政策

35. 日本における労働力に関する比較的顕著な特徴として、女性管理職の少なさが挙げられる。女性管理職の割合は2009年現在、アメリカ合衆国の43%に比べ、日本ではわずか9%に過ぎない（図13）。こ

の問題を引き起こした原因は、女性労働参加率の低さのみに帰すことはできない。仕事と家庭のバランス促進は、現行の雇用慣習、昇進方針、そして官民の政策にも責任が帰せられる。韓国は、日本と類似した雇用慣習を持ち、日本と同様の男女格差の見られる唯一の国である。この問題は、当然のことながら女性労働参加率の低さと密接に関連している。本章では、現在の制度を再考察したうえで、女性労働参加率と共に女性管理職の比率をも上昇させるために、日本の政策の枠組みをいかに変えていくことができるか、その可能性を探る。



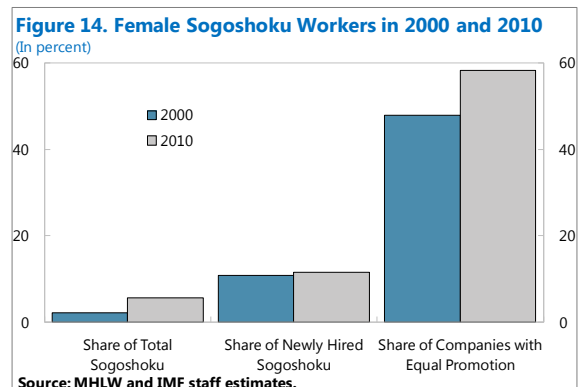
A. 障害1：雇用および昇進の方針

36. 女性労働参加率を上昇させる際に考えられる問題として、キャリアパスを伴う職種への参入する機会が限定されていることが挙げられる。日本では、労働市場と関連して個人が行う意思決定の中で最も重要なものは、通常、高等教育の学校の卒業後に行われる。この時点で、終身雇用が暗黙時に保証された仕事の可能性は尽きてしまう。そのため、ほとんどの雇用者は、労働適齢期に労働市場において転職することができない。したがって初期の時点で行われる意思決定が、現行の雇用制度に存する多くの不平等の源となることがある。キャリアパスを伴う職種における女性雇用者の少なさのみならず、若年層における非正規雇用者数の増加もそうした性格を持つ。

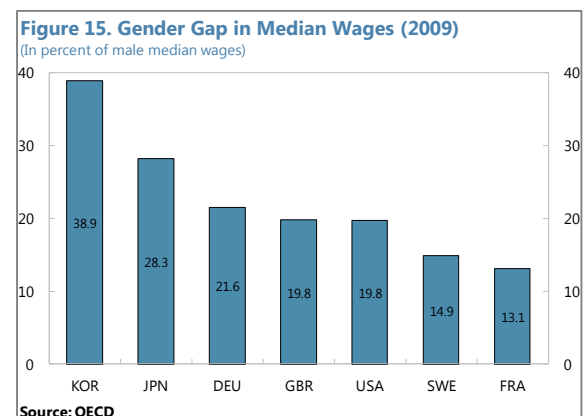
37. 女性にとって、この時点での重要な意思決定の主たるものは、大企業における、キャリアパスを伴わない職とキャリアパスを伴う職との間の選択である¹⁶。キャリア職は、より高給で、通常その企業で雇用されている間、人的資源にかなりの投資が継続的になされる。それに対して、キャリアパスを伴わない職は、そのほとんどが女性で、給与はより低く、仕事はあまり厳しくなく、人的資源開発に対する投資もほとんど行われない。企業側はこの制度を利用し、長期出世コースの採用プロセスを長期の拘束雇用契約を与えることで始める。就職する側もまた、長期的にその企業で働く意思があることを伝えるサインとしてこの機会を利用する。企業の観点からすると、この雇用制度の目的は女性の早期退職のリスクを最小限に抑えることにある（山口 2008）。

¹⁶ ここで我々が用いている「キャリアパスを伴う職」と「キャリアパスを伴わない職」とは、それぞれ（日本語で言う）「総合職」と「一般職」を指している。

38. この雇用制度の結果として、大企業にはキャリアパスを伴う職に就く女性が非常に少ない (図 14)。2010 年に行われた調査では、キャリア職のうち女性はわずか 6% である。この数値は、総合的な女性管理職の少なさと合致している¹⁷。このカテゴリーに含まれる女性の比率は、2000 年の 2.2% と比較するなら上昇傾向にある。その原因は、女性のキャリアの開始時に、この地位に採用される女性の比率が増えたためである (2010 年には 12%)。しかし、国際比較においては、今なお非常に低いレベルに留まっている。さらに、キャリアパスを伴う職に参入する女性にとって、出世の道は決して簡単なものではない。同調査で昇進の一連のプロセスを調べたところ、サンプルとなった企業のうち半数以上において、業績トップの男性社員は、業績トップの女性社員よりも 1 ステップもしくはさらに先のステップに行っていることが明らかになっている。



39. この二重路線のシステムはまた、男女間の顕著な賃金格差にも直結している (図 15)¹⁸。男女間の平均賃金格差の調査によると、1980 年の 42% から 2009 年には 28% となり、男女間賃金格差は減少しているものの、国際水準からするとまだその差は大きい。日本における男女間賃金格差はスウェーデンのほぼ 2 倍近いが、それでもこの値は韓国よりは少ない。マイクロパネルデータを分析している研究者によると、男女間賃金格差は、男女の生産レベルの差からは説明ができず、不当に大きな格差が依然として存在することが明らかになっている (阿部 2005、川口 2008)¹⁹。



40. 女性の賃金の上昇と、キャリアパスの伴う職種に労働する女性数の増加が、労働市場で働く女性数の増加に結びつくことは明らかである。しかしながら、その実現のためには多方面からの取り組みが必要だと考えられる。

- 企業の雇用および昇進の方針を、より公平なものにする必要がある。政府が雇用の分野における女

¹⁷ この厚生労働省 (MHLW) の調査のサンプルサイズは小さく、無作為ではない。2000 年に実施された調査は、215 社を対象とし、2010 年の調査では 129 社だった。サンプルの企業数が少なくても、昇進に関する質問に対して回答が集まった。その結果は、過去にキャリア職の女性社員を雇用したことがない、または雇用した女性社員は既に退社していた。この質問に対するサンプルサイズは、2000 年の調査では 75 社、2010 年は 24 社だった。

¹⁸ 女性の非正規雇用者の比率の高さもまた、ギャップの一因となっていると思われる。男性の場合、非正規雇用者の割合は 17% であるのに対して、女性は 52% である。

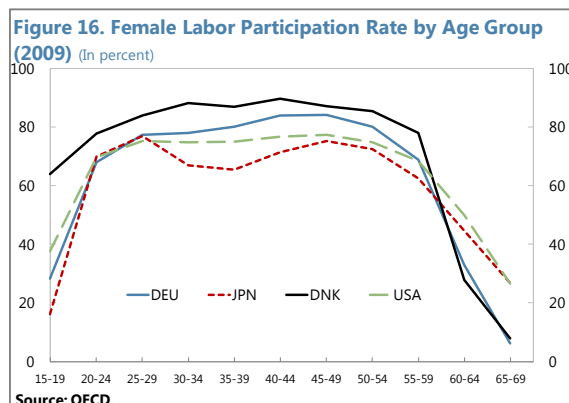
¹⁹ 公益財団法人 家計経済研究所は、1993 年以来長期にわたって、女性を対象にした家庭調査を毎年行っている。当調査は、収入・支出・貯蓄、労働形態、家族関係などを含む幅広い要因に関するデータを集めている。本章において参考文献として挙げている日本の研究は、大部分、このデータセットに論拠している。

性差別の解消に積極的に関わるようになったのは、1980年代である。1986年には「男女雇用機会均等法」（正式には「雇用の分野における男女の均等な機会および待遇の確保等女子労働者の福祉の増進に関する法律」）が成立し、1999年と2007年に改正法が施行されている。1986年施行の男女雇用機会均等法では、教育訓練、福利厚生、定年・退職・解雇における性別による差別を禁止した。1999年の改正法では、募集・採用、配置・昇進が加えられ、2007年の改正ではさらに妊婦の保護が加えられた。また1999年には、条例に従っていない企業の公開を含む罰則が導入され、2007年の改正においてさらに詳しく定められた。しかしながら、現実には日本の女性は男性と似たような仕事をしていても、一般的にははるかに低い賃金しか支払われない。したがって、政府は賃金、募集・採用、配置・昇進における差別に関する法律をより強化する必要がある（Matsui 2010）。

- 企業はより柔軟な労働契約を採用し、雇用リスクを減らす必要がある。より柔軟な新しい労働契約を導入することにより、企業は正社員を雇用するインセンティブを増し、その結果、より多くの若年層と女性が大手企業におけるキャリアパスを伴う職に就くことになるかもしれない。1つ考えられる選択肢は、正社員契約を改正し、段階的な雇用保護を加えることだ。そのような新しい正社員契約は、雇用主にとっての解雇コストを労働者の在職期間にわたって徐々に高くさせていく。これによって、一方で終身雇用の雇用者の労働保護を保ちつつ、新しく雇った労働者の技術が未知であるための雇用リスク（あるいは、さらに重要なのは、労働者の在職期間の長さが未知であるための雇用リスク）を軽減する助けとなる。
- 多様性の促進。女性は手本となる人をもっと必要としている。キャリアパスを伴う職についている女性の数が少ないのは、そもそもそのようなキャリア職の道を選ぶ女性が少ないことも関係している。この自主的選択のプロセスは、もっと早い時期にも見られる。一流大学の男女比に、いまだに偏りが見られるのだ。例えば、東京大学では、試験の結果で入学が決まるが、在学生のうち女性は20%未満である。注目される地位に就く女性の数を増やすことで、より多くの女性がキャリアパスを伴う地位を選ぶことにつながるだろう。この流れが始まっている兆しはある。例えば、日本銀行は初の女性支店長を任命し、大和証券では2009年に取締役会で女性が4人を占めた。また、資生堂は2013年までに女性管理職を30%まで増やすという目標を掲げた（Matsui 2010）。おそらく、さらなる前進のためには、ノルウェー、スペイン、フランスなどの欧州諸国で既に行われているのに習い、取締役会における女性役員の最低比率に関する新たなルールを制定するのがよいであろう。

B. 障害2：家庭と仕事の両立

41. 女性のキャリアの2つ目の障害は、通常、出産後に立ち上がる。日本では20代前半の女性だけを対象として労働参加率を比較すると、他の諸国とそう変わらないにもかかわらず、20代後半と30代の女性労働参加率が急激に下がる。これは、日本の「Mカーブ」と呼ばれる（図16）。不幸な現実だが、今日でもなお、日本女性のおよそ60%が第一子を出産したあと働くことを辞めてしまう。これは1つには、前述した賃金の低さやキャリアアップの機会の少なさなどの影響で、女性は男性に比べて労働市場への愛

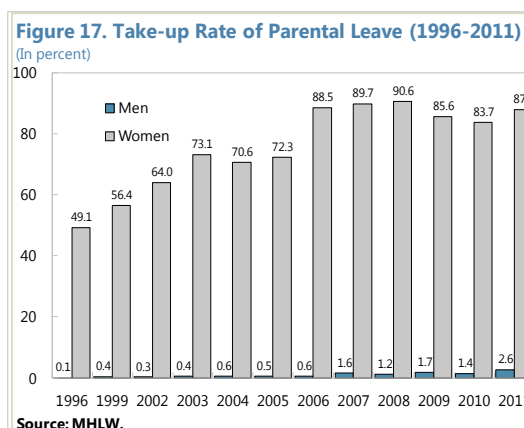


着が薄いことも一因であろう。しかしながら、同時に、働く母親に対するサポートシステムが整備されていないことも反映している。ここでは、このような環境を変えるために、1) 女性が現在の地位を保持できるように育児休業政策、2) 家庭に関わる時間的負担を軽減するための子育て支援政策、3) 女性が仕事と家庭をよりうまく両立できるような柔軟な労働形態の3つの政策について考えたい。

育児休業政策

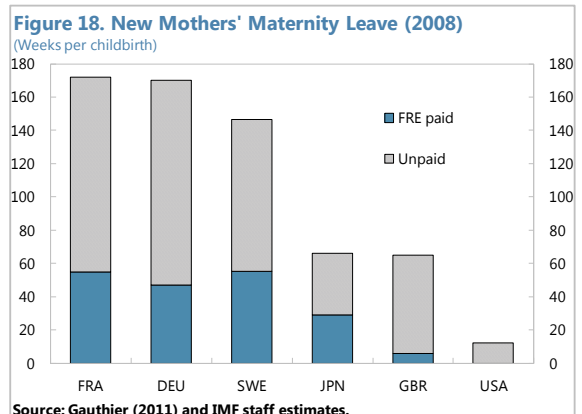
42. 日本における育児休業の提供は、その期間の長さも給与額も OECD 諸国の平均に近いものの、欧州の主要な国々と比べると劣っている（ボックス2の図参照）。出産休暇に関しては、1947年の労働基準法により出産に伴う休暇が定められた。1歳以下の子供の世話をする育児休業に関しては、1991年の「育児・介護休業法」が成立した。新しい法の下では、育児に伴う休業は、それまでの14週間から58週間まで延長され、日本は OECD 諸国の平均とほぼ肩を並べる形となった。それに加え、働く親たちは、それまでの所得の50%から所得制限額まで間の額を、52週間受け取る権利を持つ。育児・介護休業法は2005年にさらに改正され、非正規雇用者の一部にまで及ぶようになったが、対象となる非正規雇用者の数は、2007年現在で全体の4.3%と、今なお低い数値に留まっている（大石 2011）。

43. 育児休業の利用は、法の成立に伴い増えたが、男性でこの育児休業を取る人はまだほとんどいない（図17）。育児休業を取る資格のある女性労働者のうち、実際に育児休業を取る人の割合は、1996年の46%から2011年には88%まで上昇している。しかしながら、育児休業に関する政策変更は、育児休業を取る資格を持たない非正規雇用者数の増加のため、その効果が失われていると思われる。それと同時に、母親だけでなく父親にも育児休業を取る資格が与えられている制度であるにも関わらず、父親のうち育児休業を取る人は3%未満に留まっている（それに対し、スウェーデンでは70%）。



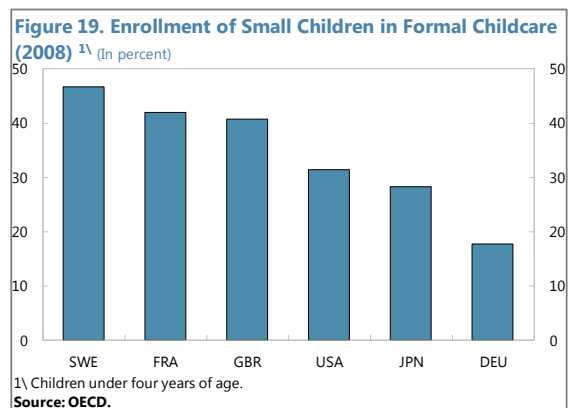
44. マイクロデータセットの分析結果では、日本では育児休業期間が長いほど女性の出産後の職場復帰を促す多大な効果が見られる傾向にある。例えば、Waldfoegel、樋口、阿部（1999）は、英国、米国、日本において、女性の雇用に及ぼす育児休業の影響について調査した。その結果、3国すべてにおいて、育児休業が長いほど出産後に母親が職場復帰する可能性が高くなっており、その傾向は特に日本において高いことが明らかになった。滋野と大日（1998）および駿河と張（2003）の調査でも、育児休業をサポートする企業で働く女性のほうが、出産し職場復帰する傾向が高いことが分かっている（駿河と張によると22%、2003）。

45. 我々が行なった国際比較調査においても、育児休業が効果を発揮するには、その期間をより長くする必要があることが分かった。日本では、この傾向が特に顕著である。日本では、一度仕事を中断した後フルタイムの仕事を見つけられる可能性は、大学卒の女性では18%、高卒以下の女性の場合は12~13% (上田 2007) であり、極めて低い。それゆえ、育児休業の長さをフランス、ドイツおよび北欧諸国に近いレベルにまで延長することが検討されるべきである (図18)。それと同時に、男性ももっと育児休業を取るよう促す取り組みが必要である。

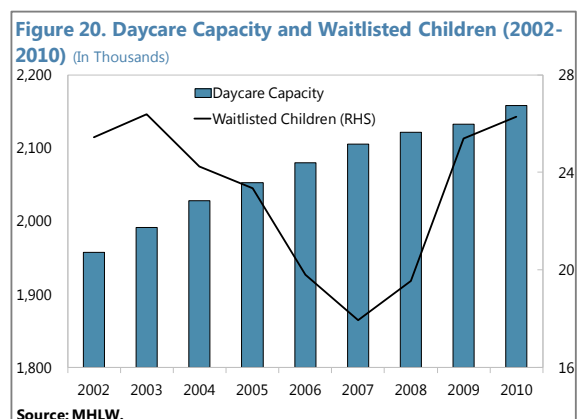


保育制度

46. 日本における保育制度と幼児教育サービスの活用は、国際的に見てまだ低い (図19)。また、この制度は保育所と幼稚園との間で分断されている。保育所は、0歳から6歳の子どもを持つ働く母親のために全日保育を提供する場所で、厚生労働省が管轄し、財政を負担している。それに対して、幼稚園は通常は3歳から6歳の子を日中だけ預かる場所で、主に昔ながらの稼ぎ手が一人の世帯を対象としている。また、幼稚園は文部科学省が管轄し、財政を負担している。

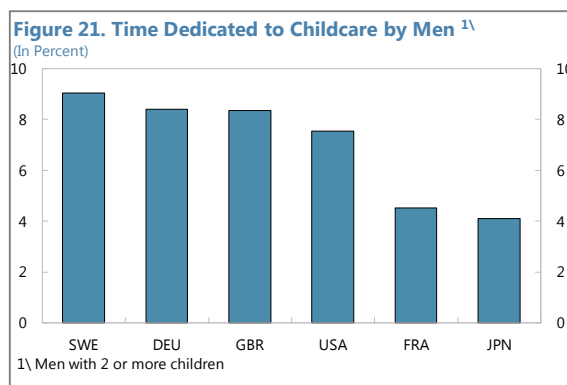


47. 共働きの世帯数が増えたことに伴って保育所に対する需要が増え、その需要は供給をはるかに上回っている (図20)。2000年前半には、待機児童の数が深刻な社会問題として浮上し、小泉政権下では、2009年までに定員を203,000人から215,000人へ増加させるという目標を掲げた。この目標は実現したが、女性の就業が着実に増加したため、待機児童数は25,000人程度と大方変動しないままである。非公式の報告書によると、潜在的な待機児童の数は、現在の保育所定員の三分之一にまでのぼるとみられている (日経 2011)。その一方で日本の高齢化に伴い、全日保育を必要とする家族の数が増加したため、幼稚園は依然として十分に活用されないままである (定員の約70%)。

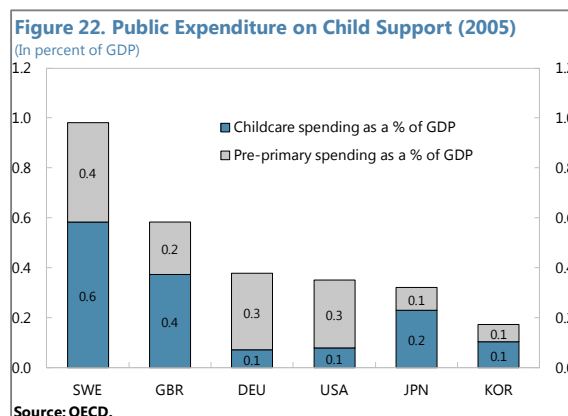


48. マイクロデータセットを使った日本における調査によると、女性が仕事をするかどうかを決める意思決定は、育児にどれだけ時間を割かれるかに左右されることが明らかになっている。Waldfoegelら(1999)の推計によると、幼児が1人いることによって、労働参加率は約30%減少する。一方、佐々木(2002)は、自分の両親あるいは義理の両親と同居している母親は、労働市場に出て行く働く傾向が強いと結論づけている。というのは、彼女たちは、上の世代のサポートを利用することで、育児にかかる時間を短

縮できる。それに対して、世帯に属する男性からのサポートは、職場復帰した後でさえほとんど期待できないと述べる女性が多く、このことも総体的に女性労働参加率を下げる一因とみられる。村上（2007）と坂本（2007）の最近の研究によると、女性が働くか働かないかに関係なく、男性が育児に割く時間は変わらない。これは、労働市場に働きに出ることによって、女性にさらなる負担がかかることを意味する。この状況は、国際比較調査でも裏付けられている（図 21）。



49. 前述したように、保育所の供給増加は、女性の育児負担を軽減し、女性労働参加率の向上につながるはずである。しかしながら、保育所の供給増加のためには、規制緩和や、2種類の保育制度（保育所と幼稚園）の統合を含めた、多岐にわたる政策に取り組む必要がある。「依然として障害となり続けているものの1つとして、保育産業における過度の規制が挙げられる。現在、施設の床面積から厳格な認可のプロセスにいたるまで、無数の規制が存在し、その結果、施設の供給は需要に対して依然として限られてしまうことになる。公的融資という制約のある中、この分野にもっと多くの民間会社による参入を促進するために規制緩和が必要だ」（Matsui 2010）。また政府は、2つの制度を統合するプロセスを開始したが、両者が異なる省庁の管轄下にあるため、急速な進展は望めそうにない。最後に、所得再配分において保育制度に支出される額の少なさを見直す必要があると思われる。保育制度に支出される費用をGDP比率で国際比較した場合、日本は依然として他国よりもいくぶん低い（図 22）。



柔軟な労働形態

50. 最後に、より柔軟な労働形態へのニーズがますます高まっている。柔軟でない労働時間の規定と、職場における女性へのサポートの欠如は、第一子を出産後に仕事を辞めてしまった女性たちがその理由として頻繁に挙げる。最新の調査では、労働参加をしていない理由の項目中、労働時間は、トップの家庭での追加負担に続き、第2位に挙げられている（表4）。日本で高齢化が進むにつれ、労働時間はますます重要な要素になる。さらに多くの人たちが、家にいる年老いた両親の介護に時間を割かれるようになるからである。雇用主は、これらの懸念を受け、転勤のない新しいキャリアアップの道を用意したが、それでもまだなお改革が必要だ。

Table 4. Reasons for Stay Out of Labor Market among Female Labor Force, 2010

Reason	Percent
Housework	33.9
Working hours	14.2
Health	12.1
Location	7.9
Job Characteristics	3.6
Others	28.2

Source: MIC

51. パートタイム労働者の均等待遇を強調するオランダモデルのアイデアを採用することが、日本のモデルとなり得るかもしれない。（これには、例えば、平等な時間あたりの賃金だけでなく、育児休業、

雇用保護など、フルタイム労働者の受けるその他の福利厚生制度も含む。)日本には既に多数の非正規雇用者(あるいはパートタイム労働者)がおり、またこれらの地位にいる女性労働者の割合が高い。前の章で言及したのと同じ調査において、回答者の87%が、もし働くならばパートタイムの仕事に主に興味があると回答している。この結果は、パートタイムの仕事の利用率は女性労働参加率の高さと極めて相関が高い、という我々の以前の調査結果とも合致している。

52. しかしながら、このモデルを達成するには、正規雇用者と非正規雇用者に提供される福利厚生制度に関するギャップを解消するか、あるいは正規雇用の形態をより柔軟にするか、そのどちらかの対応が必要であろう。政府はすでに非正規雇用者をさらに保護する取り組みを行なっているが、結局のところ、これらの2種の雇用形態間で福利厚生制度を同等にすることは極めて困難であろう。それならば、正社員の仕事をより柔軟なものにするよう取り組む方がよいだろう。オランダとスウェーデンの両国では、労働者に柔軟な労働時間を要求する権利を認める法が制定された。オランダでは、1年以上の雇用期間を経た労働者は、自分の労働時間を変更することができる。またスウェーデンでは、就業規則が子育てとより密接に結びついており、子供が8歳の誕生日を迎えるまでは、就業時間を短縮する権利が両親に与えられている。

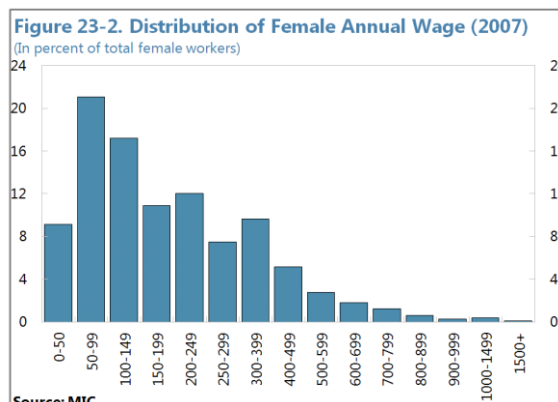
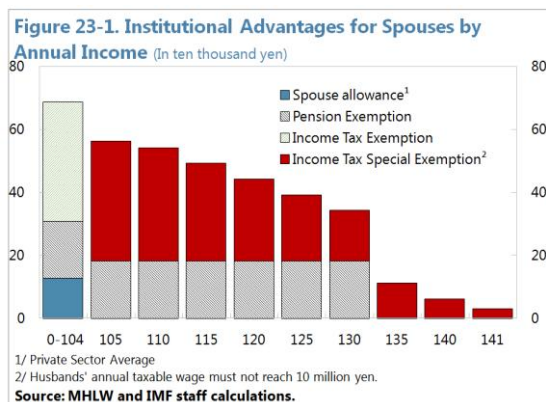
C. 低所得世帯に固有の問題

53. この最後の章では、低所得世帯に対する金銭的インセンティブの重要性について考察する。以前の実証的考察を行なった章において我々が見出したのは、税制と家族手当とのいずれもが、労働市場への参加を左右する役割を果たし得るが、女性の平均的な教育レベルの上昇と共に、これらの政策の効果は減少するという事実だった。よって、教育レベルの高い日本では、これらの金銭的なインセンティブは、日本の児童扶養手当を含め、女性労働参加率を総体的により高めるためには有効でないかもしれない。それにもかかわらず、これらのインセンティブは低所得世帯に対しては極めて重要である。ここでは、税制と日本の児童扶養手当に焦点を当てる。

税制

54. 日本の税制は、他の多くの先進国同様、実のところ女性が労働力に十分参加していない現状を補うように働いている。というのは、税制度はもともと個人を同等に扱う制度ではなく、家族を単位として扱う制度として考案されている。例えば、日本においては、2004年までは配偶者の年収が103万円未満であれば、世帯主は扶養控除と特別扶養控除として、それぞれ38万円ずつ計上できた。この収入水準は、民間企業の多くが、年金および配偶者手当の福利厚生を設定する際に敷居とする線でもある。こうしたことから、103万円はしばしば「女性雇用者に対するフルタイムへの壁」と称される。それゆえに、多くの専業主婦たちは、フルタイムではなくパートタイムの仕事を選ぶ。女性労働者の年収の柱状グラフを見ると、実際に、ちょうど三分の一弱の女性労働者が103万円の壁より下の年収となっている(図23-1および23-2)。

Tax System and Wages



55. 2004年、特別扶養控除の1つが廃止され、1999年の男女共同参画社会基本法に基づく改革の一環として実施された。（この法律は、社会における男女平等の促進のための一般的なガイドラインを示しているが、罰則は定められていない。）さらに、年金控除と他の扶養控除の廃止も現在検討されている。これらの税制のゆがみを軽減することが、より多くの既婚女性をフルタイム雇用に向かわせることになるかもしれない。これにより、租税経費の抑制という付随的効果も期待できる。

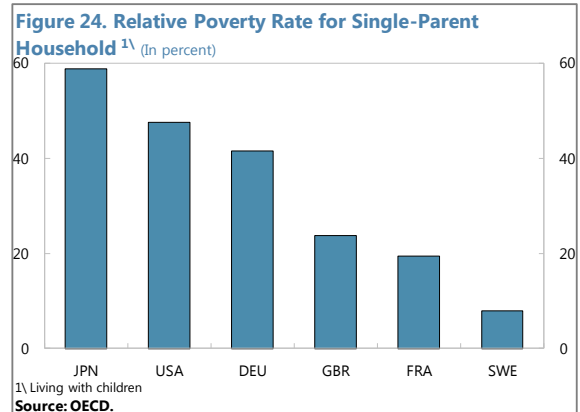
56. 税制のゆがみの是正によって女性労働者の供給に引き起こされる短期的影響は、その政策だけが単独で行われるとしたら、さほど大きくないかもしれない。現在あるマイクロデータセットを用いた解析によって、このゆがみの影響が最低限どのようなものだったかをおおよそ見出すことができる。石塚（2003）は、その税制のゆがみの解消は、正規フルタイム雇用をわずかに増加させるが、同時に総労働参加率を減少させるだろうと述べている。一方、村上（2008）によると、2004年の改正による労働への参加選択への短期的影響は、識別できるほどはなかったとのことである。女性の労働参加率を制約する他の諸条件が存在するため、これらの結果は驚くことではないと思われる。

児童手当および児童扶養手当

57. 日本は、働く母親の人数の上昇と複数世代世帯数の減少を受け、育児にかかる費用の足しにと1970年代初期より児童手当の提供を開始した。2010年まで、小学生以下の子供に対し所得水準に条件を設け、月額5,000円あるいは1万円が支払われてきた。2010年には、民主党がこれを子供手当と改称し、その総合的給付を高めた。金額は月額13,000円まで増額され、資格年齢も15歳まで引き上げられた。また、新制度では所得水準が条件から取り除かれた。しかし、最近援助額は多くの家庭にとって減額となった。

58. しかしながら、これらの手当が労働参加率に与える有効性については曖昧である。本調査結果からは、これら手当が低所得世帯に対してのみ有効であることが分かった。つまり、世帯が流動性制約を受けているならば、収入の増加が女性の労働参加の増加につながる可能性があるを示唆される。それにもかかわらず、子育て支援などの現物供給の方が効果的であると考えられている。さらに、Jaumotte（2003）は税制優遇のもたらす弊害を発見し、その原因が所得効果による可能性が高いと主張した。

59. 従って、公平性および公平性が児童貧困の減少に与える影響の方が、児童扶養手当のより有効な理由づけになるのであろう。実際に、日本で子供のいるひとり親家庭の相対貧困率はOECD諸国内で最も高く、割合においてはアメリカと比較して10%高かった(図24)。このようなことから、これらの手当を所得水準に条件を設けて配当することで、目標の改善を図る検討がなされるべきである。



V. 結論

60. 日本は、世界のどの国よりも急速に高齢化が進んでいる。そして、急速に進む高齢化社会がもたらすのは、先進経済諸国における大幅な労働力の落ち込みである。日本の潜在成長率が減少の一途をたどるのを阻止するためには、労働参加者を増やす新たな方法を見出すことである。本調査では、女性の労働参加率増加の可能性について探った。

61. 調査結果からは、人口推移が国内における労働参加率の時系列の変動と関連することが示唆された。しかし、近年においては各国間の相違を説明するうえで政策が非常に重要になりつつある。

62. より高い労働参加率を達成するために、日本がすべき事は2つある。第一に、日本はキャリアコースの女性雇用者数を増やす政策を検討すべきである。日本は、先進諸国の中で女性幹部数が圧倒的に少ない。手本となる女性の数を増やすことにより、労働市場への参加を好む女性が増えることだろう。第二に、日本は働く母親に対しより手厚い支援を行うべきである。保育所の改善や育児休暇制度の延長と組み合わせた、より柔軟な労働環境があれば、出産後に労働人口から外れる女性を減らす手助けとなる。

Box 1

ボックス1. オランダの非常勤労働の経済活動¹

オランダは、女性の労働参加率の大々的な改善に成功した。1970年代には、オランダ国内の女性の労働参加率は日本より大幅に低かったが、以後40年の間に極めてハイペースの増加をたどった。1995年にはオランダが日本を抜き、現在は北欧諸国と同レベルに追いつこうとしている。これを達成した主な要因の1つが、高い女性のパートタイム比率と教育レベルの向上、および十分な報酬を伴う育児休暇である。Kenjoh (2005)によると、パートタイム労働に容易に参入できることが、特にオランダで新たに母親になった女性の労働参加率を改善させたという。

オランダにおける女性のパートタイム比率は、OECD諸国内で最も高い。この女性のパートタイム比率は、歴史的に見ても高い割合を示しており（1983年に55%）、この種のパートタイム労働がオランダ社会に受け入れられ易いと考えられる（OECD 2004）。しかし、パートタイム労働の労働条件がフルタイムのそれと同等であることも、女性の労働参加率を急上昇させた要因であると言える。1980年代初期以降、政府、雇用主、労働組合間の交渉による調整が、フルタイムとパートタイム労働間の垣根を低くしてきた（Rasmussen, Lind, Visser 2004）。その結果、現在、例えばパートタイム雇用の平均時給はフルタイム雇用の時給に匹敵する。さらに、パートタイムであってもフルタイム雇用者と同等の社会保険および労働保護や規則が適用される。また、フルタイムからパートタイムへの移行も比較的容易に可能であるため、実際に高い頻度で行われている（OECD 2004）。

さらに、オランダは2000年に労働時間調整法を成立させた。この法令下では、現雇用主のもとで一年間の継続して勤務した従業員は全員、労働勤務時間を変更する権利が与えられる（Groenendijk 2005）。この法令により人々はより柔軟な働き方が可能となり、家事により多くの時間を費やすことができる。これにより、労働市場への女性参加がさらに奨励されると期待が寄せられている。

1) 年データは、人口および労働力に関しては1986年まで1月1日付として対応し、1987年以降は半年毎の評価である。

Figure 25. Female Labor Participation in Japan and the Netherlands (In percent)

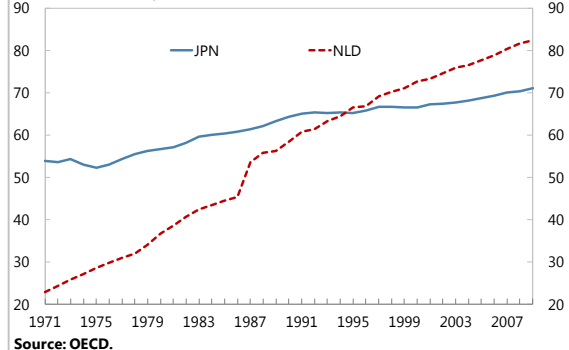
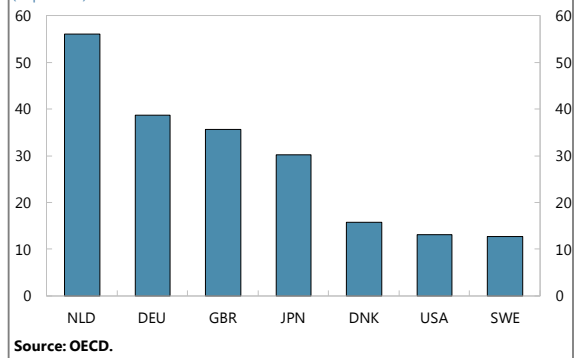


Figure 26. Female Part-time Employment (2010) (In percent)

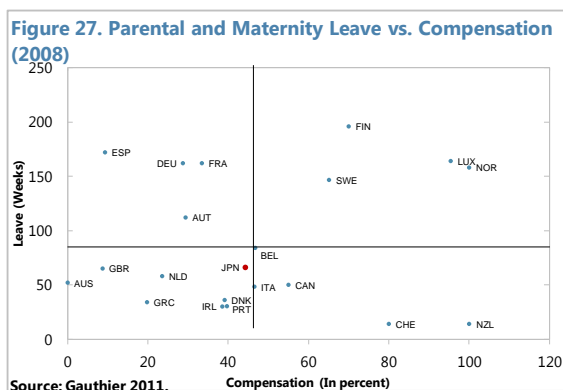


Box 2

ボックス2：ファミリーフレンドリーなスウェーデン

スウェーデンにおける女性の労働参加率の増加は、主に子供を持つ女性の労働環境の改善によって達成された。スウェーデンには、十分に発達した育児休暇制度、手厚い支援を受けている育児支援制度、および労働時間短縮に関する厳しい政策が存在する。これらの制度ゆえに、出産後の女性の社会復帰率は90%以上と、高い数値になっている（Pylkkanen 2003）。

スウェーデンにおける育児休暇は、期間および補填額の両者において恵まれている。スウェーデンは、1960年代に十分な報酬を伴う長期的な産休制度を制定し、1974年には産休が育児休暇に取って代わられた（Gauthier 2011, Gustafsson, Kenjoh, および Wetzels 2002）。現在、育児休暇は全ての親を対象とし、子供一人当たり最大 450 日まで給与補填を伴う休暇として取得可能である。共働き夫婦は、所得制限の下、360日にわたり以前の所得の80%までを取得可能としている。さらに、追加で90日分の保証水準の補填が取得可能である。休暇は子供が8歳になるまでの間、柔軟に取得することが可能である。さらに、同制度では両親が休暇を分かち合うことが許されているため、70%の父親が育児休暇を取得し、自宅で育児の支援を行っている。



育児サービスは主に政府によって提供され、その利用率は高い。スウェーデンで公共の育児サービス制度が拡大し始めたのは1960年代で、その後利用率は着々と上がっている（OECD 2001）。2000年には、1歳児から5歳児までの76%と6歳児から9歳児までの67%が公的な育児施設を利用している。育児サービスは政府から多額の助成金を受けているものの、1990年代以降にその利用料は値上がりした。その料金は、多くの場合子供の数や利用時間、および両親の所得に応じて決定される。

これらの家族政策に加え、法律ではさらに、休暇から復帰する際に休暇前と同等あるいはそれに匹敵するポジションを求めることのできる雇用も保証している。スウェーデンでは、新生児の親に対し18カ月にわたる雇用保証が存在する。さらに、両親は、子供の8歳の誕生日までは相応な給料減額のもとに勤務時間を短縮する法的資格を有している。

APPENDIX I. ADDITIONAL TABLES AND FIGURES

Table 5. Number of Observations in the Dataset (1960-2008)

Country	FLP	Marriage rate	Number of children per woman	Education	Wage gap	Family allowance	Leave	Child benefits	Part-time incidence	Childcare per child	Tax wedge
AUS	44	7	50	51	49	49	51	37	9	28	22
AUT	16	38	50	51	49	49	51	37	15	20	9
BEL	27	38	48	51	49	49	51	37	27	28	15
CAN	34	38	50	51	49	49	51	37	34	10	22
CHE	19	38	50	51	49	49	51	37	19	18	9
DEU	40	38	50	51	49	49	50	37	27	28	22
DNK	27	38	50	51	49	49	51	37	27	28	22
ESP	38	37	50	51	49	49	51	37	23	28	22
FIN	47	38	50	51	49	49	51	37	21	28	22
FRA	42	38	49	51	49	49	51	37	27	28	22
GBR	26	36	50	51	49	49	51	37	27	12	22
GRC	27	38	49	51	49	49	51	37	27	18	0
IRL	34	36	50	51	49	49	51	37	27	28	9
ITA	40	38	45	51	49	49	51	37	27	28	15
JPN	48	37	50	51	49	49	51	37	8	28	9
LUX	27	38	50	51	49	49	51	37	27	28	0
NLD	39	38	50	51	49	49	51	37	25	28	22
NOR	38	38	50	51	49	49	51	37	21	22	16
NZL	24	37	50	51	49	49	51	37	24	28	9
PRT	36	38	50	51	49	49	51	37	24	28	9
SWE	47	37	50	51	49	49	51	37	12	28	22
USA	50	38	50	51	49	49	51	37	31	16	22
Total	770	797	1091	1122	1078	1078	1121	814	509	536	342

Sources: OECD and Gauthier (2010 and 2011).

Table 6. Latest Data Available

Country	FLP (%)	Marriage rate (%)	Number of children per woman	Education (Year)	Wage gap (%)	Family Allowance (PPP-USD)	Leave (Week)	Child benefits (PPP-USD)	Part-time incidence (%)	Childcare per child (PPP-USD)	Tax wedge
AUS	75.41	5.40	0.57	12.30	5.10	3.70	52	47.07	18.28	2047	1.43
AUT	81.53	4.33	0.45	8.72	23.97	3.43	112	49.82	16.80	2844	0.82
BEL	78.99	4.28	0.52	10.45	14.86	2.71	84	81.17	17.43	4494	1.16
CAN	81.97	4.60	0.49	11.40	34.28	1.59	50	40.92	11.69	964	1.29
CHE	83.59	5.34	0.45	9.50	23.44	2.47	14	63.98	24.41	2267	1.08
DEU	80.51	4.48	0.41	11.84	23.70	3.40	162	90.30	20.97	2596	1.46
DNK	86.98	6.70	0.56	9.97	14.14	1.77	36	45.48	9.49	8572	1.61
ESP	74.73	4.61	0.43	9.90	22.98	0.59	172	21.50	9.87	2575	0.86
FIN	85.89	5.58	0.51	10.24	16.03	1.98	196	23.79	6.35	5274	0.44
FRA	83.25	4.21	0.56	9.91	14.79	1.59	162	34.36	11.67	5511	0.52
GBR	78.29	5.23	0.53	9.31	19.94	1.90	65	30.47	18.60	4910	1.26
GRC	69.45	5.16	0.43	9.90	18.03	0.30	34	45.70	7.45	613	
IRL	71.83	5.13	0.61	11.60	15.97	2.99	30	60.05	18.70	1304	3.07
ITA	65.24	4.21	0.43	8.78	18.02	3.54	48	39.73	15.12	3474	0.78
JPN	70.30	5.80	0.42	11.02	23.15	4.64	66	26.20	15.20	2151	0.88
LUX	72.93	4.10	0.54	9.67	27.10	4.80	164	115.52	13.62	4228	
NLD	81.61	4.49	0.53	10.81	17.83	1.86	58	37.01	28.92	7662	1.00
NOR	85.59	4.98	0.59	12.69	-6.93	1.98	158	34.90	13.28	6287	0.98
NZL	77.42	5.13	0.61	12.30	18.64	4.12	14	47.53	17.06	2689	1.01
PRT	82.95	4.37	0.45	7.27	30.91	0.92	30	29.44	5.53	1301	0.46
SWE	87.55	5.24	0.52	11.84	10.13	2.13	147	26.84	9.25	10334	0.60
USA	75.81	7.30	0.60	12.46	20.03	0.00	12	49.71	7.31	1668	1.94
OECD 22 Mean	78.72	5.03	0.51	10.54	18.46	2.38	84.82	47.34	14.41	3807.58	1.13
JPN / OECD 22 Mean ¹	-0.11	0.95	-1.34	0.34	0.54	1.69	-0.31	-0.91	0.13	-0.64	-0.42
G5 ² Mean	79.96	5.16	0.52	10.99	22.55	1.70	90.20	49.15	14.05	3129.95	1.29
JPN / G5 Mean ³	-3.26	0.51	-1.28	0.03	0.08	2.44	-0.35	-0.95	0.21	-0.49	-0.80

Sources: OECD and Gauthier.

1/ (Japan-OECD 20 Mean) / SD.

2/ G5: Canada, France, Germany, United Kingdom, United States.

3/ (Japan-G5 Mean) / SD.

Table 7. Correlation among All Variables

Level	FLP	Marriage rate	Log (Number of children per woman)	Log (Education)	Wage gap	Log (Family allowance)	Log (Leave)	Log (Child benefits)	Part-time incidence	Log (Childcare per child)	Log (Tax wedge)
FLP	1.00										
Marriage rate	-0.28	1.00									
Log (Number of children per woman)	-0.46	0.41	1.00								
Log (Education)	0.44	-0.03	-0.02	1.00							
Wage gap	-0.34	0.39	0.17	-0.20	1.00						
Log (Family allowance)	0.26	-0.47	-0.38	0.16	-0.25	1.00					
Log (Leave)	0.35	-0.53	-0.36	-0.04	-0.34	0.35	1.00				
Log (Child benefits)	0.05	-0.21	-0.19	0.12	-0.11	0.51	0.18	1.00			
Part-time incidence	0.19	-0.23	-0.01	0.32	-0.05	0.42	-0.18	0.20	1.00		
Log (Childcare per child)	0.65	-0.28	-0.18	0.27	-0.50	0.28	0.39	0.17	0.09	1.00	
Log (Tax wedge)	0.08	0.32	0.22	0.56	0.16	0.00	-0.57	0.45	0.27	-0.03	1.00
Three-year Chnage	FLP-DLP	Marriage rate	Log (Number of children per woman)	Log (Education)	Wage gap	Log (Family allowance)	Log (Leave)	Log (Child benefits)	Part-time incidence	Log (Childcare per child)	Log (Tax wedge)
FLP-DLP	1.00										
Marriage rate	-0.12	1.00									
Log (Number of children per woman)	-0.27	-0.07	1.00								
Log (Education)	0.23	0.03	-0.08	1.00							
Wage gap	0.11	-0.10	-0.10	-0.05	1.00						
Log (Family allowance)	-0.05	0.01	0.05	-0.09	0.04	1.00					
Log (Leave)	-0.02	-0.11	-0.03	0.00	-0.02	-0.03	1.00				
Log (Child benefits)	-0.10	0.05	0.08	-0.02	0.04	0.37	-0.09	1.00			
Part-time incidence	0.42	-0.17	-0.03	0.22	0.25	0.07	-0.03	0.02	1.00		
Log (Childcare per child)	0.00	0.02	-0.02	-0.01	0.03	0.05	0.09	0.17	0.01	1.00	
Log (Tax wedge)	0.11	0.08	-0.13	0.10	-0.02	0.19	-0.14	0.70	0.07	0.13	1.00
Ten-year Average	FLP-DLP	Marriage rate	Log (Number of children per woman)	Log (Education)	Wage gap	Log (Family allowance)	Log (Leave)	Log (Child benefits)	Part-time incidence	Log (Childcare per child)	Log (Tax wedge)
FLP-DLP	1.00										
Marriage rate	-0.39	1.00									
Log (Number of children per woman)	-0.58	0.53	1.00								
Log (Education)	0.46	-0.23	-0.22	1.00							
Wage gap	-0.44	0.45	0.35	-0.18	1.00						
Log (Family allowance)	0.24	-0.35	-0.12	-0.20	-0.21	1.00					
Log (Leave)	0.37	-0.69	-0.64	0.03	-0.35	0.27	1.00				
Log (Child benefits)	-0.03	-0.08	-0.02	0.00	-0.10	0.42	-0.07	1.00			
Part-time incidence	0.22	-0.21	-0.09	0.37	-0.08	0.47	-0.07	0.15	1.00		
Log (Childcare per child)	0.58	-0.53	-0.45	0.34	-0.36	0.52	0.51	0.36	0.26	1.00	
Log (Tax wedge)	0.12	0.31	0.18	0.56	0.12	0.07	-0.51	0.43	0.43	0.05	1.00

Source: Fund staff calculations

Table 8. Gap between FLP and MLP, and Demographic and Policy Variables

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
	Three-year Change of the Gap between FLP and MLP														
Log (Number of children per woman)	-16.345*** [6.017]	-16.533*** [6.197]	-15.625*** [5.748]	-16.103*** [6.106]	-21.012*** [5.896]	-26.522*** [6.458]	-19.142* [10.527]	-20.356** [8.365]	-38.652*** [7.457]	-15.345*** [5.787]	-19.491*** [5.856]	-23.826*** [5.980]	-16.048 [9.896]	-16.738 [10.865]	-22.404** [10.067]
Log (Education)	10.765*** [3.428]	10.826*** [3.523]	13.568*** [3.407]	10.076*** [3.489]	9.015*** [2.665]	1.325 [3.049]	10.224** [4.131]	7.828* [4.031]	-33.559** [13.270]	13.014*** [3.443]	11.850*** [2.906]	4.590* [2.550]	12.291*** [4.112]	10.420** [4.581]	-6.162 [28.014]
Wage gap		-0.027 [0.049]													
Log (Family allowance)			3.995 [2.617]							4.240 [2.591]	5.061** [2.438]	10.134*** [3.417]	9.715*** [3.435]	10.889*** [3.778]	5.440 [9.612]
Log (Family allowance)			-1.829 [1.180]							-1.974* [1.159]	-2.314** [1.100]	-4.348*** [1.635]	-3.980** [1.699]	-4.437** [1.748]	-2.511 [4.748]
* Log (Education)										-0.948*** [0.335]	-0.726** [0.357]	-1.016** [0.405]	-1.096** [0.431]	-1.726*** [0.616]	-1.682 [0.989]
Log (Leave)										0.158** [0.073]	0.137* [0.070]	0.228*** [0.078]	0.245*** [0.085]	0.318* [0.111]	0.318* [0.163]
Squared Log (Leave)															
Log (Child benefits)					-0.224 [0.399]										
Log (Child benefits)															
Part-time Incidence						0.649*** [0.107]	-0.034 [0.291]								
Log (Childcare per child)															
Log (Tax wedge)								-0.020 [0.192]							
Log (Tax wedge) * Log (Education)									-20.821*** [7.127]						
Log (Tax wedge) * Log (Education)										9.056*** [2.998]					
Observations	229	229	229	229	214	146	124	141	90	229	214	146	124	90	52
F-test (Number of children per woman)	217.76	215.64	176.45	223.38	230.31	40.49	12.61	105.87	16.19	186.84	217.80	51.14	18.40	17.97	7.57
F-test (Part-time incidence)							24.64						26.86	13.24	6.16

Clustered standard errors in brackets

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Note: We introduced structural break terms for Germany (1991), Ireland (1985), Japan (1968), Netherlands (1987), and Portugal (1978) due to structural breaks. Number of children per woman is instrumented in all columns, and part-time incidence is instrumented in column 7, 13, 14, and 15.

Source: Fund staff calculations

Table 9. Gap between FLP and MLP, and Demographic and Policy Variables including Marriage Rate

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
	Three-year Change of the Gap between FLP and MLP												
Marriage rate	-0.594*	-0.598*	-0.604*	-0.574*	-0.596*	-1.025*	-0.940**	-1.817***	-0.583*	-0.573*	-1.262**	-1.211**	-2.097***
	[0.338]	[0.337]	[0.345]	[0.328]	[0.339]	[0.554]	[0.421]	[0.459]	[0.335]	[0.338]	[0.540]	[0.571]	[0.639]
Log (Number of children per woman)	-24.070***	-24.004***	-23.321***	-23.574***	-24.084***	-24.939**	-21.625***	-43.245***	-22.765***	-22.554***	-20.993**	-18.265*	-27.323**
	[6.409]	[6.443]	[6.222]	[6.506]	[6.393]	[10.967]	[8.347]	[7.894]	[6.283]	[6.327]	[10.059]	[10.885]	[11.801]
Log (Education)	6.549**	6.484**	9.340***	6.165**	6.573**	7.307*	9.344**	-50.175***	9.108***	9.251***	10.891**	11.443**	-11.774
	[3.032]	[3.085]	[2.959]	[3.009]	[2.936]	[3.734]	[3.857]	[15.709]	[2.868]	[2.961]	[4.731]	[5.169]	[34.676]
Wage gap		0.012											
		[0.044]											
Log (Family allowance)			3.925*						4.197*	4.582*	12.753***	11.912***	1.056
			[2.355]						[2.351]	[2.434]	[4.306]	[4.527]	[11.812]
Log (Family allowance)			-1.819*						-1.964*	-2.108*	-5.508***	-4.996**	-0.212
* Log (Education)			[1.066]						[1.066]	[1.085]	[2.126]	[2.256]	[5.875]
Log (Leave)				-0.596					-0.629	-0.718*	-1.620***	-1.913***	-1.971**
				[0.402]					[0.401]	[0.425]	[0.464]	[0.648]	[0.936]
Squared Log (Leave)				0.115					0.121	0.132*	0.355***	0.386***	0.344*
				[0.081]					[0.079]	[0.076]	[0.096]	[0.122]	[0.196]
Log (Child benefits)					0.057					-0.312	-0.264	-0.245	-2.345
					[0.544]					[0.611]	[0.446]	[0.538]	[2.052]
Part-time Incidence						-0.083					-0.012	0.001	-0.139
						[0.281]					[0.264]	[0.266]	[0.335]
Log (Childcare per child)							0.007					-0.149	-0.077
							[0.165]					[0.147]	[0.179]
Log (Tax wedge)								-29.967***					-11.301
								[8.174]					[19.274]
Log (Tax wedge) * Log (Education)								13.276***					5.762
								[3.507]					[8.845]
Observations	184	184	184	184	184	103	135	85	184	184	103	90	52
F-test (Number of children per woman)	193.26	190.69	156.75	198.18	184.53	10.11	93.08	12.54	165.06	172.98	15.44	18.09	7.12
F-test (Part-time incidence)						14.94					14.75	12.14	7.08

Clustered standard errors in brackets

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Note: We introduced structural break terms for Germany (1991), Ireland (1985), Japan (1988), Netherlands (1987), and Portugal (1978) due to structural breaks. Number of children per woman is instrumented in all columns, and part-time incidence is instrumented in column 6, 11, 12, and 13.

Source: Fund staff calculations

Table 10. Regression of FLP on Demographic and Policy Variables

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
							FLP						
Log (Number of children per woman)	-16.740*** [5.794]	-16.734*** [5.822]	-16.346*** [5.717]	-16.940*** [5.821]	-20.372*** [6.156]	-18.738*** [6.697]	-20.017** [8.681]	-36.446*** [7.715]	-16.536*** [5.736]	-19.758*** [6.131]	-17.515*** [6.613]	-17.081** [7.264]	-22.533** [11.490]
Log (Education)	7.728* [4.280]	7.725* [4.315]	9.664** [4.123]	7.079* [4.245]	6.123 [3.753]	-0.940 [4.381]	4.842 [5.006]	-27.679** [12.367]	9.082** [4.074]	8.047** [3.680]	2.616 [3.991]	1.063 [4.776]	22.419 [22.504]
Wage gap		0.001 [0.049]											
Log (Family allowance)			2.903 [2.702]						3.068 [2.683]	4.064 [2.628]	10.073*** [2.814]	10.664*** [3.302]	-0.531 [6.361]
Log (Family allowance) * Log (Education)			-1.450 [1.218]						-1.549 [1.200]	-1.969* [1.167]	-4.573*** [1.416]	-4.543*** [1.572]	0.762 [3.204]
Log (Leave)				-0.774*** [0.289]					-0.802*** [0.273]	-0.819*** [0.305]	-0.581 [0.354]	-0.083 [0.513]	-0.764 [0.743]
Squared Log (Leave)				0.126* [0.072]					0.132* [0.070]	0.136* [0.072]	0.088 [0.081]	0.039 [0.090]	0.113 [0.089]
Log (Child benefits)					-0.330 [0.383]					-0.550 [0.422]	-0.234 [0.376]	0.604 [0.558]	-0.889 [2.036]
Parttime incidence						0.576*** [0.162]					0.594*** [0.159]	0.632*** [0.146]	0.537*** [0.120]
Log (Childcare per child)							-0.035 [0.176]					-0.107 [0.129]	-0.039 [0.134]
Log (Tax wedge)								-16.028** [7.149]					13.847 [13.247]
Log (Tax wedge) * Log (Education)								6.778** [3.059]					-5.867 [5.756]
Observations	225	225	225	225	211	141	138	88	225	211	141	103	58

Clustered standard errors in brackets

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Source: Fund staff calculations

Table 11. Effects on FLP by One S.D. Change of Ten-year Average Variables

	Marginal Effect	Mean	S.D.	Effect by one S.D. Change (In percentage point)
Marriage rate	-4.55	6.08	1.33	-6.06
Log (Number of children per woman)	-43.85	4.16	0.23	-10.11
Log (Education)	27.86	2.12	0.32	8.83
Wage gap	-0.79	27.03	9.59	-7.57
Log (Family allowance)	7.28	1.20	0.60	4.40
Log (Leave)	3.90	3.86	1.54	6.01
Log (Child benefits)	-1.04	4.20	0.52	-0.54
Part-time incidence	0.52	13.00	5.54	2.87
Log (Childcare per child)	4.90	6.93	1.56	7.62
Log (Tax wedge)	4.03	4.68	0.35	1.40

Source: Fund staff calculations

Figure 28. Scatter Plots of Each Variable in Levels

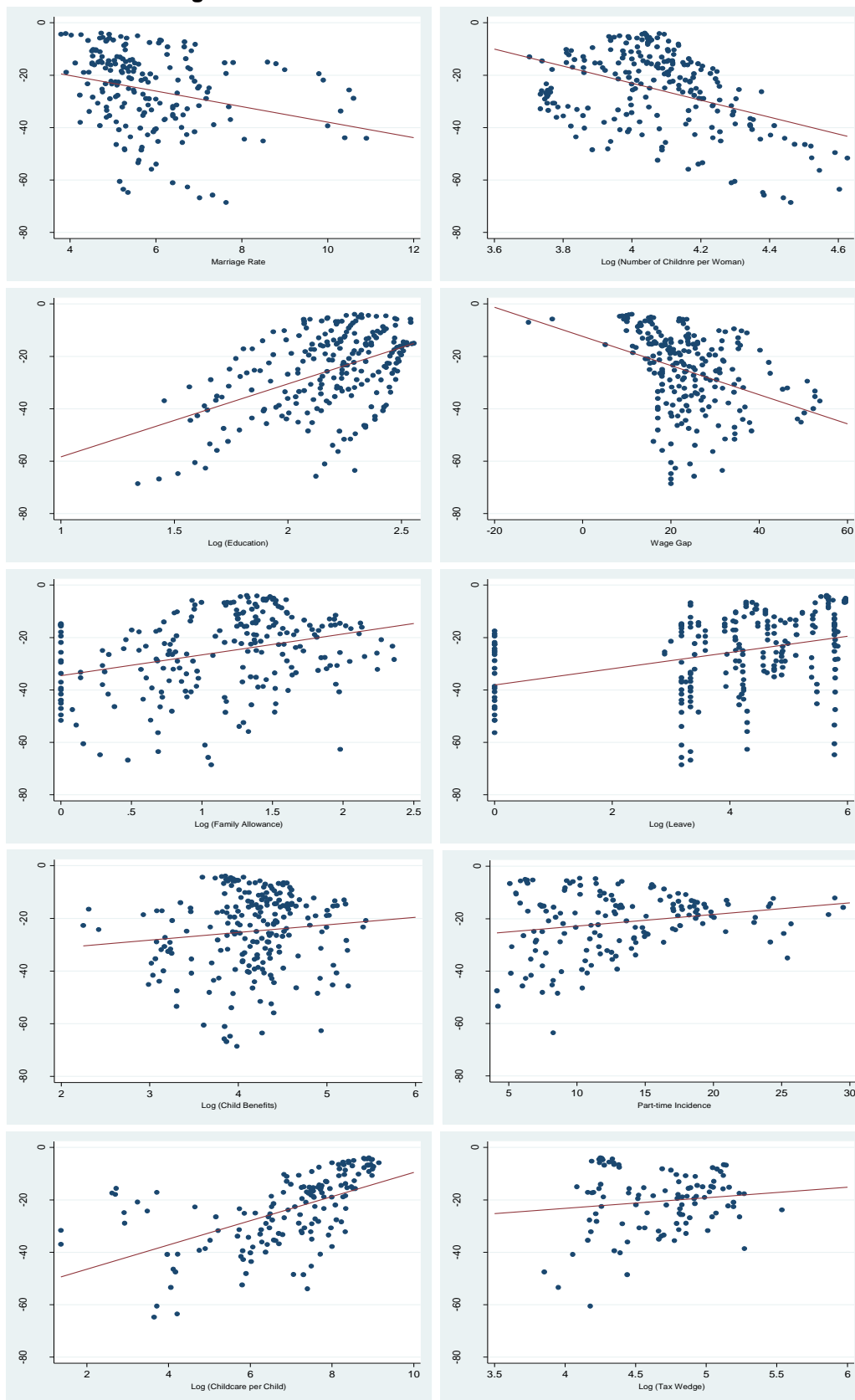


Figure 29. Scatter Plots of Each Variable in Changes

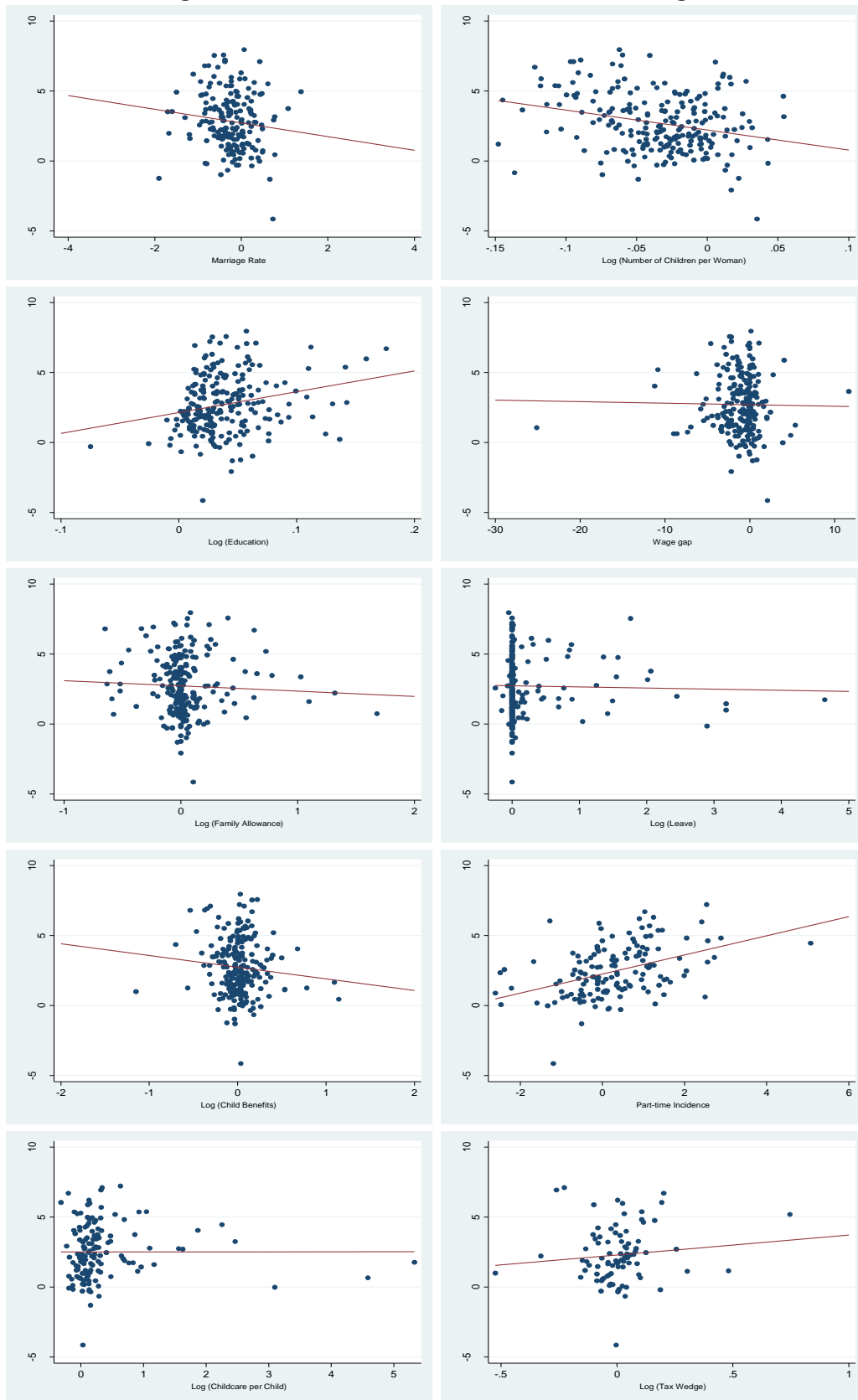


Figure 30. Scatter Plots of Each Ten-year Men Variable at Level

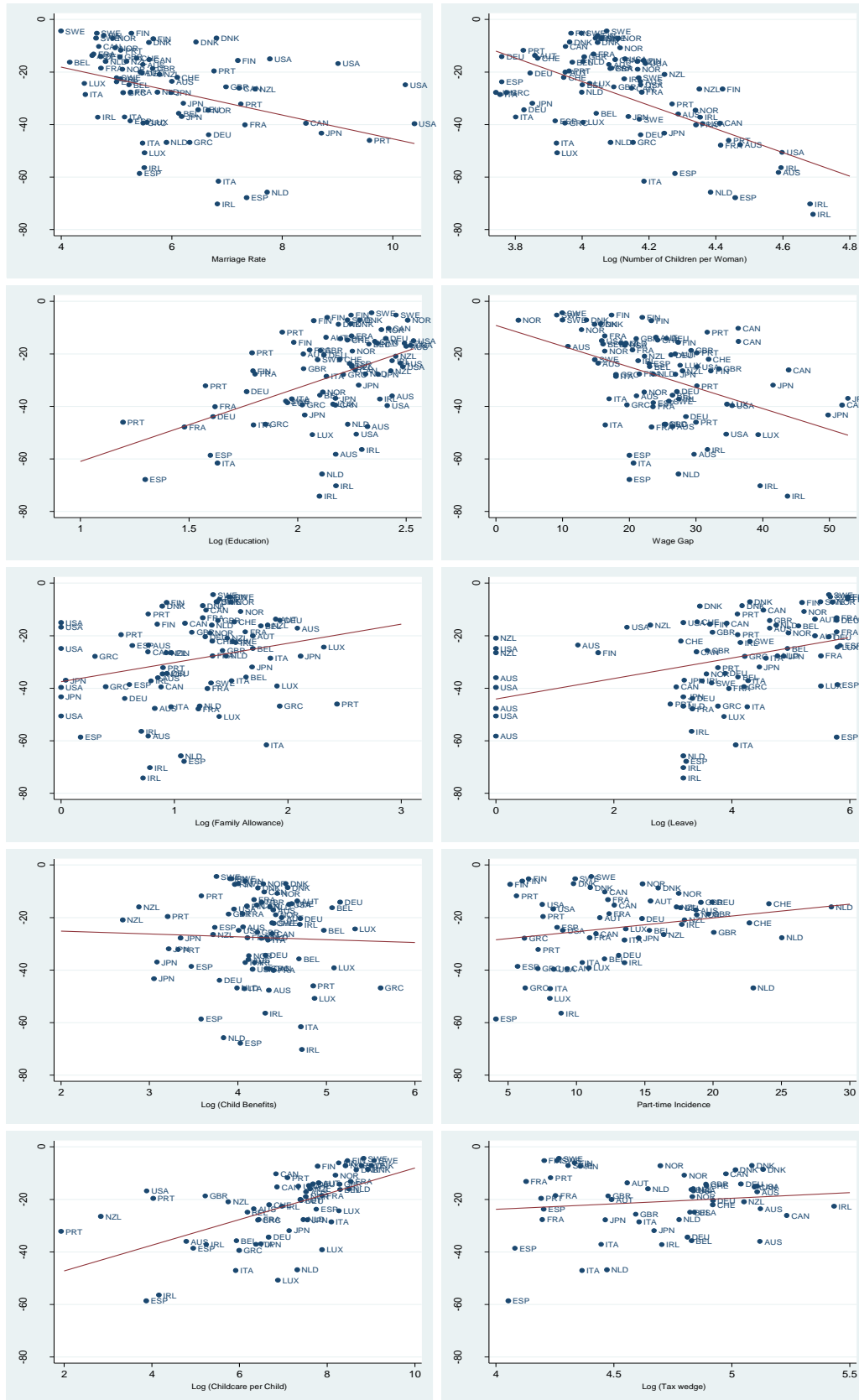


Figure 31. Within Variable Explanation

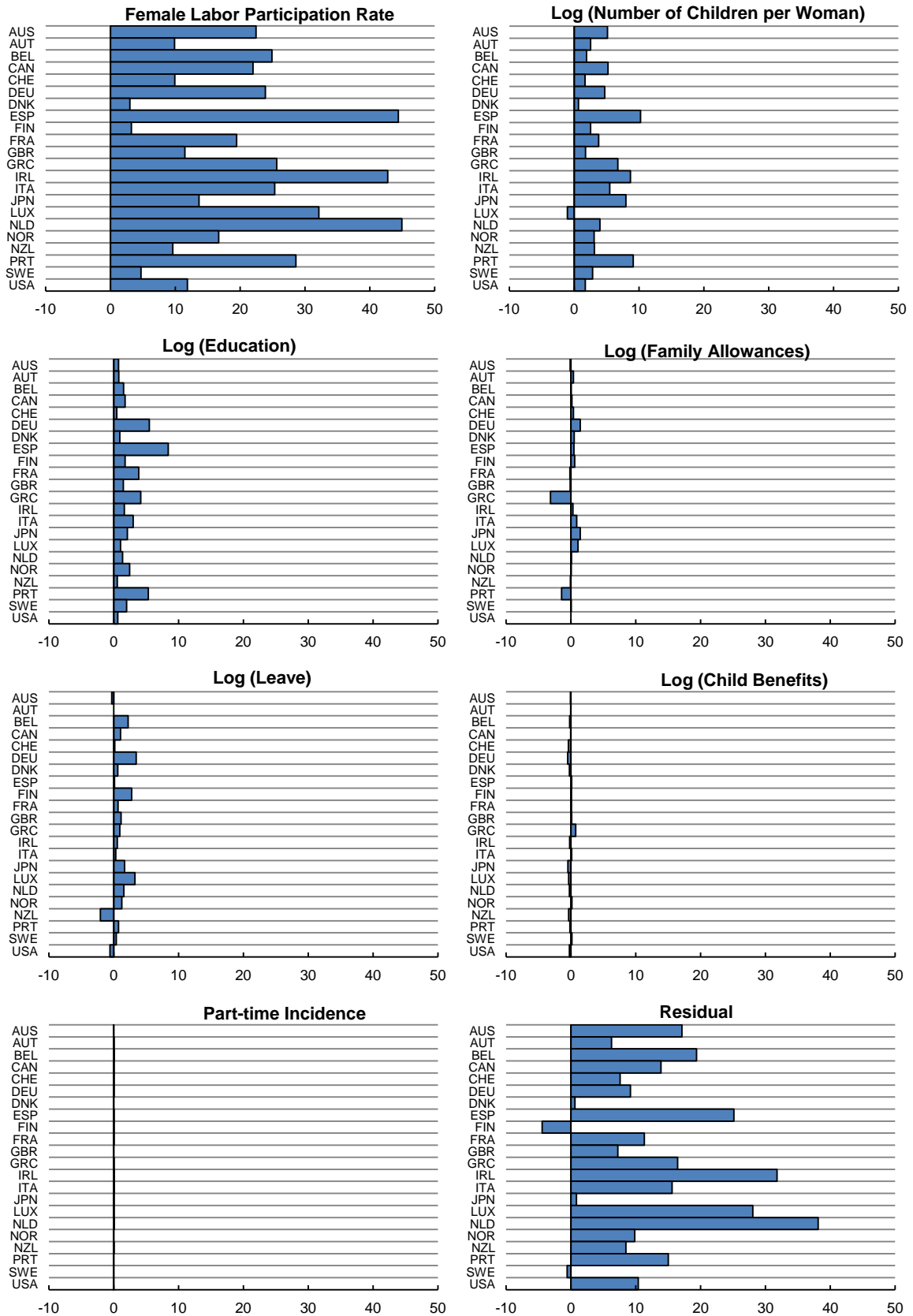


Figure 32. Cross Section Explanation

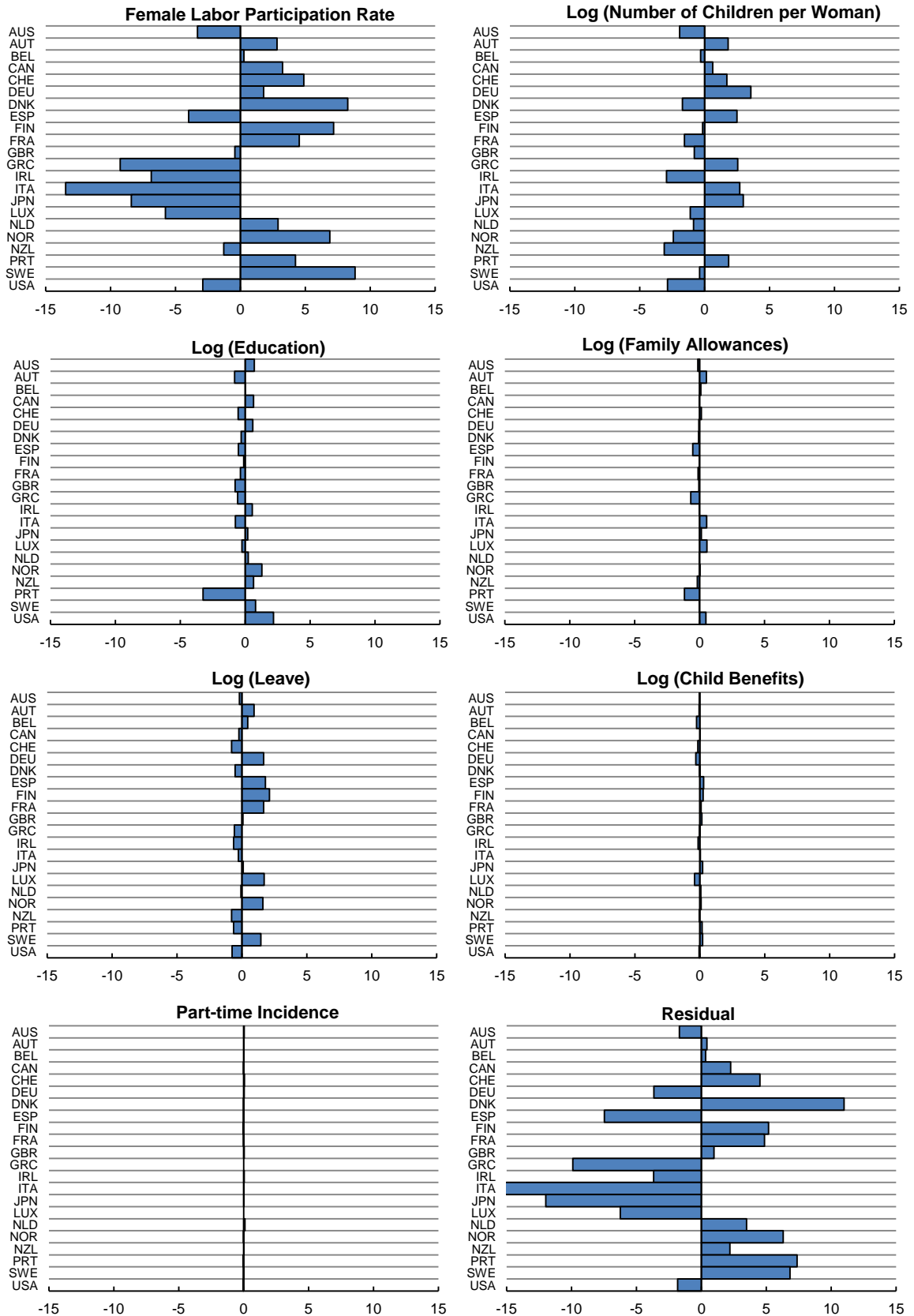
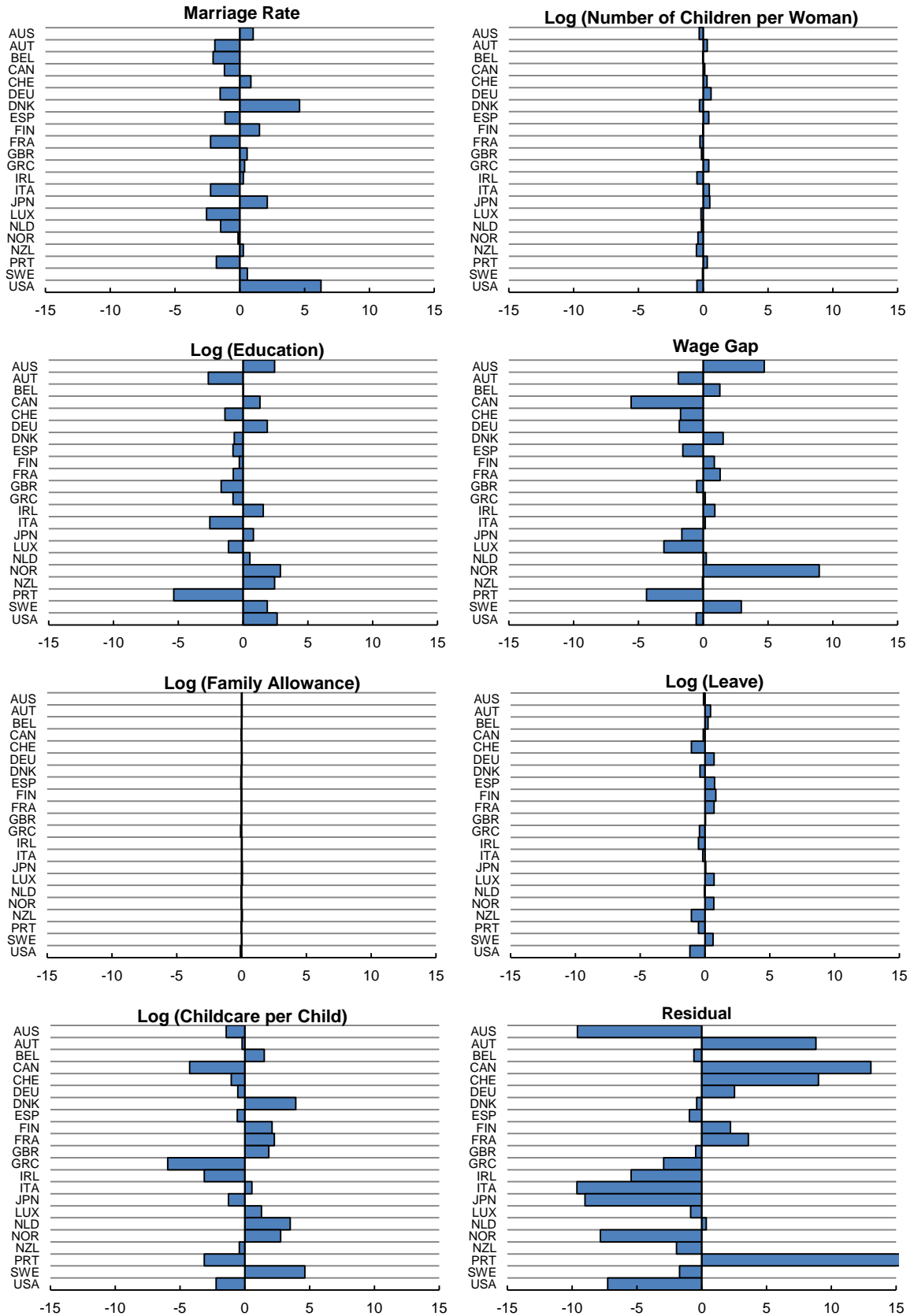


Figure 33. Cross-Section Explanation Using Ten-Year Average



APPENDIX II. DEFINITION AND SOURCES OF DATA

1. Dependent Variable

Total female prime-age labor force participation rates:

- Definition: Sum of unemployed and employed female workers as a share of the female labor force ages 25–54, in percent (0–100).

$$FLP = \frac{\text{Unemployed Female Workers Ages 25 to 54} + \text{Employed Female Workers Ages 25 to 54}}{\text{Female Labor Force Ages 25 to 54}} \times 100$$

- Available Period: 1960–2008.
- Source: Organization for Economic Cooperation and Development, *Database on Labour Force Statistics*.

2. Demographic Variables

Crude marriage rate:

- Definition: Annual number of new marriages divided by population, in thousands.

$$\text{Marriage Rate} = \frac{\text{Newly Married Population}}{\text{Total Population}} \times 1,000$$

- Available Period: 1970–2007.
- Source: Organization for Economic Cooperation and Development, *Society at a Glance, 2009*.

Number of Children per Woman:

- Definition: Total population ages 0–14 divided by female population ages 15–64.

$$\text{Log (Number of Children per Woman)} = \text{Log} \left(\frac{\text{Child Population Ages 0 to 14}}{\text{Female Population Ages 15 to 64}} \right)$$

- Available Period: 1960–2008.
- Source: Organization for Economic Cooperation and Development, *Annual Labour Force Statistics*.
- Data adjustments: Some countries have a value of less than 1, so when transformed to a logarithmic scale, each value is multiplied by 100.

Female education:

- Definition: Average years of education of female population over age 25.

- Available Period: 1960–2008.
- Source: Barro and Lee (2010), *Educational Attainment Dataset*.
- Data adjustments: Missing observations are obtained by linear interpolation when possible.

3. Policy Variables

Gender wage gap:

- Definition: Hourly wage gap in manufacturing between male and female workers in percentage of male wage.

$$\text{Gender Wage Gap} = \frac{\text{Male Hourly Wage} - \text{Female Hourly Wage}}{\text{Male Hourly Wage}} \times 100$$

- Available Period: 1960–2008.
- Source: Gauthier (2010), *Comparative Family Benefits Database, 1960–2008*.

Family allowances:

- Definition: Monthly family allowances for children (assuming a two-child family) in purchasing-power-parity-adjusted U.S. dollars.
- Available Period: 1960–2008.
- Source: Gauthier (2010), *Comparative Family Benefits Database, 1960–2008*.
- Data adjustments: Some countries have a value of zero, so when changed into a logarithmic scale, each value is transformed as follows:

$$\text{Log (Family Allowance)} = \text{Log (Family Allowance} + (\text{Family Allowance}^2 + 1)^{0.5})$$

Number of parental leave weeks:

- Definition: Maximum number of weeks a mother may take after the birth of a first child as maternity leave, parental leave, and child care leave.

$$\text{Leave} = \text{Maternity Leave} + \text{Parental Leave} + \text{Child Care Leave}$$

- Available Period: 1960–2008.
- Source: Gauthier (2011), *Comparative Family Benefits Database, 1960–2008*.
- Data adjustments: Some countries have a value of zero, so when changed into a logarithmic scale, each value is transformed as follows:

$$\text{Log (Leave)} = \text{Log (Leave} + (\text{Leave}^2 + 1)^{0.5})$$

Child benefits:

- Definition: Child benefits were calculated by subtracting the disposable income (after taxes and transfers) of a one-earner, two-parent, two-child family from that of a comparable childless single earner, converted to purchasing-power-parity-adjusted U.S. dollars.
- Available Period: 1972–2008.
- Source: Gauthier (2010), *Comparative Family Benefits Database, 1960–2008*.
- Data adjustments: Some countries have a value of zero, so when changed into a logarithmic scale, each value is transformed as follows:

$$\text{Log (Child Benefits)} = \text{Log (Child Benefits} + (\text{Child Benefit}^2 + 1)^{0.5})$$

Part-time incidence:

- Definition: Part-time employment as a share of prime-age employment (25–54), in percent (0–100). Part-time employment is based on the Organization for Economic Cooperation and Development typical 30-hour minimum for full-time work.

$$\text{Part-Time Incidence} = \frac{\text{Part-Time Employment}}{\text{Total Employment}} \times 100$$

- Available Period: 1976–2008.
- Source: Organization for Economic Cooperation and Development, *Database on Labour Force Statistics*.

Public expenditures on child care:

- Definition: Public spending on formal child care in purchasing-power-parity-adjusted U.S. dollars is divided by the child population ages 0 to 4.

$$\text{Log (Child Care per Child)} = \text{Log} \left(\frac{\text{Total Public Spending on Formal Child Care}}{\text{Population Ages 0 to 4}} \right)$$

- Available Period: 1980–2007.
- Source: The main data sources for formal child care spending are the Organization for Economic Cooperation and Development, *Social Expenditures Database*. The population of children ages 0–4 is from the OECD *Statistical Profiles 2010*.

Relative marginal tax rates on second earners:

- Definition: Ratio of the marginal tax rate on the second earner to the tax wedge for a single-earner couple with two children earning 100 percent of average production worker (APW)

earnings. The marginal tax rate on the second earner is in turn defined as the share of the wife's earnings that goes into paying additional household taxes.

Log (Tax second earner)

$$= \text{Log} \left(1 - \frac{(\text{Household Net Income})_B - (\text{Household Net Income})_A}{(\text{Household Gross Income})_B - (\text{Household Gross Income})_A} \right)$$

where *A* denotes a situation in which the wife does not earn any income and *B* denotes a situation in which the wife's gross earnings are *X*% of APW earnings. Two different tax rates are calculated, depending on whether the wife is assumed to work full-time (*X* = 67 percent) or part-time (*X* = 33 percent). In all cases it is assumed that the husband earns 100 percent of APW earnings and that the couple has two children. The difference between gross and net income includes income taxes, an employee's social security contribution, and universal cash benefits.

- Available Period: 1982–2003.
- Source: *Bassanini and Duval (2006)*.
- Data adjustments: Some countries have a value of less than 1, so when transformed to a logarithmic scale, each value is multiplied by 100.

**APPENDIX III. CALCULATION OF CONTRIBUTIONS OF THE EXPLANATORY
VARIABLES TO FEMALE LABOR PARTICIPATION**

1. Within-Variable Explanation

The contribution of the explanatory variables to female labor force participation in the case of within-variable comparison is calculated as the difference between the values at two time periods in the country (Table 4) multiplied by the marginal effect of the variable as follows:

First, marginal effects are obtained by

$$\text{Marginal Effect} = \frac{\partial(\Delta flp_{it} - \Delta mlp_{it})}{\partial x_i^j}$$

Next, one of three types of formulas is used, depending on the function of the variable:

(a) Variable has a solo term

$$\text{Contribution of Variable } j = \beta^j (x_{it}^j - x_{it-h}^j)$$

(b) Variable has an interaction term

$$\text{Contribution of Variable } j = (\beta^j + \beta^{jk} \bar{x}_i^k) (x_{it}^j - x_{it-h}^j)$$

(c) Variable has a square term

$$\text{Contribution of Variable } j = (\beta^j + 2\beta^{jj} \bar{x}_i^j) (x_{it}^j - x_{it-h}^j)$$

where

$\beta^j = \text{Coefficient of Variable } j$

$\beta^{jk} = \text{Coefficient of the Interaction of Variables } j \text{ and } k$

$\beta^{jj} = \text{Coefficient of the square term of Variable } j$

$x_{it}^j, x_{it-h}^j = \text{Values of Variable } j \text{ of Country } i \text{ at Times } t \text{ and } t - h$

$\bar{x}_i^j, \bar{x}_i^k = \text{Mean of Variables } j \text{ and } k \text{ of Country } i$

Time Range for Within Variable Explanation											
Country	AUS	AUT	BEL	CAN	CHE	DEU	DNK	ESP	FIN	FRA	GBR
Year	80-08	94-08	83-07	80-08	91-08	80-08	83-08	80-08	80-08	80-08	84-08
Country	GRC	IRL	ITA	JPN	LUX	NLD	NOR	NZL	PRT	SWE	USA
Year	83-08	81-08	80-08	80-08	83-08	80-08	80-08	86-08	80-08	80-08	80-08

2. Cross-Section Explanation

Contribution of the explanatory variables to female labor force participation in the case of cross-section comparison is calculated as the difference between the value of the mean and of each country at one period multiplied by the marginal effect of the variable as follows:

First, marginal effects are obtained by

$$\text{Marginal Effect} = \frac{\partial(\Delta flp_{it} - \Delta mlp_{it})}{\partial x_{it}^j}$$

Next, one of three types of formulas is used, depending on the function of the variable:

(a) Variable has a solo term

$$\text{Contribution of Variable } j = \beta^j (x_{it}^j - \bar{x}_t^j)$$

(b) Variable has an interaction term

$$\text{Contribution of Variable } j = (\beta^j + \beta^{jk} x_{it}^k) (x_{it}^j - \bar{x}_t^j)$$

(c) Variable has a square term

$$\text{Contribution of Variable } j = (\beta^j + 2\beta^{jj} x_{it}^j) (x_{it}^j - \bar{x}_t^j)$$

where

$$\beta^j = \text{Coefficient of Variable } j$$

$$\beta^{jk} = \text{Coefficient of the Interaction of Variables } j \text{ and } k$$

$$\beta^{jj} = \text{Coefficient of the square term of Variable } j$$

$$x_{it}^j, x_{it}^k = \text{Variables } j \text{ and } k \text{ of Country } i \text{ at Time } t$$

$$\bar{x}_t^j = \text{Mean of Variables } j \text{ and } k \text{ at time } t$$

Female and male labor participation rates are from 2008, and the values of the explanatory variables are from the latest data available for each country.

REFERENCES

- Abe, Masahiro, 2005, "Employment and Wage Gap between Male and Female Workers," *The Japanese Journal of Labor Studies*, Vol. 538, pp. 15–31.
- Barro, Robert, and Jong-Wha Lee, 2010, "Educational Attainment Dataset," Korea University.
- Bassanini, Andrea, and R Duval, 2006, "Employment Patterns in OECD Countries: Reassessing the Role of Policies and Institutions," OECD Social, Employment and Migration Working Papers, No. 35, OECD Publishing.
- The Economist*, 2010 (November 20), "Into the Unknown: A Special Report on Japan," pp. 1–16.
- Gauthier, Anne H., 2010, "Comparative Family Cash Benefits Database," University of Calgary.
- Gauthier, Anne H., 2011, "Comparative Maternity, Parental, and Childcare Leave and Benefits Database," University of Calgary.
- Groenendijk, Hanne, 2005, "Leave Policies and Research: The Netherlands," in Fred Deven, and Peter Moss, eds., *Leave Policies and Research: Review and Country Notes*, (Brussels: CBGS), pp. 174–183.
- Gustafsson, S. S., E. Kenjoh, and C.M. Wetzels, 2002, "Postponement of Maternity and the Duration of Time Spent at Home after First Birth: Panel Data Analyses Comparing Germany, Great Britain, the Netherlands and Sweden," OECD Labour Market and Social Policy Occasional Papers, No. 59.
- Higuchi, Yoshio, 2001, "Women's Employment in Japan and the Timing of Marriage and Childbirth," *The Japanese Economic Review*, Vol. 52, No. 2, pp.156–84.
- Institute for Research on Household Economics, 1993–2007, "Japanese Panel Survey of Consumers."
- Ishizuka, Hiromi, 2003, "Empirical Study on the Relationship between Women's Choice to Work and the Institution: The Impact of "A Barrier to Full-time Female Employment," *Journal of Household Economic Studies*, No. 59, pp.54–75.
- Jaumotte, Florence, 2003, "Female Labour Force Participation: Past Trends and Main Determinant in OECD Countries," OECD Economics Department Working Papers, No. 376, OECD Publishing.
- Kawaguchi, Daiji, 2007, "A Market Test of Sex Discrimination: Evidence from Japanese Firm-Level Panel Data," *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 25, No. 3, pp. 441–60.
- Kawaguchi, Daiji, and Ken Yamada, 2006, "The Impact of the Minimum Wage on Female Employment in Japan," *Contemporary Economic Policy*, Vol. 25, No. 1, pp. 107–18.

- Kenjoh, Eiko, 2005, "New Mothers' Employment and Public Policy in the U.K., Germany, the Netherlands, Sweden, and Japan," *Labour*, 19(s1), pp. 5–49.
- Matsui, Kathy, 2010, "Womenomics 3.0: The Time is Now," *Goldman Sachs Research Report*.
- Murakami, Akane, 2007, "Working Hours, Way of Work, and Way of Life of Married Women" *Journal of Household Economic Studies*, No. 76, pp.14–25.
- Murakami, Akane, 2008, "Has Women's Way of Work Changed?" *Journal of Household Economic Studies*, No. 80, pp. 31–38.
- Nawata, Kazumitsu and Masako Ii, 2004, "Estimation of the Labor Participation and Wage Equation Model of Japanese Married Women by the Simultaneous Maximum Likelihood Method," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 18, No. 3, pp. 301–315.
- Nikkei, Nikkei, 2011, "Potential Number Waiting to Enter Daycare Centers is Estimated to be as Much as 800 Thousand (潜在待機児童数、80万人見通しも)," Mar. 30 (Evening).
- Oishi, Akiko, 2011, "Evaluation and Outlook for the Childcare Leave," *Report on the Research about the Safety Net for the Households with Children*, pp. 27–76.
- Organization for Economic Cooperation and Development (OECD), 2001, "Chapter 4. Balancing Work and Family Life: Helping Parents into Paid Employment," *OECD Employment Outlook 2001*, pp. 129-166.
- , 2004, "Increasing Labour Force Participation," *OECD Economic Surveys: Netherlands*, pp. 83–119.
- Pylkkänen, E., and N. Smith, 2003, "Career Interruptions Due to Parental Leave: A Comparative Study of Denmark and Sweden," OECD Social, Employment and Migration Working Papers, No. 1.
- Rasmussen, E., J. Lind, and J. Visser, 2004, "Divergence in Part-Time Work in New Zealand, the Netherlands and Denmark," *British Journal of Industrial Relations*, Vol. 41, No. 4, pp. 637–58.
- Sakamoto, Kazuyasu, 2008, "Wives' Employment and Time and Income Allocation between Husbands and Wives: Cross-country Comparison Using Panel Data" *Journal of Household Economic Studies*, No. 77, pp. 39–51.
- Sasaki, Masaru, 2002, "The Casual Effect of Family Structure on Labor Force Participation among Japanese Married Women," *Journal of Human Resources*, Vol. 37, No. 2, pp. 429–440.
- Shigeno, Yukikon and Yasushi Ohkusa, 1998, "The Impact of Parental Leaves on Women's Marriage and Employment Continuity," *The Japanese Journal of Labor Studies*, Vol. 459.

- Suruga Terukazu, and Kenka Cho, 2003, "The Impact of Parental Leaves on Women's Childbirth and Employment Continuity: Panel Data Analysis" *Journal of Household Economic Studies*, No. 59, pp. 56–63.
- Ueda, Atsuko, 2007, "A Dynamic Decision Model of Marriage, Childbearing, and Labour Force Participation of Women in Japan," *The Japanese Economic Review*, 58(4), pp. 443–465.
- Waldfogel, Jane, Yoshio Higuchi, and Masahiro Abe, 1999, "Family Leave Policies and Women's Retention after Childbirth: Evidence from the United States, Britain, and Japan," *Journal of Population Economics*, Vol. 12, No. 4, pp. 523–545.
- Yamaguchi, Kazuo, 2008, "The Way to Resolve the Wage Gap between Male and Female Workers: Theoretical and Empirical Evidence of Irrationality of Statistical Discrimination," *The Japanese Journal of Labor Studies*, Vol. 574, pp. 40–68.