

# Dinámica del mercado laboral e informalidad durante el ciclo económico en ALC<sup>1</sup>

*Los mercados de trabajo de América Latina y el Caribe (ALC) se caracterizan por un nivel de informalidad elevado, tasas de participación femenina bajas y legislación de protección laboral relativamente rígida. Nuestros resultados indican que la informalidad influye fuertemente en la dinámica de los mercados de trabajo de la región. La informalidad es contracíclica, y el margen de ajuste formal/informal le resta importancia al margen empleo/desempleo; es decir, la informalidad reduce el coeficiente de Okun, el cual captura la relación entre el desempleo y las variaciones cíclicas del PIB. No obstante, los datos indican que la informalidad ralentiza el ajuste a los shocks, lo cual repercute negativamente en el crecimiento. Este estudio concluye que la presencia de costos de despido elevados, regulaciones complejas y salarios mínimos altos están asociados con mayor informalidad. Asimismo, la variación de las tasas de participación tiene una correlación positiva con la variación del PIB, si bien algunos datos apuntan que la tasa de participación femenina es contracíclica durante las recesiones en ALC.*

## Introducción

Los mercados de trabajo de América Latina y el Caribe (ALC) se caracterizan por un alto nivel de informalidad, tasas de participación femenina bajas y una legislación de protección laboral relativamente rígida. La informalidad en los mercados de trabajo de ALC ha caído, pero sigue siendo una característica de aproximadamente la mitad del empleo de la región (Kugler, 2019 y Banco Mundial, 2019). La informalidad es consecuencia de las tendencias del ingreso per cápita y la educación de la fuerza laboral (La Porta y Shleifer, 2014), así como de impuestos y regulaciones laborales estrictas, pero también sirve de amortiguador de las fluctuaciones cíclicas de la actividad (Lambert, Pescatori y Toscani, 2019, Perry *et al.*, 2007 y sus referencias). Por tanto, la informalidad es esencial para entender el desempeño de los mercados de trabajo de ALC, el ajuste de las economías a los shocks y el crecimiento de la productividad.

Este estudio analiza como la informalidad afecta la respuesta de las fuerzas de la oferta y la demanda en el mercado de trabajo, en particular en el caso de fluctuaciones del empleo y el desempleo. Ello se realiza en un contexto en que la débil recuperación de la región parece haber detenido la fuerte caída tendencial de la informalidad durante el superciclo de los precios de las materias primas, lo cual subraya la importancia de medir las contribuciones relativas de las fuerzas tendenciales y cíclicas del mercado de trabajo. Con este fin, el estudio primero aborda algunos hechos estilizados de factores de tendencia y examina después los efectos de la informalidad y sus determinantes sobre la dinámica cíclica del mercado laboral.

El estudio concluye que las bajas fluctuaciones cíclicas del desempleo se deben en gran medida a la variación contracíclica de la informalidad y, en menor medida, a variaciones de las tasas de participación. La informalidad se asocia a costos de despido elevados e inciertos, así como a salarios mínimos altos en comparación con la productividad de los trabajadores. Del mismo modo, la elevada informalidad reduce la velocidad de ajuste de la economía a los shocks, lo cual obstaculiza el crecimiento de la productividad de la mano de obra. El estudio se cierra con algunas reflexiones sobre la necesidad de reducir la informalidad en los mercados de trabajo y la forma de hacerlo.

---

<sup>1</sup>Este estudio fue preparado por Jorge Roldós (director), Antonio David, Camila Pérez y Samuel Pienknagura. Contó con valiosas contribuciones de Jorge Álvarez, Frederic Lambert y Frederik Toscani, y con un excelente apoyo en las tareas de investigación por parte de Genevieve Lindow y Dan Pan.

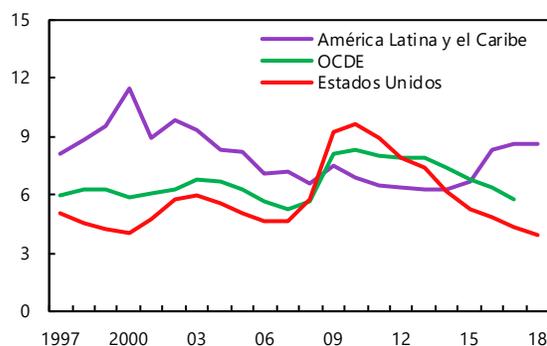
## Algunas tendencias estilizadas

### Desempleo

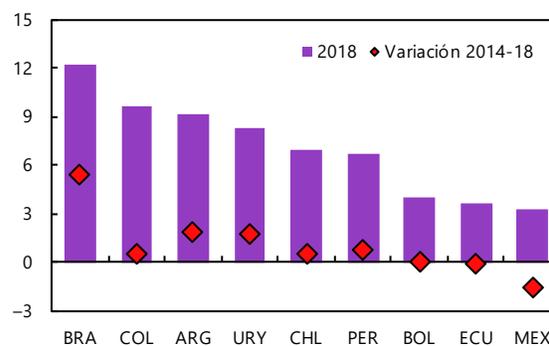
El desempleo ha seguido una tendencia a la baja desde el cambio de siglo, alcanzando su mínimo justo antes del desplome de los precios de las materias primas y, desde entonces, ha comenzado a repuntar (gráfico 1, panel 1). La varianza regional es elevada y la fuerte recesión sufrida por Brasil en 2015–16 ha hecho subir el promedio regional de los últimos tres años. Mientras Argentina y Uruguay registraron un incremento del desempleo tras la caída de los precios de las materias primas, el desempleo se mantuvo prácticamente sin variación en la mayoría de los otros países, y México alcanzó mínimos históricos (gráfico 1, panel 2).

**Gráfico 1. Tasa de desempleo**  
(Porcentaje)

1. Por región



2. Economías seleccionadas de ALC



Fuentes: FMI, base de datos del informe WEO; Banco Mundial, base de datos de indicadores del desarrollo mundial, y cálculos del personal técnico del FMI.  
Nota: En las leyendas de los datos se utilizan los códigos de países de la Organización Internacional de Normalización (ISO). ALC = América Latina y el Caribe; OCDE = Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos.

### Informalidad

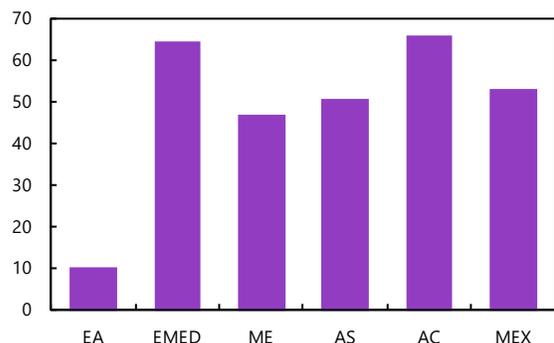
En ALC, la informalidad representa más del 50 por ciento del empleo total (gráfico 2, panel 1), en línea con los niveles en otras economías emergentes y en desarrollo, pero es significativamente mayor a la de las economías avanzadas.<sup>2</sup> Incluso dentro de ALC, el grado de heterogeneidad es alto: la informalidad laboral oscila entre el 30 por ciento y el 70 por ciento en las economías más grandes.

El panel 2 del gráfico 2 muestra que la informalidad laboral en general cae a medida que el ingreso de los países aumenta (véase también de la Torre, Messina y Pienknagura, 2015, y Messina y Silva, 2018). Una clara excepción es México, donde la informalidad aumentó a pesar del aumento del PIB per cápita (Levy, 2018). No obstante, incluso para un mismo nivel de ingreso se aprecian diferencias importantes entre países en cuanto a informalidad del trabajo, lo cual sugiere que otros factores también inciden en la informalidad. Específicamente, Perú y México, pero también Argentina, registran peores resultados que otros países si nos fijamos solo en su nivel de desarrollo.

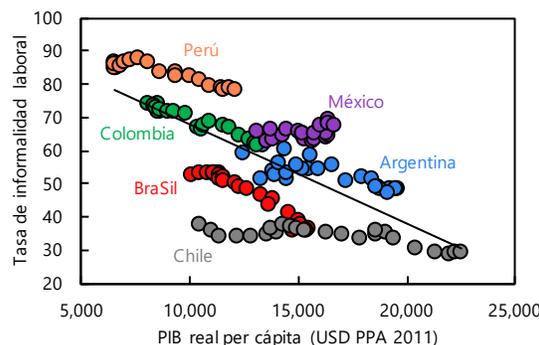
<sup>2</sup>La definición de informalidad empleada en el estudio varía según la fuente de los datos. Los datos transversales de informalidad del trabajo proceden de la OIT (y se centran en la participación del empleo informal en el empleo no agrícola total). La serie de informalidad a través del tiempo para los países de América Latina proceden de la base de datos SIMS del BID, que utiliza las contribuciones a planes de pensiones como criterio de formalidad. En el conjunto de datos de la OIT, la calificación de empleo informal de un trabajo viene determinada, entre otros criterios, por el carácter sectorial informal de la empresa (OIT, 2018). Las empresas informales son aquellas no registradas y/o las empresas privadas y pequeñas no constituidas en sociedad.

**Gráfico 2. Informalidad laboral**  
(Porcentaje)

1. Por grupo de países



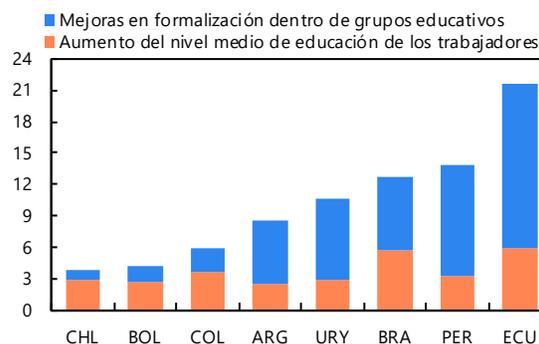
2. Por país



Fuentes: Organización Internacional del Trabajo, base de datos (LOSTAT); Banco Interamericano de Desarrollo, base de datos Sistema de Información de Mercados Laborales y Seguridad Social (SIMS); y Banco Mundial, base de datos de indicadores del desarrollo mundial (IDM).

La informalidad también se ha reducido debido al aumento del nivel educativo de la fuerza laboral. La informalidad es menor entre los trabajadores con un nivel educativo superior—digamos terciario—y, a medida que el nivel de educación general de la población aumenta, más puestos de trabajo se cubren con trabajadores con mayor capacitación en el sector formal. Un sencillo ejercicio contrafactual, en el cual los porcentajes de empleo según el nivel de educación se mantienen constantes en el tiempo, indica que el aumento de la formalización se divide en dos grupos diferenciados (gráfico 3): i) países como Bolivia, Chile y Colombia, donde el aumento de la formalidad se debe sobre todo a mejoras en la educación, es decir, un aumento del porcentaje de trabajadores calificados; y ii) otros países, como Perú y Ecuador, donde la formalización aumentó dentro de cada grupo educativo.

**Gráfico 3. Desglose de los beneficios de la formalización**  
(Porcentaje)



Fuentes: Base de datos socioeconómicos para América Latina y el Caribe (CEDLAS y Banco Mundial), y cálculos del personal técnico del FMI.  
Nota: Los períodos utilizados se detallan a continuación: Argentina, Ecuador, Uruguay (2006–17); Bolivia (2007–17); Brasil, Chile (2006–15); Colombia (2008–17); Perú (2006–16).

## Participación en la fuerza laboral

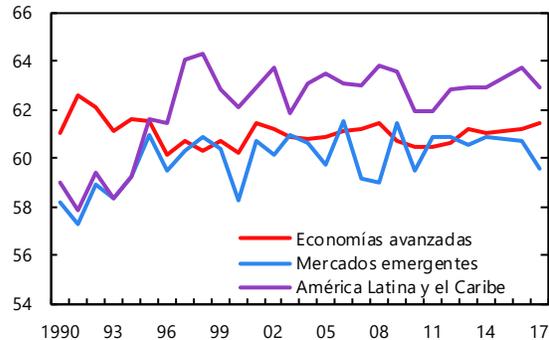
En ALC, la tasa de participación en la fuerza laboral ha aumentando desde los años 1990, a pesar de la caída en los últimos años provocada por la desaceleración en varias economías de la región. Desde principios de los años 2000, la tasa de participación en ALC ha sido ligeramente superior a la de las economías de mercados emergentes o avanzadas (gráfico 4, panel 1). Quizá más llamativa es la brecha que existe entre la participación femenina y la masculina (gráfico 4, panel 2). A pesar del aumento continuo de las tasas de participación femenina en las tres últimas décadas, las diferencias siguen siendo importantes (y muy superiores a las de las economías avanzadas). El cierre de esta brecha podría ser un instrumento importante para impulsar el crecimiento potencial en la región (Novta y Wong, 2017).

En el análisis de la participación en la fuerza laboral por grupos de edad, destaca que la participación del segmento de 25 a 64 años en el país medio pasó del 71 por ciento a mediados de los 1990s al 79 por ciento en 2017. En cambio, la participación laboral de la población más joven (de 15 a 24 años) se redujo en 6 puntos porcentuales durante el mismo período. Ello podría atribuirse al aumento del porcentaje de

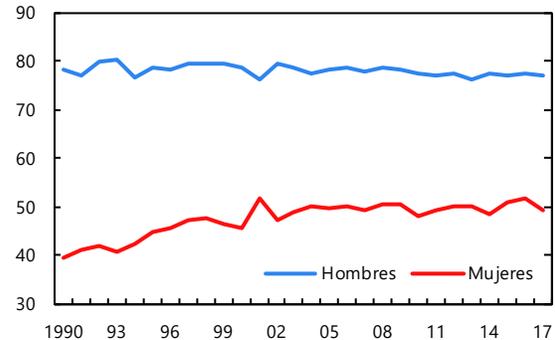
jóvenes que están estudiando y es acorde con el aumento del nivel educativo de la fuerza laboral, una de las causas del descenso de la informalidad en algunos países.

**Gráfico 4. Tasa de participación en la fuerza laboral**  
(Porcentaje; mediana)

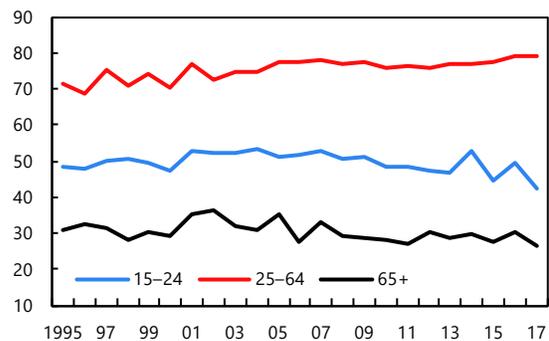
1. Por grupo de países



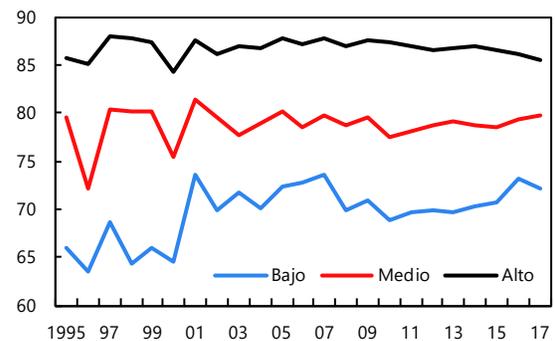
2. ALC: Por género



3. ALC: Por grupo de edad



4. ALC: Por nivel educativo



Fuentes: Base de datos socioeconómicos para América Latina y el Caribe (CEDLAS y Banco Mundial); Banco Mundial, Indicadores del desarrollo mundial (IDM) basados en estimaciones nacionales, y cálculos del personal técnico del FMI.  
Nota: ALC = América Latina y el Caribe.

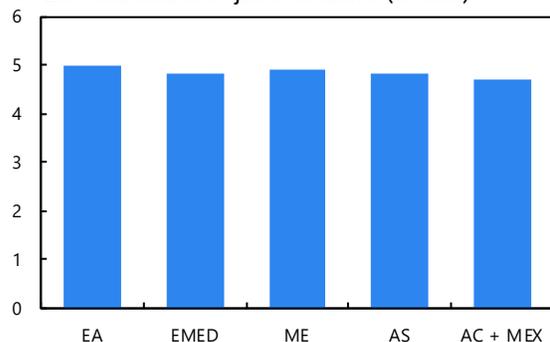
Una mirada más detallada al segmento de adultos entre 25 y 64 años por nivel educativo indica que es probable que las tasas de participación en ALC aumenten en los próximos años. La participación de los adultos con un bajo nivel de educación ha aumentado en 6 puntos porcentuales en los últimos 20 años (del 66 por ciento de 1995 al 72 por ciento de 2017), mientras que la de aquellos con un nivel de educación mediano y alto se ha mantenido prácticamente sin variación en el mismo período. Los adultos con un alto nivel de educación registran las tasas de participación más elevadas de todos los grupos educativos (87 por ciento), lo cual sugiere que aumentos adicionales en el nivel de educación de la población también darían un impulso adicional a la participación laboral.

## Instituciones del mercado laboral

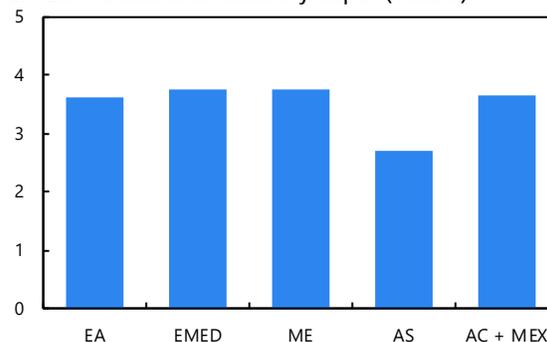
Las instituciones del mercado laboral son pluridimensionales y resulta complicado describirlas a partir de un conjunto de indicadores. No obstante, con el fin de ofrecer una visión general de las mismas, utilizamos algunos de los indicadores clave de percepción (PBI, por sus siglas en inglés) e indicadores diseñados para cuantificar leyes y regulaciones. Los paneles 1 y 2 del gráfico 5 presentan dos PBI extraídos de la encuesta de opinión de ejecutivos sobre mercados de trabajo del Foro Económico Mundial (FEM, 2018). Si bien la evaluación establece que la *flexibilidad de los salarios* es muy similar en todo el conjunto de ALC comparado a otros grupos de países, existe la percepción de que las prácticas de *contratación y despido* son bastante más rígidas en Sudamérica que en otros lugares.

Gráfico 5. Rigidez del mercado laboral por grupos de países

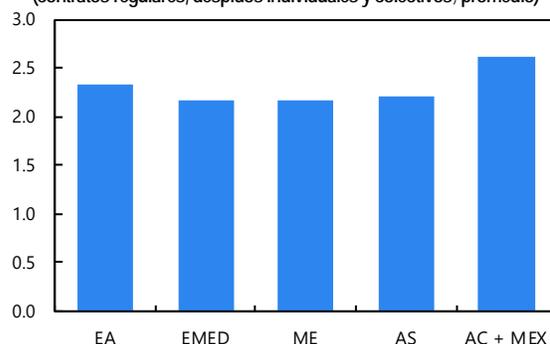
1. FEM: Flexibilidad de la fijación de salarios (mediana)



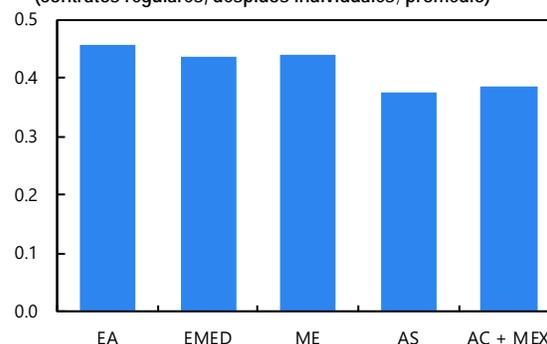
2. FEM: Prácticas de contratación y despido (mediana)



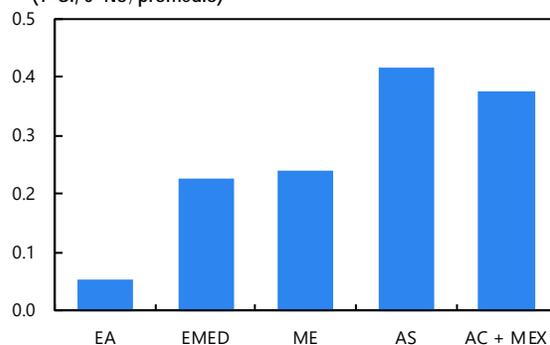
3. OCDE: Índice de rigurosidad de la protección del empleo (contratos regulares, despidos individuales y colectivos; promedio)



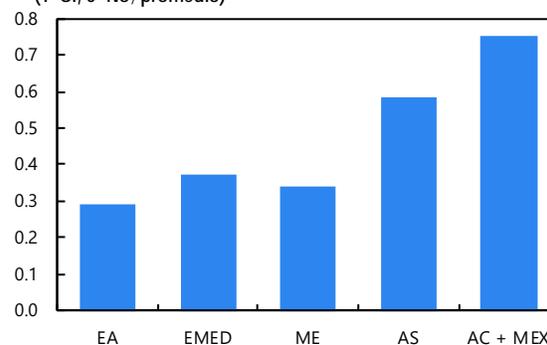
4. OIT: Legislación sobre protección del empleo (contratos regulares, despidos individuales; promedio)



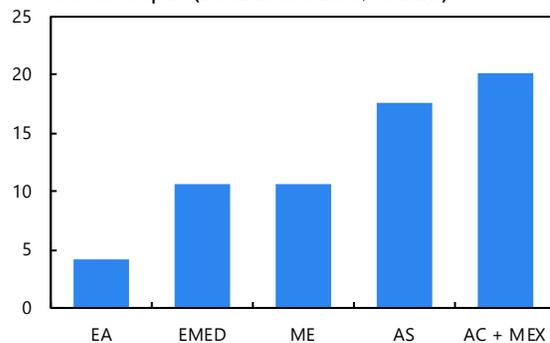
5. ¿Requiere el despido de 1 trabajador la aprobación de terceros? (1=Si, 0=No; promedio)



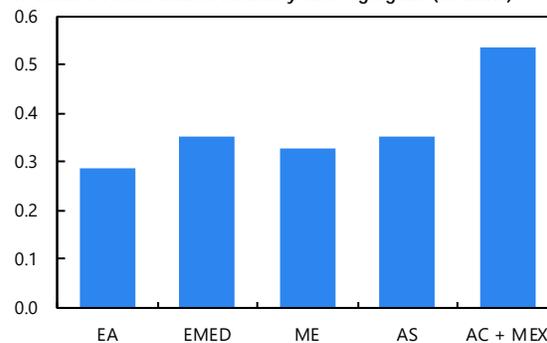
6. ¿Se prohíbe el uso de contratos de plazo fijo para tareas permanentes? (1=Si, 0=No; promedio)



7. Costos de despido (Semanas de salario; mediana)



8. Relación entre salario mínimo y valor agregado (Mediana)



Fuentes: Foro Económico Mundial, Índice de Competitividad Global; Banco Mundial, indicadores Doing Business; Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos, protección del empleo, y Organización Internacional del Trabajo, EPLex.

Nota: Todos los valores corresponden a 2017, excepto los datos de EPLex (valores correspondientes a 2010) y OCDE EPL (valores correspondientes a 2013).

Los paneles 3 y 4 del gráfico 5 muestran indicadores que resumen el estado de las leyes y regulaciones para la protección del empleo. Paradójicamente, estos no muestran que la legislación de protección del empleo (LPE) sea más estricta en Sudamérica que en otros países. Aun así, los mercados de trabajo sudamericanos presentan rigideces visibles en *algunas* dimensiones importantes. Los costos de despido, medidos en número de semanas de salario, son superiores a los de las economías avanzadas u otras economías de mercados emergentes y en desarrollo (véase Lambert y Toscani, 2018), el despido de un solo trabajador suele requerir la aprobación de terceros y en muchos países existe la obligatoriedad de que los contratos para tareas permanentes sean permanentes. Estos indicadores sugieren la existencia de una alta protección *de facto* del empleo en el caso de puestos de trabajo formales y permanentes.

El panel 8 del gráfico 5 muestra la relación entre el salario mínimo y el valor agregado, para determinar hasta qué punto el primero constituye una restricción limitante. La comparación entre países apenas aporta indicios de que el salario mínimo sea más limitante en América del Sur que en otras regiones, pero América Central destaca por presentar un coeficiente muy elevado.

## Desglose de la dinámica del desempleo

En la región, el desempleo se ha mantenido relativamente estable durante el superciclo de los precios de las materias primas, puesto que las fluctuaciones de la demanda de mano de obra han sido atendidas en gran medida por las fluctuaciones de la participación y la formalización. Esta sección utiliza un método simple para desglosar las variaciones del desempleo en los países más grandes de ALC en distintos márgenes de ajuste, tanto por el lado de la demanda como por el de la oferta.<sup>3</sup> En concreto, las variaciones del desempleo en el período de referencia pueden desglosarse como sigue (véase información más detallada en David, Lambert y Toscani, 2019):

$$u - u^* \approx -(l_F - l_F^*) + (f - f^*) + (part - part^*) + (wap - wap^*) \quad (1.1)$$

donde  $u$  denota la tasa de desempleo;  $part$  es la tasa de participación en la fuerza laboral;  $wap$  es la población en edad de trabajar;  $l_F$  es el logaritmo del empleo formal y  $f$  es el logaritmo del coeficiente del empleo formal sobre el empleo total (\* indica el valor de la variable al comienzo del período). En este sistema, la variación de la oferta de mano de obra es capturada por la variación de la tasa de participación y la población en edad de trabajar.

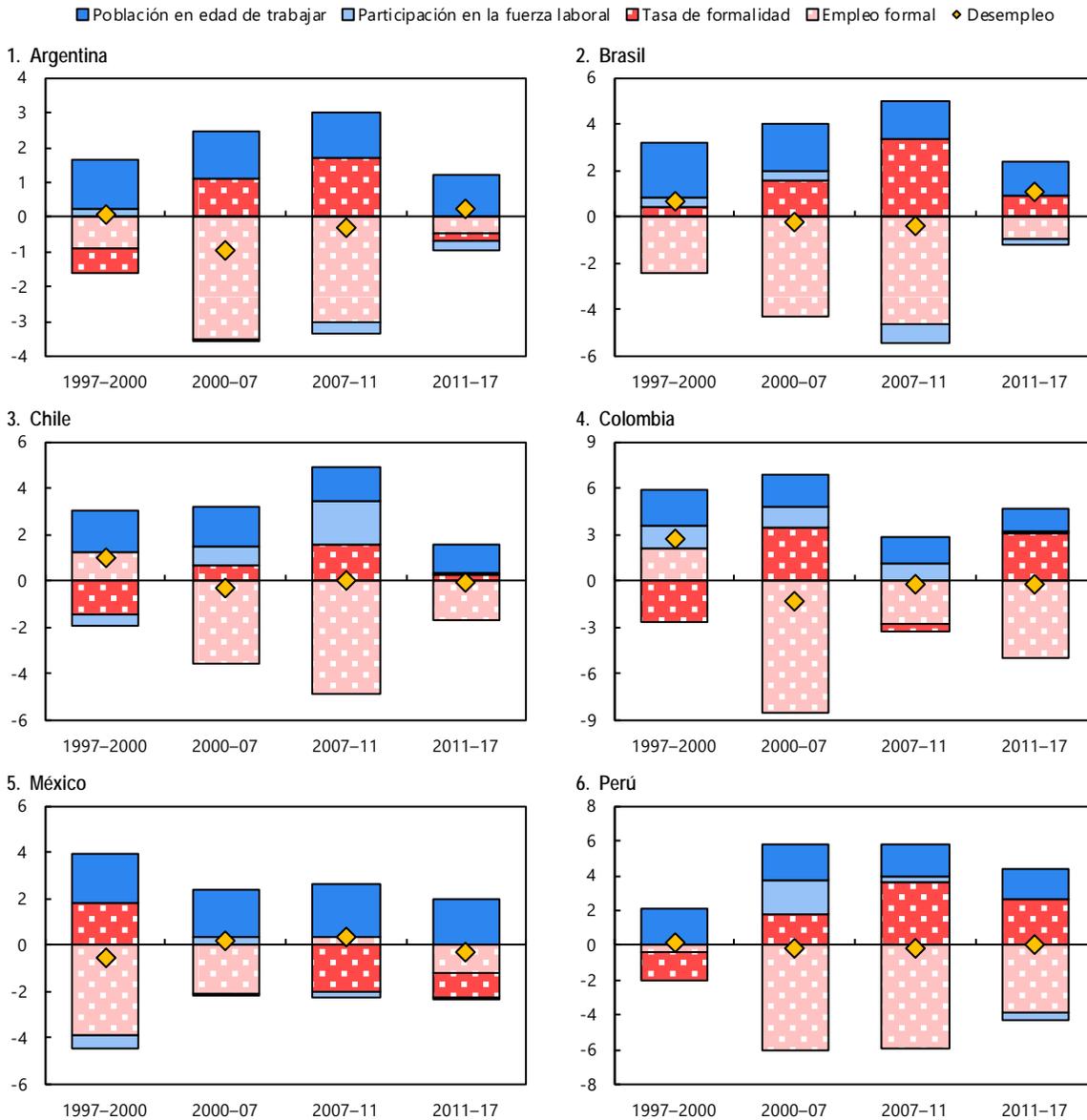
La tasa de participación laboral ha sido un margen de ajuste activo que ha aliviado las fluctuaciones del desempleo; el crecimiento de la población en edad de trabajar, por su parte, se ha mantenido bastante estable en los distintos países y períodos (gráfico 6). En Chile, Colombia y Perú, en particular, la tasa de participación aumentó fuertemente durante los años de auge, pero ha dejado de subir en los últimos tiempos, amortiguando el aumento del desempleo debido al menor crecimiento del producto.

La formalización laboral también ha sido clave para limitar las variaciones del desempleo en ALC. El gráfico 6 ilustra cómo, durante el auge de los precios de las materias primas (2000–11), en la mayoría de los países de la región, el empleo formal aumentó sustancialmente (barras rosadas), pero en vez de reducir el desempleo esto llevó a una formalización de los puestos de trabajo (barras rojas), excepto en México. Fijémonos, por ejemplo, en el caso de Colombia. Durante el auge de comienzos de los años 2000, la informalidad disminuyó drásticamente, pero volvió a asumir la función de absorción de shocks durante la crisis financiera mundial. Desde 2011, la informalidad ha seguido cayendo, lo cual implica que la tasa de desempleo no ha caído tanto como debiera. Otras propiedades contracíclicas similares de la informalidad,

<sup>3</sup>Los datos sobre fuerza laboral, población en edad de trabajar, empleo y desempleo provienen de la OIT. Los datos sobre producción proceden de la base de datos de *Perspectivas de la economía mundial* (informe WEO) del FMI y los datos sobre informalidad proceden del BID.

aspecto que será analizado de forma detallada en la sección siguiente, pueden verse en Argentina, Chile y Perú. En particular, en Chile durante 2007–11, el fuerte aumento de la demanda de trabajo formal se satisfizo, más o menos a partes iguales, con un aumento de la participación y una reducción de la informalidad, con una tasa de desempleo estable.

Gráfico 6. Desglose de las variaciones del desempleo



Fuente: David, Lambert y Toscani (2019).

El período más reciente, que coincide con la caída de los precios de las materias primas, presenta un perfil más irregular. Los países más grandes, Brasil y México, muestran una falta de ajuste en el margen de informalidad—en Brasil, la informalidad siguió bajando en 2012–17, incluso frente al marcado aumento del desempleo, mientras que en México la informalidad viene aumentando desde comienzos de los años 2000, aun cuando la tasa de desempleo era baja e incluso disminuyó en los últimos años. Perú y Colombia mantuvieron sus sólidas tendencias de formalización; en este último, con el apoyo de la importante

reducción de los impuestos sobre la renta salarial (véase el Simposio sobre la Reforma Tributaria de Colombia en la edición de otoño de 2017 de *Economía*<sup>4</sup>)

## Evolución del mercado laboral durante el ciclo

La sección anterior hace hincapié en las limitadas fluctuaciones anuales promedio del desempleo en las distintas fases del ciclo económico, así como las fluctuaciones más pronunciadas de la informalidad y la participación, subrayando la necesidad de examinar un conjunto más amplio de indicadores del mercado laboral para evaluar su rendimiento en los países latinoamericanos. En esta sección usamos regresiones de panel heterogéneas para evaluar la evolución del desempleo, la informalidad del empleo y la participación en la fuerza laboral a lo largo del ciclo económico en los países de ALC. Este método permite que los coeficientes de la regresión sean distintos según el país y aborda la posible dependencia transversal mediante la inclusión de factores comunes en la estimación. La muestra incluye tanto economías emergentes como economías avanzadas. La especificación empírica puede resumirse en la ecuación 2 para  $i = 1, \dots, N$  países ; y  $t = 1, \dots, T$  períodos.

$$\begin{aligned} \Delta Z_{i,t} &= \beta_i \Delta y_{i,t} + \gamma_i \Delta y_{i,t-1} + \theta_i \Delta y_{i,t-2} + \mathcal{G}_{i,t} \\ \mathcal{G}_{i,t} &= \alpha_i + \sum_{m=1}^p \lambda_{i,m} f_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

donde  $\Delta Z$  es la variación de la tasa de desempleo o la tasa de informalidad o la tasa de participación entre los períodos  $t-1$  y  $t$ , dependiendo cual sea la variable de interés;  $\Delta y_{i,t}$  es la variación logarítmica del producto (PIB real) entre los períodos  $t-1$  y  $t$ ,  $\alpha_i$  son los efectos fijos específicos de cada país que capturan aquellas características que no varían con el tiempo; y  $f_{m,t}$  son factores comunes que afectan a todos los países y varían con el tiempo. Estos factores comunes no son directamente observables y sus cargas ( $\lambda_i$ ) pueden ser específicas según el país. Una razón por la cual puede ser importante contabilizar tales factores es la posibilidad de que, por ejemplo, los cambios tecnológicos o una variación de las condiciones financieras mundiales, comunes a todos los países, puedan afectar a la relación entre desempleo y producto.  $\varepsilon_{it}$  es el término de error, que se supone que es ruido blanco.

Los estimadores estándares de panel suelen considerar los coeficientes de pendiente ( $\beta, \gamma, \theta$ ) como homogéneos en todos los países. Asimismo, los estimadores utilizados habitualmente en el análisis de datos de panel obligan a presuponer la independencia transversal entre miembros del panel. Cuando existen términos de error correlacionados transversalmente, estos métodos no generan estimaciones consistentes de los parámetros de interés y pueden provocar inferencias incorrectas (Kapetanios, Pesaran y Yamagata, 2011). A fin de abordar estos posibles problemas, utilizamos el estimador de efectos comunes correlacionados (ECC) propuesto por Pesaran (2006). Dicho estimador utiliza promedios transversales de las variables dependientes e independientes como variables sustitutivas de factores comunes no observados en las regresiones.

## Ley de Okun

La ley de Okun relaciona las variaciones del producto y las variaciones a corto plazo del desempleo. A fin de comparar la variación de las fluctuaciones del desempleo observadas a lo largo del ciclo económico en ALC con la de otras economías emergentes y avanzadas, esta sección presenta estimaciones de la ley de Okun para un amplio panel de países y luego examina la variación entre países de los coeficientes

<sup>4</sup>Los autores de los documentos son Kugler, Kugler y Herrera-Prada (2017), Bernal *et al.* (2017), Morales y Medina (2017), y Fernández y Villar (2017).

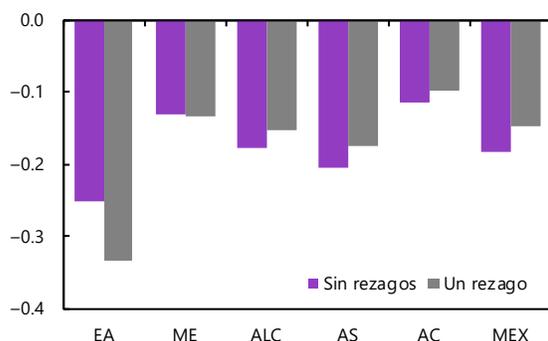
estimados, para poder determinar de qué forma las principales características estructurales o las políticas del mercado de trabajo afectan a la sensibilidad del desempleo al crecimiento del producto.

La respuesta del desempleo a las fluctuaciones del producto es menor en las economías de mercados emergentes y en desarrollo que en las economías avanzadas, y los países de ALC confirman este perfil. El gráfico 7 presenta los resultados de la estimación de distintas versiones de la ley de Okun con el estimador ECC descrito anteriormente, a partir de datos anuales de 127 países durante el período 1990-2017 (el panel está desequilibrado y la disponibilidad de los datos varía según el país). Los coeficientes de ALC son ligeramente superiores a los de los mercados emergentes, excepto en el caso de las economías de América Central, pero se sitúan por debajo de los de las economías avanzadas (véanse datos sobre economías avanzadas en Ball, Leigh y Loungani, 2017).

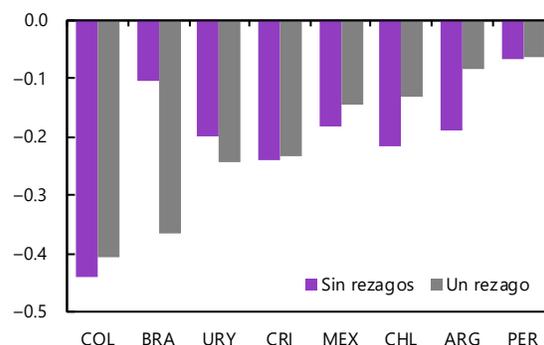
**Gráfico 7. Sensibilidad del desempleo a las variaciones del PIB**

(Coeficiente de Okun; promedio)

1. Por grupo de países



2. Economías seleccionadas de ALC

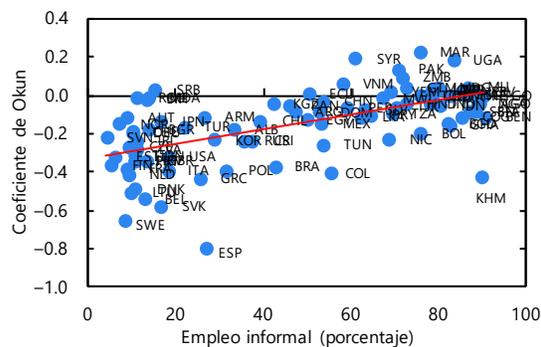


Fuente: Cálculos del personal técnico del FMI.

Nota: En las leyendas de los datos se utilizan los códigos de países de la Organización Internacional de Normalización (ISO). EA = economías avanzadas AC = América Central; ME = mercados emergentes; ALC = América Latina y el Caribe.; AS = América del Sur.

El alto nivel de informalidad es el principal factor detrás de los bajos coeficientes de la ley de Okun en los mercados emergentes y, en particular, en los países de ALC. El gráfico 8 ilustra la relación sólida y clara que existe entre el coeficiente de Okun y el nivel de informalidad del mercado laboral (calculado según la participación del empleo informal en el empleo no agrícola).<sup>5</sup> La respuesta del desempleo a las variaciones cíclicas del PIB es menor cuando el nivel de informalidad es mayor (la informalidad explica el 36 por ciento de la variación entre países). Este resultado indica que la entrada y salida del sector informal actúa como margen de ajuste sobre las fluctuaciones cíclicas, en línea con las conclusiones de David, Lambert y Toscani (2019). Como muestran estos autores, otras características institucionales del mercado laboral no afectan a la respuesta del desempleo al producto, excepto por el indicador de percepciones de flexibilidad salarial del informe de competitividad global del Foro Económico Mundial.

**Gráfico 8. Empleo informal frente a coeficiente de Okun**



Fuente: Base de datos (ILOSTAT) de la Organización Internacional del Trabajo, y cálculos del personal técnico del FMI.

<sup>5</sup>La medida de informalidad utilizada se basa en el último año disponible en cada país del indicador presentado en OIT (2018). Se eligió esta fuente porque incluye datos transversales para muchos países, mucho más de lo que ofrecían fuentes alternativas.

Nótese que los resultados anteriores no indican si es deseable o no que el desempleo sea más sensible al ciclo. Como recalcan Ahn *et al.* (2019), a falta de seguro de desempleo o una protección social adecuada, una mayor sensibilidad del desempleo al crecimiento podría reducir el bienestar en vez de aumentarlo. En esa misma línea, Loayza (2018) sostiene que una menor elasticidad del desempleo frente al crecimiento del PIB, aparentemente estrechamente relacionada con la informalidad, puede aliviar los efectos sociales adversos de las recesiones (aumento de la pobreza y la delincuencia).

## Informalidad a lo largo del ciclo

La informalidad exhibe un claro comportamiento contracíclico en toda la muestra de países de ALC. En esta sección, confirmamos mediante análisis econométrico las tesis sugeridas por el ejercicio anterior y por la literatura (p. ej., Loayza y Rigolini, 2011). El cuadro 1 presenta los resultados de las especificaciones a partir del estimador ECC e incluye rezagos del crecimiento del PIB.<sup>6</sup> Asimismo, es interesante observar que la variación cíclica de la informalidad es cuantitativamente mayor a la del desempleo: por cada punto porcentual adicional de crecimiento del PIB, la tasa de desempleo cae, en promedio, en 0,17 puntos porcentuales (gráfico 7), mientras que la tasa de informalidad cae en 0,3 puntos porcentuales.

Cuadro 1. Sensibilidad de la informalidad a las fluctuaciones del producto

	(1)	(2)	(3)
	$\Delta$ Informalidad	$\Delta$ Informalidad	$\Delta$ Informalidad
$\Delta$ PIB <sub>t</sub>	-0.209*** (0.0543)	-0.266*** (0.0743)	-0.261*** (0.0757)
$\Delta$ PIB <sub>t-1</sub>		-0.0607* (0.0325)	-0.0553 (0.0419)
$\Delta$ PIB <sub>t-2</sub>			0.00315 (0.0547)
Constante	0.178 (0.247)	0.283 (0.388)	0.215 (0.587)
Observaciones	356	356	356
Países	17	17	17

Fuente: Cálculos del personal técnico del FMI.

Nota: Errores estándar en paréntesis.

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

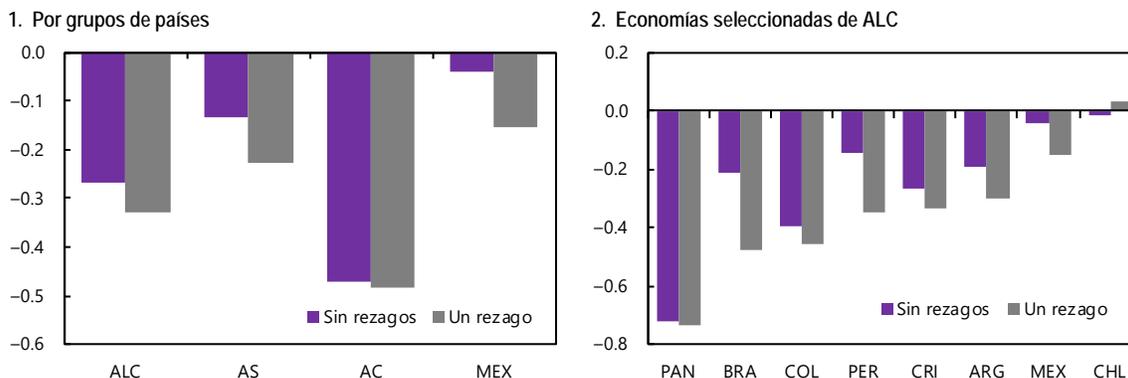
El gráfico 9 ilustra la heterogeneidad de los coeficientes estimados entre subregiones y países. Las tasas de informalidad suelen variar más con el ciclo en los países de América Central y México, en comparación con Sudamérica. Cabe destacar el caso de Chile, donde parece que la informalidad no varía mucho con el ciclo, al contrario de lo que ocurre en otros países de la región.

Aunque la informalidad parece ser un indicador estadístico suficiente de las características del mercado laboral que mitigan la respuesta del desempleo a las fluctuaciones cíclicas del producto, las regulaciones y los impuestos del mercado laboral determinan el nivel de informalidad. David, Lambert y Toscani (2019) examinan dicha cuestión en un análisis de regresión multivariado que controla por el nivel del PIB real per cápita y el nivel de educación, variables que se han considerado importantes determinantes de la informalidad en la literatura, así como otros indicadores de las instituciones del mercado laboral. Estos autores muestran que existe una fuerte correlación entre los niveles de informalidad y los costos de despido y el requerimiento de la aprobación por terceros en el despido. El gráfico 10 presenta la relación

<sup>6</sup>En todo el estudio, los cuadros que presentan los resultados de las estimaciones ECC muestran los coeficientes promedios y las desviaciones estándares. Como la disponibilidad de los datos es limitada, en especial en la dimensión temporal, nos centramos exclusivamente en las especificaciones correspondientes a los países de ALC.

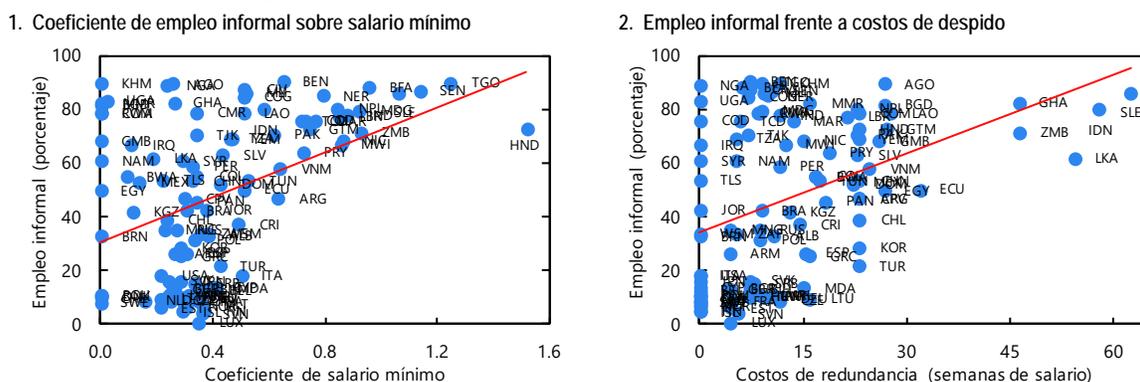
entre la informalidad—medida como coeficiente de empleo informal sobre el empleo no agrícola<sup>7</sup>—y dos indicadores de las instituciones del mercado laboral: los costos de despido (en semanas de salario) y el coeficiente del salario mínimo sobre el valor añadido por trabajador.<sup>8</sup>

**Gráfico 9. Sensibilidad de la informalidad a las variaciones del PIB**  
(Coeficiente medio de país)



Fuente: Cálculos del personal técnico del FMI.  
Nota: En las leyendas de los datos se utilizan los códigos de países de la Organización Internacional de Normalización (ISO). AC = América Central; ALC = América Latina y el Caribe; AS = América del Sur.

**Gráfico 10. Informalidad y características del mercado laboral**



Fuentes: Banco Mundial, base de datos de Indicadores del desarrollo mundial; y cálculos del personal técnico del FMI.  
Nota: En las leyendas de los datos se utilizan los códigos de países de la Organización Internacional de Normalización (ISO).

La informalidad también se ve afectada por la medida en que las regulaciones del mercado laboral se aplican en la práctica. Dicho de otro modo, es posible que regulaciones del mercado laboral (estrictas) similares sean menos limitantes en países con un débil control de la aplicación de la ley que en aquellos donde el control es enérgico. A fin de examinar los efectos sobre la informalidad de la fuerza con la que un gobierno hace cumplir la ley, seguimos un método similar al de Caballero *et al.*, que distinguen entre las regulaciones *de jure* y *de facto* del mercado laboral mediante la interacción de las regulaciones con una variable dicotómica del control de aplicación. Estudiamos los efectos de las regulaciones que afectan a la seguridad laboral y los salarios mínimos. Los resultados confirman la correlación positiva entre las tasas de informalidad, por un lado, y las regulaciones que apuntan a la protección del empleo y niveles elevados

<sup>7</sup>Como en los casos anteriores, el indicador de informalidad se basa en el último año disponible en cada país del indicador presentado en OIT (2018) y que engloba una amplia muestra de países.

<sup>8</sup>Como en las secciones anteriores, se usan los datos del informe de competitividad global del Foro Económico Mundial y los indicadores Doing Business correspondientes a estas variables. Los valores utilizados son del año 2016. Los resultados no presentan diferencias significativas cuando se utilizan valores promedios de los indicadores en el período de muestra.

del salario mínimo relativo a la productividad laboral, por otro lado (cuadro 2), sobre todo cuando la aplicación de dichas regulaciones es más estricta.<sup>9</sup>

Cuadro 2. Informalidad y regulaciones *de facto* del mercado laboral

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Seguridad laboral	0.148*** (0.0347)		0.154*** (0.0356)	0.0123 (0.0331)	
Seguridad laboral * eficacia gubernamental				0.102** (0.0481)	
Eficacia del gobierno				-0.547*** (0.0648)	-0.557*** (0.0606)
Salario mínimo/Productividad de la mano de obra		0.0704* (0.0417)	0.0961** (0.0398)		0.0390 (0.0281)
Salario mínimo/Productividad de la mano de obra * Eficacia del gobierno					0.392** (0.154)
Constante	0.307*** (0.0468)	0.112 (0.205)	-0.185 (0.206)	0.703*** (0.0511)	0.502*** (0.143)
Observaciones	108	104	102	105	101
R cuadrado	0.146	0.027	0.179	0.620	0.574

Fuente: Cálculos del personal técnico del FMI.

Nota: Errores estándar en paréntesis.

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

## Participación en la fuerza laboral durante el ciclo

Como se ha dicho anteriormente, la participación en la fuerza laboral (agregada y por género) presenta también un comportamiento procíclico. El cuadro 3 presenta los resultados de regresiones de la variación de la tasa de participación en la fuerza laboral (tanto participación total como participación masculina y femenina por separado) sobre variaciones del PIB, a partir del estimador ECC.<sup>10</sup>

Las tasas de participación agregadas también son procíclicas, como demuestran los desgloses examinados en las secciones anteriores, en línea con los datos sobre economías avanzadas presentados en Grigoli, Koczan y Topalova (2018) y FMI (2018) (véase el cuadro 3). La sensibilidad de las tasas de participación a las variaciones del producto suele ser menor que la observada habitualmente en la tasa de desempleo o la tasa de informalidad, lo cual indica que este margen de ajuste suele tener efectos más limitados. En el anexo 1 presentamos también los resultados de regresiones basadas en información procedente de la base de datos SIMS del BID sobre el porcentaje de población activa dentro del total de población en edad de trabajar en países de ALC (en este caso no está disponible el desglose por género). Los resultados apuntan que las tasas de participación son procíclicas en la región, pero los coeficientes estimados suelen ser mayores cuando se comparan con la muestra más amplia de países incluidos en el cuadro 3.

Asimismo, las regresiones indican que la sensibilidad de las tasas de participación a las fluctuaciones cíclicas se debe sobre todo a variaciones de las tasas de participación masculinas, mientras que las femeninas suelen ser menos elásticas. Sin embargo, como muestra el gráfico 11, la heterogeneidad entre

<sup>9</sup>La relación entre la informalidad y las regulaciones *de facto* también se estudia en Finkelstein Shapiro (2015). El cuadro 2 muestra la compleja interacción que existe entre calidad institucional e informalidad. Como subrayan Finkelstein Shapiro (2015) y Loayza *et al.* (2005), una mayor solidez de las instituciones puede reducir la informalidad en la medida en que aumente el crecimiento del PIB y del empleo formal. Así lo capta el coeficiente positivo de la variable de la eficacia gubernamental, que guarda relación con otras medidas de la calidad institucional. Por otro lado, una mejora de la eficacia gubernamental puede ampliar los efectos de las regulaciones sobre la informalidad, como lo indica el término de interacción del cuadro.

<sup>10</sup>Se sigue el mismo método de panel heterogéneo que se utilizó para analizar la ley de Okun y las tasas de informalidad. Las regresiones usan datos anuales de la base de datos Indicadores del desarrollo mundial del Banco Mundial para 122 países durante el período 1990–2017 (el panel está desequilibrado y la disponibilidad de los datos varía según el país).

países es significativa. Las tasas de participación femenina parecen ser menos sensibles a las fluctuaciones del PIB en los países de ALC que las economías avanzadas u otros mercados emergentes. Dentro de la región, las tasas de participación femenina de Chile y Perú presentan mayor sensibilidad al ciclo que las demás; la menor sensibilidad la presentan los países del Caribe.

**Cuadro 3. Sensibilidad de la participación en la fuerza laboral a las variaciones del PIB**

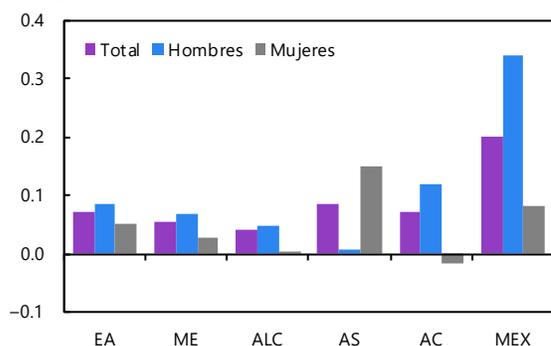
	(1) Total	(2) Total	(3) Hombres	(4) Hombres	(5) Mujeres	(6) Mujeres
$\Delta \text{PIB}_t$	0.0287** (0.0134)	0.0222* (0.0125)	0.0355*** (0.0117)	0.0246** (0.0113)	0.0114 (0.0149)	-0.00360 (0.0142)
$\Delta \text{PIB}_{t-1}$		0.0123 (0.0121)		0.00111 (0.0111)		0.00298 (0.0123)
Constante	0.0905 (0.118)	0.0351 (0.146)	-0.197* (0.110)	-0.286* (0.154)	0.144 (0.102)	0.185 (0.138)
Observaciones	3,103	3,084	3,093	3,074	3,093	3,074
Países	122	122	122	122	122	122

Fuente: Cálculos del personal técnico del FMI basados en David, Pienknagura y Roldós (2019).  
Nota: Errores estándar en paréntesis. Los promedios de los coeficientes calculan como medias robustas frente a valores atípicos.

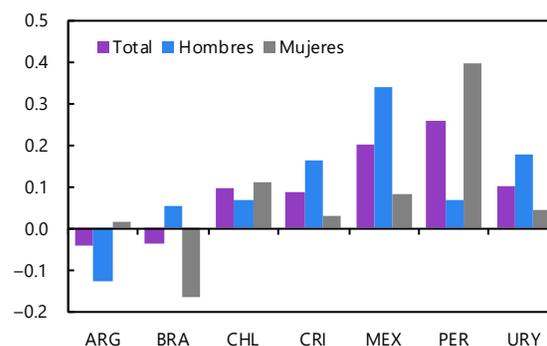
\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

**Gráfico 11. Sensibilidad de la participación en la fuerza laboral a las variaciones del PIB**  
(Coeficiente; promedio)

1. Por grupo de países



2. Economías seleccionadas de ALC



Fuente: Cálculos del personal técnico del FMI basados en David, Pienknagura y Roldós (2019).

Nota: En las leyendas de los datos se utilizan los códigos de países de la Organización Internacional de Normalización (ISO). EA = economías avanzadas AC = América Central; ME = mercados emergentes; ALC = América Latina y el Caribe.; AS = América del Sur.

Novta y Wong (2017) observan que, si bien la evolución de las tasas de participación femenina suele ser lenta en el tiempo, estas pueden responder de forma contracíclica a variaciones importantes del PIB a corto plazo, en especial durante recesiones profundas. En ese caso, es habitual que la participación aumente como mecanismo de seguro del ingreso perdido por otros miembros del hogar. Según una encuesta de la literatura empírica llevada a cabo por estos autores, la participación femenina se incrementó en Argentina, México y Perú durante las crisis registradas en los años 1980 y 1990.

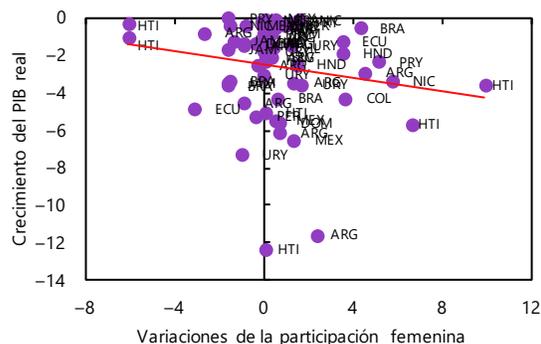
El gráfico 12 presenta un diagrama de dispersión de las variaciones del PIB y las tasas de participación femenina en países de ALC desde 1990, centrado exclusivamente en períodos con crecimiento negativo del PIB. El gráfico apunta a la existencia de una relación negativa entre dichas variables, lo cual indica que la participación femenina suele incrementarse de forma contracíclica en tiempos de crisis.

Este estudio concluye que, aunque la respuesta de la participación femenina a las variaciones del PIB no es significativa en la totalidad de la muestra de países, en el subgrupo de economías de ALC el coeficiente

es negativo y estadísticamente significativo. Ello indica que cuando la severidad de la recesión aumenta, tasa de participación femenina sube; es decir, esta presenta una evolución contracíclica.<sup>11</sup>

A fin de examinar más a fondo el carácter contracíclico de la participación femenina en la fuerza laboral en tiempos difíciles, estimamos regresiones estándares de panel de efectos fijos de la variación de la participación femenina sobre la variación del PIB, centrándonos exclusivamente en períodos de crecimiento negativo del PIB. Los resultados se presentan en el cuadro 4, con una columna para la muestra completa de países y otra solo para economías de ALC.

Gráfico 12. Variación de la participación femenina en ALC durante contracciones del PIB



Fuente: Cálculos del personal técnico del FMI basados en David, Pienknagura y Roldós (2019).

Cuadro 4. Sensibilidad de la participación femenina en la fuerza laboral a variaciones del PIB durante desaceleraciones

	(1)	(2)
	Muestra completa	Solo ALC
	$\Delta$ Participación femenina	$\Delta$ Participación femenina
$\Delta$ PIB <sub>t</sub>	-0.0121 (0.00896)	-0.355** (0.139)
Constante	0.0366 (0.362)	-0.323 (1.013)
Efectos fijos de países	Yes	Yes
Efectos fijos de tiempo	Yes	Yes
Observaciones	423	63
Países	103	16

Fuente: Cálculos del personal técnico del FMI basados en David, Pienknagura y Roldós (2019).

Nota: Errores estándar Driscoll-Kraay en paréntesis. Los promedios de los coeficientes calculan como medias robustas frente a valores atípicos.

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

Estudios anteriores también han mostrado que las tasas de participación son sensibles a las instituciones y políticas del mercado laboral (Grigoli, Koczan y Topalova, 2018). En particular, mayores impuestos al trabajo y prestaciones por desempleo más generosas están relacionadas con una menor participación en los mercados de trabajo. Además, la participación femenina se ve significativamente afectada por las políticas que ayudan a conciliar el trabajo y las tareas domésticas, como un mejor acceso a servicios de guardería, licencia por maternidad y flexibilidad de los horarios laborales.

## Flexibilidad del mercado laboral, ajuste y crecimiento

La flexibilidad del mercado laboral es fundamental para que la economía agregada pueda ajustarse a los *shocks* y, por tanto, para el crecimiento. Los costos económicos y sociales de los *shocks* dependen de la capacidad de cada país para i) mitigar sus efectos inmediatos y ii) recuperar después rápidamente su potencial. La primera suele asociarse al uso de herramientas de estabilización macroeconómica, mientras que la segunda está supeditada al uso de instrumentos macroeconómicos y a la presencia de fricciones

<sup>11</sup>Gasparini y Marchionni (2017), usando microdatos has 2012, concluyen que la participación femenina es contracíclica.

microeconómicas que hacen que los *shocks* tengan efectos económicos prolongados, amplificando así los costos para el bienestar.<sup>12</sup> Por tanto, es fundamental conocer los factores que determinan la velocidad de ajuste de un país a los *shocks*, para evaluar su trayectoria macroeconómica.

Esta sección, basada en David, Pienknagura y Roldós (2019), amplía el análisis con el estudio de la respuesta del crecimiento del empleo a los *shocks* que provocan desviaciones de los niveles de empleo de *equilibrio*. El estudio se centrará en la velocidad de ajuste del empleo, sus determinantes y la relación con el crecimiento de la productividad.

## Flexibilidad macroeconómica y velocidad de ajuste

Suponiendo que el nivel de equilibrio del empleo guarda relación con el PIB, la velocidad de ajuste puede calcularse a partir de un modelo de corrección de errores que, como en las secciones anteriores, utiliza el método de panel heterogéneo propuesto por Pesaran (2006). La especificación empírica puede resumirse en la ecuación 3 para  $i = 1, \dots, N$  países; y  $t = 1, \dots, T$  períodos.

$$\begin{aligned} \Delta e_{i,t} &= \beta_i \Delta y_{i,t} + \alpha_i (e_{i,t-1} - \theta_i y_{i,t-1}) + \vartheta_{i,t} \\ \vartheta_{i,t} &= \alpha_i + \sum_{m=1}^p \lambda_{i,m} f_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

donde  $\Delta$  es el operador diferencial,  $e_{it}$  es el logaritmo del empleo e  $y_{it}$  es el logaritmo del PIB. El parámetro  $\beta_i$  captura la respuesta del crecimiento del empleo en el país  $i$  a los *shocks* al PIB, el parámetro  $\theta_i$  es la elasticidad de largo plazo del empleo al PIB, y  $\alpha_i$  es el parámetro de la velocidad de ajuste.<sup>13</sup> Los parámetros no observados  $f_{m,t}$  y  $\lambda_{i,m}$  capturan factores comunes y sus cargas, respectivamente.

Como era de esperar, el crecimiento del empleo tiene una correlación positiva con el crecimiento contemporáneo del PIB (el coeficiente del crecimiento del PIB) y una correlación negativa con el «exceso» de empleo (definido como un nivel de empleo superior al previsto por el nivel de PIB), evidencia de la reversión a la relación de largo plazo entre empleo y PIB. El cuadro 5 presenta los resultados de estimar la ecuación 3 para 127 países en el período 1990–2017.<sup>14</sup>

Los coeficientes estimados sugieren que la velocidad a la cual el empleo vuelve su nivel a largo plazo es relativamente lenta en promedio, pero con un alto grado de heterogeneidad entre países. El coeficiente de velocidad de ajuste promedio estimado es de -0,21, lo cual implica que el país promedio tarda tres años en cerrar la mitad de la brecha del empleo (la vida media). No obstante, cerca del 50 por ciento de los países de la muestra presentan una velocidad de ajuste superior al promedio. Como referencia, un país situado en el percentil 75 de la distribución tiene una velocidad de ajuste de -0,41 (aproximadamente el coeficiente estimado para Nicaragua y El Salvador), lo cual implica una vida media de 1,3 años.

La heterogeneidad de la velocidad de ajuste estimada también se observa entre grupos de ingreso y regiones. El país mediano de ALC presenta un coeficiente estimado de la velocidad de ajuste de -0,2, inferior tanto al de la economía avanzada media (-0,28) como al del mercado emergente medio (-0,26)

<sup>12</sup>Blanchard *et al.* (2014) sostiene que las instituciones laborales son fundamentales para que el proceso de ajuste sea eficiente y equitativo. Las principales instituciones para la flexibilidad macroeconómica son el salario mínimo y la negociación colectiva, mientras que la LPE y el seguro de desempleo son claves para la flexibilidad microeconómica—la capacidad de la economía de reasignar trabajadores a distintos sectores.

<sup>13</sup>Eberhardt y Presbitero (2015) usaron una metodología similar en el contexto de la relación entre deuda pública, PIB y capital.

<sup>14</sup>El cuadro 5 presenta el coeficiente puntual y la desviación estándar del coeficiente promedio. Siguiendo a Pesaran (2006) y Eberhardt y Presbitero (2015), la metodología usa promedios transversales de todas las variables para capturar variables no observables y elementos omitidos de la relación. El número máximo de rezagos ( $p=2$ ) se determina con la regla de Chaudik y Pesaran (2015) del estimador ECC, para el correcto rendimiento en un modelo dinámico con regresores exógenos débiles.

(gráfico 13). Dentro de ALC, los países de Sudamérica tienen una velocidad de ajuste media inferior a la de los países de América Central. Los resultados para los promedios de los grupos son similares.

**Cuadro 5. Modelo de corrección de errores de efectos comunes correlacionados del empleo**

	(1)	(2)	(3)
	Número de rezagos de los promedios transversales		
	Sin rezagos	1 rezago	2 rezagos
Logaritmo rezagado de empleo	-0.205*** (0.021)	-0.208*** (0.025)	-0.216*** (0.027)
Logaritmo rezagado del PIB	0.078*** (0.015)	0.085*** (0.016)	0.089*** (0.020)
Crecimiento del PIB	0.122*** (0.022)	0.112*** (0.020)	0.121*** (0.023)
Elasticidad implícita a largo plazo	0.3818*** (0.0842)	0.4064*** 0.0922	0.4138*** 0.1051
Observaciones	3320	3201	3081
Número de países	129	129	129

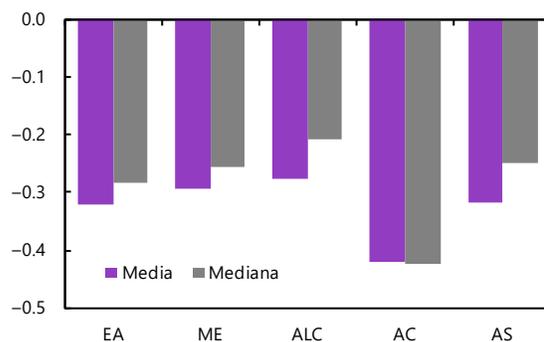
Fuentes: : Base de datos (ILOSTAT) de la Organización Internacional del Trabajo, Banco Mundial, base de datos de Indicadores del desarrollo mundial; y cálculos del personal técnico del FMI basados en David, Pienknagura y Roldós (2019).

Nota: Errores estándar en paréntesis.

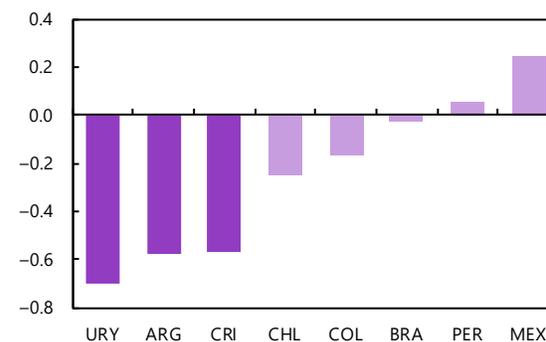
\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

**Gráfico 13. Coeficiente de velocidad de ajuste**

1. Por grupo de países



2. Economías seleccionadas de ALC



Fuente: Cálculos del personal técnico del FMI basados en David, Pienknagura y Roldós (2019).

Nota: Las barras color morado claro no son significativas en el nivel de confianza del 10 por ciento. En las leyendas de los datos se utilizan los códigos de países de la Organización Internacional de Normalización (ISO). EA = economías avanzadas AC = América Central; ME = mercados emergentes; ALC = América Latina y el Caribe.; AS = América del Sur.

Las diferencias entre los coeficientes de velocidad de ajuste del empleo pueden estar relacionadas a las características del mercado laboral de cada país y las instituciones y regulaciones que los rigen. Un sencillo análisis de regresión muestra que mayores tasas de informalidad y regulaciones que aumentan la seguridad laboral frenan la velocidad de ajuste del empleo (gráfico 14). El coeficiente de informalidad estimado sugiere que si ALC redujese su tasa de informalidad en 10 puntos porcentuales—cerca de la diferencia entre el promedio de la región y el de los mercados emergentes incluidos en la muestra de 110 países—la velocidad de ajuste de la región sería cercana al promedio de los mercados emergentes. Igualmente, si la región redujese su índice compuesto de seguridad laboral promedio en 1 (por ejemplo, eliminando la obligatoriedad de notificar un despido a terceros), la velocidad de ajuste del empleo aumentaría aproximadamente hasta situarse en el promedio estimado para las economías avanzadas.

La relación estimada entre velocidad de ajuste e informalidad pone de manifiesto los matices de la interacción entre distintos indicadores del mercado laboral. Por ejemplo, parece que una mayor informalidad atenúa los efectos de los shocks del PIB sobre el desempleo, pero también prolonga el proceso de ajuste.

Estos resultados podrían parecer contradictorios, puesto que suele considerarse que la informalidad incrementa la flexibilidad del mercado laboral. De hecho, Finkelstein Shapiro (2014) concluye que un aumento de la informalidad acelera el ajuste a los shocks en el contexto de un modelo dinámico con fricciones del mercado laboral. Es posible que estas divergencias se deban a que no todo el desempleo informal es igual. Muestra de ello es el caso de Brasil recogido en Ulyssea (2018), que clasifica los establecimientos informales en tres categorías distintas. La primera engloba las empresas de “supervivencia”, que no son lo bastante productivas para convertirse en formales, independiente de los costos de formalización. La segunda incluye los establecimientos informales oportunistas, que aprovechan la escasa aplicación de la legislación para ahorrarse los costos asociados a la formalización (y lo hacen si está a su alcance, sea cual sea su nivel). Por último, están los establecimientos productivos que son informales, pero que se formalizarían si los costos fuesen suficientemente bajos. El autor concluye que cerca de la mitad de las empresas informales de Brasil son establecimientos de “supervivencia” y que cerca del 40 por ciento son oportunistas.

Los resultados de Ulyssea (2018) indican que el mercado de trabajo está segmentado, lo cual implica que las empresas formales no pueden acceder a una parte importante del empleo informal en tiempos difíciles. La segmentación entre empleo formal e informal también se ve respaldada en los estudios de Arias *et al.* (2018), que constatan que, en México y Brasil, los costos de pasar de un trabajo informal a un trabajo formal en el mismo sector son elevados. Dichos costos son comparables al cambio de trabajo entre sectores. A fin de examinar esos canales, debemos recurrir a muestras con datos más desagregados a nivel sectorial o de empresa.

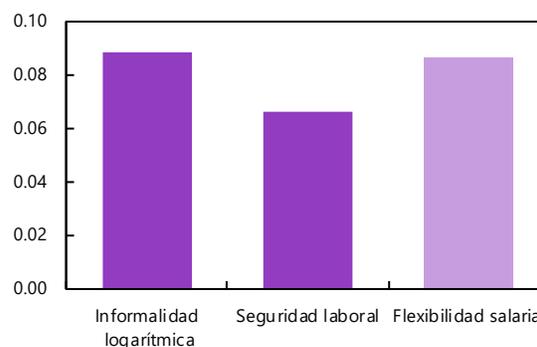
## Flexibilidad microeconómica y velocidad de ajuste

La flexibilidad microeconómica se refiere a la capacidad de la economía para reasignar trabajadores a otras actividades, facilitando el proceso de creación-destrucción esencial para el crecimiento de la productividad en las economías de mercado (Caballero, Cowan, Engel y Micco, CCEM, 2013). En esta sección, seguimos el método de estos autores para calcular la velocidad de ajuste en un modelo microeconómico del mercado laboral y estudiar empíricamente los efectos de las regulaciones del mercado laboral sobre la velocidad de ajuste de un país. Para ello, estimamos la siguiente ecuación:

$$\Delta e_{i,t} = \alpha + \lambda_i (e_{i,t}^* - e_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} = \alpha + \lambda_i * gap_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

donde  $\Delta$  es el operador diferencial,  $e_t$  es el logaritmo natural del empleo,  $e^*$  es el nivel de equilibrio (logarítmico) del empleo,  $(e^* - e_{t-1})$  es la brecha del empleo en  $t-1$ , y  $\lambda$  es la velocidad de ajuste.<sup>15</sup>

Gráfico 14. Correlatos de la velocidad de ajuste



Fuente: Cálculos del personal técnico del FMI basados en David, Pienknagura y Roldós (2019).

Nota: Las barras oscuras son significativas en el nivel de confianza del 95 por ciento. Las barras color morado claro no son significativas.

<sup>15</sup>La relación entre crecimiento del empleo y brecha del empleo puede ser no lineal. La forma lineal en (1) puede racionalizarse en el contexto de un modelo con costos de ajuste cuadráticos (véanse CCEM 2013 y las referencias allí contenidas).

Para estimar la ecuación 4 debemos crear una *proxy* de la brecha de empleo. Lo hacemos siguiendo la metodología de CCEM, que presenta un modelo de base microeconómica de los mercados de trabajo y propone un método econométrico en dos fases. En la primera fase, elaboramos una aproximación de la brecha de empleo mediante el cálculo de variables clave del modelo de base microeconómica. Durante la segunda fase, estimamos la ecuación 4 a partir de la variable estimada de la brecha de empleo generada en la primera fase. El anexo 3 presenta la información técnica del modelo propuesto por CCEM y describe los datos utilizados en el análisis.

El objetivo del ejercicio empírico presentado en esta sección difiere de CCEM en tres frentes. En primer lugar, cambiamos el período de análisis de 1980–2000 a 2000–2017.<sup>16</sup> Durante este último período, los países de América Latina llevaron a cabo importantes modificaciones de sus marcos de política macro y microeconómica, lo cual afectó a su capacidad para hacer frente a los shocks. Ello hace también que el período de análisis sea comparable a otras secciones del estudio. La segunda diferencia es que, además de estudiar los efectos de las regulaciones laborales en la velocidad de ajuste de un país, también se evalúa el papel de la informalidad y las políticas que rigen la remuneración de los trabajadores. Por último, el análisis compara la velocidad de ajuste obtenida a partir de los datos de los sectores manufactureros (ONUDI) con la obtenida de los sectores manufacturero, de servicios y de la construcción.

Como punto de referencia, lo primero que hacemos es ignorar los efectos de la protección del empleo sobre la velocidad de ajuste y presuponemos que  $\lambda_i$  es constante en todos los países. Estudiamos el efecto promedio en dos muestras distintas: una que incluye solo los sectores manufactureros (muestra ONUDI) y otra que incluye los sectores manufactureros, de servicios y de la construcción (ONUDI+ información procedente del conjunto de datos sobre 10 sectores de Timmers, de Vries y de Vries (2015) y del conjunto de datos STAN de la OCDE).

Los resultados señalan que el coeficiente de ajuste es más lento cuando se incluyen los servicios y la construcción. En promedio, los sectores manufactureros son responsables del cierre del 50 por ciento de la brecha del empleo en cada período (cuadro 6, columna 1). El coeficiente se reduce hasta el 45 por ciento en cada período cuando se incluyen los servicios y la construcción (columna 2). Los resultados son consistentes con los del anexo 2, donde se estima un modelo de corrección de errores ECC a partir de datos sectoriales menos detallados y se concluye que la velocidad de ajuste es mayor en la industria que en los servicios (y la agricultura). No obstante, el uso de un conjunto de datos combinados plantea dos dificultades. En primer lugar, la divergencia en la cobertura temporal y territorial de las bases de datos complican la interpretación de los resultados. Además, los subsectores de servicios y el sector de la construcción están mucho más agregados que los sectores manufactureros de dos dígitos recogidos en ONUDI. La inclusión de sectores más agregados podría moderar el coeficiente de velocidad de ajuste. Por esta razón, el resto del análisis se centra exclusivamente en el conjunto de datos ONUDI.

Los países de ALC presentan una velocidad de ajuste inferior, probablemente debido a que su nivel de informalidad es ligeramente superior. La columna (3) muestra que la velocidad de ajuste del país promedio de ALC se sitúa en torno a 2,5 puntos porcentuales por debajo de la de los países no pertenecientes a la región. Como se ha documentado en la sección anterior, la columna (4) indica que un nivel superior de informalidad está vinculado también a un ajuste del empleo más lento.<sup>17</sup>

Una posible explicación de la relativa lentitud del ajuste del empleo en ALC y de los efectos negativos de la informalidad es el impacto de las políticas del mercado de trabajo en la flexibilidad microeconómica. ALC cuenta con LPE más estrictas que otros países, y en secciones anteriores se ha documentado la relación que existe entre informalidad y mayor rigidez de dichas LPE. Como se documenta en CCEM, la

<sup>16</sup>No existe información anterior a 1996 sobre los indicadores de gestión de gobierno empleados en el análisis.

<sup>17</sup>El anexo 2 apunta que los efectos de la informalidad sobre el conjunto de la economía podrían ser mayores, puesto que la elasticidad de la industria es inferior a la de otros sectores.

existencia de LPE más estrictas suele dificultar la reacción de una economía a los shocks económicos. Asimismo, el efecto de ralentizador de las LPE se amplifica cuando los países mejoran la eficacia de sus gobiernos y las regulaciones se tornan más limitantes. Lo mismo ocurre con el coeficiente del salario mínimo a la productividad de la mano de obra.

**Cuadro 6. Flexibilidad microeconómica, informalidad y regulaciones del mercado laboral**

Variable dependiente	Crecimiento del empleo							
	ONU	ONU	ONU	ONU	ONU	ONU	ONU	ONU
Muestra	10S+OCDE	10S+OCDE	10S+OCDE	10S+OCDE	10S+OCDE	10S+OCDE	10S+OCDE	10S+OCDE
	(1)	(4)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Brecha de empleo	0.501*** (0.0427)	0.459*** (0.0410)	0.502*** (0.0405)	0.514*** (0.0467)	0.536*** (0.0434)	0.525*** (0.0438)	0.541*** (0.0145)	0.518*** (0.0201)
Brecha de empleo * ALC			-0.0255* (0.0143)					
Brecha de empleo * Informalidad				-0.0596*** (0.0216)				
Brecha de empleo * Seguridad laboral					-0.0374*** (0.00561)	-0.0223*** (0.00654)		
Brecha de empleo * Seguridad laboral * Alta eficacia gubernamental						-0.0678*** (0.0134)		
Brecha de empleo * (Salario mínimo/Productividad de la mano de obra)							-0.131*** (0.0175)	-0.0542*** (0.0185)
Brecha de empleo * (Salario mínimo/Productividad de la mano de obra) * Alta eficacia gubernamental								-0.335*** (0.0532)
Brecha de empleo * Alta eficacia gubernamental						0.0469*** (0.0157)		0.0973 (0.121)
Constante	0.00173*** (0.000611)	0.00460*** (0.000675)	0.00186*** (0.000618)	0.000832 (0.000688)	0.00148** (0.000616)	0.00144** (0.000617)	0.00200*** (0.000604)	0.00188*** (0.000706)
Efectos fijos año-país	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Observaciones	27988	30895	27647	20123	27056	26694	27647	27585
Número de grupos	1604	1693	1586	1141	1553	1549	1586	1582

Fuentes: Cálculos del personal técnico del FMI basados en David, Pienknagura y Roldós (2019).

Nota: Errores estándar robustos Murphy-Topel en paréntesis.

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

A fin de estudiar los efectos de las LPE y el salario mínimo, estimamos la ecuación 4 y presuponemos que la velocidad de ajuste está supeditada a la LPE y la flexibilidad de los salarios de un país (tanto *de jure* como *de facto*). En concreto, presuponemos cuatro formas funcionales:

$$\lambda_i^1 = \lambda_1 + \lambda_2 * LPE_i$$

$$\lambda_i^2 = \lambda_1 + \lambda_2 * LPE_i + \lambda_3 * aplicación_{it} * LPE_i + \lambda_4 * aplicación_{it}$$

$$\lambda_i^3 = \lambda_1 + \lambda_2 * \left( \frac{\text{salario min.}}{\text{prod. laboral}} \right)_i$$

$$\lambda_i^4 = \lambda_1 + \lambda_2 * \left( \frac{\text{salario min.}}{\text{prod. laboral}} \right)_i + \lambda_3 * aplicación_{it} * \left( \frac{\text{salario min.}}{\text{prod. laboral}} \right)_i + \lambda_4 * aplicación_{it}$$

A continuación, en el ejercicio empírico, aproximamos la aplicación de la legislación con una variable dicotómica con valor 1 si la estimación de la eficacia gubernamental de un país es superior a la media mundial, y utilizamos la muestra que incluye el mayor número de sectores y países.

Como en CCEM, encontramos que la seguridad laboral reduce la velocidad de ajuste a los shocks de un país (cuadro 6, columna 5).<sup>18</sup> De forma similar, los resultados indican que cuando los salarios mínimos

<sup>18</sup>Los resultados del cuadro 6 no están determinados por la omisión de otras variables potencialmente relacionadas con la eficacia gubernamental. Por ejemplo, la inclusión de la interacción entre PIB per cápita y brecha de empleo no modifica los resultados mayormente. Los resultados tampoco cambian cuando se incluyen efectos fijos sectoriales y efectos fijos sector-tiempo.

son elevados (en relación con la productividad de la mano de obra), la flexibilidad microeconómica del país se ve erosionada. Estos dos efectos se ven amplificadas en países con mayor capacidad de aplicación de las regulaciones del mercado laboral (columnas 7 y 8). Estos resultados son coherentes con el capítulo 3 del informe WEO de octubre de 2019 (FMI, 2019), según el cual una flexibilización de las regulaciones en el mercado laboral propicia aumentos del empleo y la inversión en el país promedio.

Para entender cuál es la importancia económica de los parámetros estimados anteriormente, el cuadro 7 cuantifica el coeficiente de velocidad de ajuste implícito y la vida media<sup>19</sup> relacionada de países con niveles de informalidad, seguridad laboral, salarios mínimos relativos y eficacia gubernamental distintos. En igualdad de condiciones, la velocidad de ajuste estimada de un país donde la informalidad es alta (percentil 80 de la distribución de la informalidad) es aproximadamente 4 puntos porcentuales inferior a la de países donde la informalidad es baja (percentil 20 de la distribución). Ello implica que los primeros necesitan 1,5 meses más que los segundos para cerrar la brecha de empleo en un 50 por ciento.

**Cuadro 7. Velocidad de ajuste y características del mercado laboral**

		Velocidad estimada del ajuste	Vida media implícita (en meses)	Diferencial de crecimiento implícitos (bajo-alto)
Promedio		0.50	12.00	-
ALC		0.48	12.91	-
Informalidad	Baja	0.51	11.79	
	Alta	0.47	13.26	0.17pp
Seguridad laboral	Baja, alta eficacia gubernamental	0.54	10.56	
	Alta, alta eficacia gubernamental	0.43	14.61	0.47pp
	Baja, baja eficacia gubernamental	0.52	11.39	
	Alta, baja eficacia gubernamental	0.49	12.32	0.11pp
Salario mínimo/Productividad de la mano de obra	Baja, alta eficacia gubernamental	0.55	10.56	
	Alta, alta eficacia gubernamental	0.39	16.85	0.74pp
	Baja, baja eficacia gubernamental	0.51	11.72	
	Alta, baja eficacia gubernamental	0.49	12.48	0.09pp

Fuente: Cálculos del personal técnico del FMI

Nota: En el caso de la informalidad, la seguridad laboral y los salarios mínimos, "Baja" denota niveles en el percentil 20 de la distribución y "Alta" denota niveles en el percentil 80. En el caso de la eficacia gubernamental, "Alta" es una variable sustitutiva con valor 1 si la estimación de la eficacia gubernamental de un país es superior a la mediana mundial. En el anexo 3 pueden consultarse detalles sobre el diferencial de crecimiento implícito.

En cuanto a las regulaciones, los resultados indican que la diferencia en la velocidad de ajuste entre países con una protección del empleo baja y aquellos con una protección del empleo alta es de 10 puntos porcentuales cuando la eficacia gubernamental es alta. Ello se traduce en cerca de 4 meses adicionales para reducir la brecha de empleo a la mitad. Las diferencias son menores cuando la aplicación de las regulaciones es débil. Los efectos de las diferencias de salario mínimo sobre la velocidad de ajuste son mayores. Las divergencias en el parámetro de velocidad de ajuste entre países con salarios mínimos bajos y altos es de 16 puntos porcentuales cuando la aplicación de la legislación es fuerte, lo cual significa que se requieren 6 meses adicionales para reducir la brecha de empleo en un 50 por ciento.

<sup>19</sup>La vida media es el tiempo (en meses) que un país tarda en cerrar el 50 por ciento de su brecha de empleo según la velocidad de ajuste estimada. Se calcula de acuerdo a la siguiente fórmula:  $12 * (\log(0,5) / \log(1 - \text{velocidad de ajuste}))$ .

## Regulación del mercado laboral y crecimiento

Al bajar la sensibilidad del país a los shocks, las regulaciones del mercado laboral frenan el crecimiento.<sup>20</sup> Por ejemplo, las regulaciones del mercado laboral dificultan la reasignación de factores de producción

producción entre sectores o empresas. Por lo tanto, a través de las regulaciones del mercado laboral se podría establecer un vínculo entre el crecimiento de un país a mediano plazo y su flexibilidad microeconómica. De hecho, una gráfica del crecimiento del PIB por trabajador y la velocidad de ajuste de un país muestra una correlación positiva entre ambos (gráfico 15). Igualmente, un cálculo simple como el de CCEM (2013) muestra que una modificación de las leyes de protección del empleo que sitúe a un país procedente del percentil 80 de la distribución de velocidad de ajuste en el percentil 20 se asocia a un aumento del crecimiento de la productividad de la mano de obra a mediano plazo de 0,5 puntos porcentuales al año (cuadro 7, última columna).

Asimismo, una variación del salario mínimo del percentil 80 al percentil 20 de la distribución cuando la eficacia gubernamental es alta puede aumentar el crecimiento en cerca de 0,75 puntos porcentuales al año.

Un desafío en el estudio empírico riguroso de la relación entre las regulaciones del mercado laboral y el crecimiento es el problema de endogeneidad de ambas variables. Por ejemplo, un país con crecimiento débil podría introducir leyes de protección del empleo más estrictas, a fin de reducir los despidos.

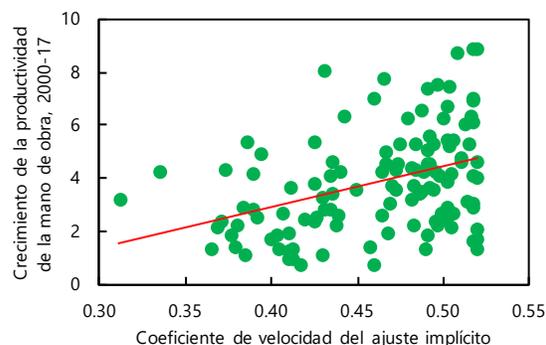
Para abordar este desafío, empleamos una estrategia de identificación similar a la propuesta por Rajan y Zingales (1998). En particular, el supuesto es que las regulaciones del mercado laboral afectan de forma desproporcionada a sectores que requieren mucha mano de obra debido a factores tecnológicos mundiales.<sup>21</sup> Teniendo esto presente, estimamos la siguiente ecuación:

$$g_{ijt} = \beta\alpha_{jt-1} + \gamma\alpha_{jt-1} * reg_i + \theta X_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

donde  $g_{ijt}$  es el crecimiento de la productividad laboral del sector  $j$ , en el país  $i$ , en el tiempo  $t$ ,  $\alpha_{jt}$  es la participación en la mano de obra del sector  $j$  en el tiempo  $t$ , que calculamos como participación de la mano de obra mediana en los países,  $reg_i$  es o bien la variable dicotómica de la legislación de protección del empleo o el coeficiente de salario mínimo sobre productividad de la mano de obra, y  $X_{ijt}$  son los controles adicionales (por ejemplo, la participación del capital en el sector, su participación inicial en el valor agregado total, y los efectos fijos país-año).

Como se esperaba, los resultados del cuadro 8 indican que los efectos negativos para el crecimiento de las leyes del mercado laboral son mayores en los sectores más intensivos en mano de obra. Cuando la LPE

Gráfico 15. Velocidad de ajuste y crecimiento



Fuente: Cálculos del personal técnico del FMI.

Nota: El cálculo del coeficiente se realiza a partir de una regresión como la presentada en el cuadro 6 pero con efectos fijos sectoriales como control de la velocidad de ajuste, y es estadísticamente significativo en el nivel de confianza del 95 por ciento.

<sup>20</sup>Estudios previos han identificado varios canales a través de los cuales la protección del empleo puede afectar al crecimiento. Por ejemplo, Autor, Kerr y Kugler (2007) encuentran que una protección del empleo más estricta en Estados Unidos está relacionada con menores flujos de empleo, menores entradas de nuevas empresas, y una menor productividad total de los factores (PTF). Las leyes que protegen al empleo también tienden a frenar las entradas de IED, reduciendo la posibilidad de transferir conocimientos y el crecimiento asociado a la presencia de empresas extranjeras (Javorcik y Spatareanu, 2005).

<sup>21</sup>La hipótesis es que, a pesar de las diferencias entre países que puedan existir en cuanto a uso de tecnologías de producción, la clasificación de sectores según el uso intensivo de la mano de obra será relativamente similar en todos los países.

es más estricta y los salarios mínimos son más altos, el crecimiento de la productividad de la mano de obra es menor. Este resultado se confirma al incluir la participación inicial del sector en el valor agregado total, la participación del sector en el capital, y los efectos fijos que capturan características sectoriales y de país que varían con el tiempo. Cabe señalar que los efectos de la LPE no parecen afectar de forma sistemática a los sectores que son intensivos en capital.

**Cuadro 8. Regulación del mercado laboral y crecimiento de la productividad de la mano de obra**

Variable dependiente	Crecimiento de la productividad de la mano de obra					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Proporción del sector en el valor agregado total del país, $t-1$	-0.156*** (0.0174)	-0.175*** (0.0180)	-0.176*** (0.0183)	-0.174*** (0.0180)	-0.154*** (0.0178)	-0.153*** (0.0174)
Proporción sectorial de la mano de obra, $t-1$		-0.132*** (0.0327)	-0.0466 (0.0519)	-0.0366 (0.0546)		
Seguridad laboral del país * Proporción sectorial de la mano de obra, $t-1$			-0.0884** (0.0423)			
Salario mínimo rel. del país * Proporción sectorial de la mano de obra, $t-1$				-0.267** (0.122)		
Seguridad laboral del país * Proporción sectorial del capital, $t-1$					0.0249 (0.119)	
Salario mínimo rel. del país * Proporción sectorial del capital, $t-1$						0.00348 (0.377)
Constante	0.0455*** (0.00159)	0.0628*** (0.00459)	0.0629*** (0.00462)	0.0624*** (0.00459)	0.0568*** (0.00359)	0.0564*** (0.00350)
Efectos fijos año-país	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Control de la proporción sectorial del capital	NO	NO	NO	NO	SÍ	SÍ
Observaciones	26,552	26,539	25,977	26,539	25,856	26,418
R cuadrado	0.196	0.197	0.199	0.197	0.199	0.197

Fuentes: : Cálculos del personal técnico del FMI basados en David, Pienknagura y Roldós (2019).

Nota: Errores estándar en paréntesis.

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

## ¿Debe reducirse la informalidad? ¿Cómo?

El alto grado de informalidad de los mercados de trabajo de ALC plantea algunas disyuntivas difíciles. Por un lado, los trabajos informales son relativamente menos productivos que los formales, no ofrecen acceso a la red de protección social, y reducen los ingresos tributarios. Por otro lado, en muchos casos, los trabajos informales son la única fuente de ingreso de los trabajadores poco calificados durante las fases descendentes del ciclo económico. Como se ha dicho anteriormente, un incremento de la educación y el crecimiento puede contribuir enormemente a reducir la informalidad, mientras que las reformas estructurales también pueden contribuir en el mediano o largo plazo (FMI, 2019, capítulo 3).

La informalidad ayuda en épocas difíciles, pero también reduce la velocidad de ajuste a los shocks agregados y sectoriales que requieren una reasignación de la mano de obra. Aunque la informalidad reduce las fluctuaciones del desempleo, este estudio presenta evidencia de que también limita la velocidad de ajuste a los shocks y dificulta el crecimiento. Si bien las políticas macroeconómicas deberían constituir la primera línea de defensa en épocas difíciles, también se requiere de flexibilidad microeconómica para reducir el tiempo y las fricciones relacionados con los desplazamientos sectoriales del empleo.

Una aplicación más estricta de las LPE resta flexibilidad al mercado laboral, pero no está claro que sea la mejor forma de reducir la informalidad. Los resultados de la sección anterior confirman y expanden los resultados de CCEM (2013), sugiriendo que una aplicación más estricta de las leyes frena la velocidad de ajuste a los shocks económicos. Si bien es claro que una aplicación más estricta de las LPE reduciría el margen extensivo de informalidad (trabajadores contratados sin prestaciones), Ulysea (2010) muestra

que también aumentaría el desempleo y reduciría el bienestar. En cambio, Meghir *et al.* (2015) muestra que una aplicación más estricta no hace subir el desempleo y repercute positivamente en los salarios, la producción y el bienestar, al permitir una mejor asignación de trabajadores a puestos de trabajo de mayor productividad y una mayor competitividad en el mercado de trabajo formal.

Un mensaje general de la literatura microeconómica es que es mejor reducir los costos de entrada a la formalidad (también para las empresas) que incrementar los costos de la informalidad. Los trabajadores informales podrían ser contratados por empresas informales (es decir, que no se registran ni pagan tarifas de entrada para formalizarse) o por empresas formales (registradas pero que aun así contratan a parte de su fuerza laboral con contratos informales o no asalariados; véase el recuadro 1 sobre México, Ulyssea, 2018, sobre Brasil, y Vargas, 2015, sobre Paraguay). La reducción de los costos de entrada haría que algunas empresas se formalicen, lo cual incrementaría el PIB, los salarios y la productividad, aunque el impacto en la formalidad del empleo podría no ser muy grande (Ulyssea, 2018). Ese mismo estudio concluye que una aplicación más estricta de la ley resulta muy eficaz a la hora de reducir la informalidad, pero puede conllevar una pérdida de bienestar para un gran número de trabajadores sin las cualificaciones necesarias para ser contratados por empresas formales.

Cuando los salarios mínimos relativos son elevados, aumenta la informalidad y disminuye la velocidad de ajuste a los shocks, pero reducirlos también puede afectar negativamente la equidad. Como señalan Duval y Loungani (2018) y Kugler (2019), las rebajas de los salarios mínimos deben estar bien calibradas, para abordar una serie de tensiones. Por un lado, los salarios mínimos podrían aliviar el poder de monopsonio de una empresa y su incapacidad para observar la productividad de los trabajadores, pero, por otro lado, podrían reducir el empleo —en especial entre trabajadores poco calificados, jóvenes e inmigrantes. Es posible que los efectos sobre el desempleo sean débiles, pero la estrategia más acertada sería emprender reformas estructurales que incrementen la productividad de la mano de obra (informe WEO, 2019).<sup>22</sup>

Bajar los impuestos a los salarios ayuda a reducir la informalidad, pero esta medida debería combinarse con otras reformas estructurales que hagan aumentar la PTF (véase el recuadro 2). El caso de Colombia, que rebajó el impuesto a los salarios en 13 puntos porcentuales, corrobora que sí es posible reducir así la informalidad, pero las simulaciones de Pescatori, Lambert y Toscani (2019) muestran que sería más eficaz combinar una rebaja del impuesto a los salarios con una reducción de las barreras a la entrada y los costos de contratación/despido —así como con reformas que aumenten la PTF (véanse también Álvarez y Ruane (2019) para México, y Canales-Krijlenko, Munkacsi y Dudine (2017) para Argentina).

Todo esto indica que la informalidad es un fenómeno polifacético resultado de políticas, instituciones y normas culturales que empujan a algunos (trabajadores y empresas) a la informalidad, pero también lleva a otros a elegir esta condición dentro de un análisis de costo-beneficio (Perry *et al.* 2007). Además, las causas subyacentes de la informalidad están estrechamente relacionadas a otros problemas de desarrollo evidentes en ALC. En este sentido, abordar la informalidad debería formar parte de una agenda de políticas integral que crease un círculo virtuoso de crecimiento y mejores puestos de trabajo (Banco Mundial, 2019). De hecho, la adopción de medidas fragmentadas para abordar problemas individuales puede socavar los esfuerzos para enfrentar otros problemas. Por ejemplo, Dabla-Norris *et al.* (2018) examina datos microeconómicos de Perú y constatan que las políticas de apoyo a las pequeñas empresas pueden llevar a un aumento de la informalidad. Vargas (2015) estudia los efectos de varias herramientas de política sobre la producción informal, el empleo informal y la evasión fiscal a través del prisma de un modelo dinámico calibrado según el país promedio de ALC, y concluye que políticas como penalizar a las empresas formales por evasión de impuestos pueden hacer aumentar la informalidad.

<sup>22</sup>Duval y Loungani (2019) analizan distintas estrategias para abordar los posibles efectos negativos sobre el empleo de un salario mínimo demasiado alto, como diferenciar por grupos de población, regiones o sectores, y ofrecer flexibilidad para ajustar dicho salario según las condiciones del ciclo económico.

## Conclusión

La informalidad desempeña una función crucial en la dinámica de los mercados laborales de ALC. Se estima que la respuesta de la informalidad a los ciclos del PIB es más fuerte que la del empleo. Además, los cálculos de la ley de Okun demuestran que el margen de ajuste formal/informal resta importancia al margen empleo/desempleo. No obstante, también es cierto que la informalidad frena la velocidad de ajuste de los mercados de trabajo y, por tanto, afecta negativamente al crecimiento de la productividad.

Los resultados implican que, en economías con un alto nivel de informalidad, divulgar solo la tasa de desempleo y la creación de puestos de trabajo (práctica habitual en las economías avanzadas) no sería estadísticamente suficiente para evaluar el desempeño del mercado laboral. Para entender la importancia de la posición cíclica de los mercados de trabajo de América Latina es fundamental prestar atención también a la tasa de informalidad.

Asimismo, constatamos que leyes más estrictas de protección del empleo en ciertas áreas incrementan la informalidad, en particular los altos costos y las complejas regulaciones de despido. En América Latina, por ejemplo, Perú y México son dos de los países con la más alta tasa de informalidad relativa a su nivel de desarrollo, y que también tienen algunas regulaciones de protección de empleo más estrictas en las áreas que, según nuestro estudio, afectan a la informalidad (obligatoriedad de que terceros aprueben el despido aunque sea de un solo trabajador, por ejemplo). Además, los factores institucionales relacionados con la informalidad también parecen obstaculizar el crecimiento.

La evidencia sobre el rol que ciertas LPE juegan en determinar el nivel de informalidad respaldan las recomendaciones de Duval y Loungani (2019); según estos autores, reducir el costo esperado de los procedimientos de despido, aumentar su transparencia y previsibilidad y reducir su complejidad administrativa probablemente sea una buena forma de abordar la informalidad y, en última instancia, mejorar el funcionamiento de los mercados laborales de ALC. Duval y Loungani (2019) también subrayan la importancia de crear a la vez un seguro de desempleo y otras prestaciones para garantizar la protección adecuada de los trabajadores. Sin embargo, los efectos concretos de estas recomendaciones dependerán de la naturaleza de la informalidad en cada país.

Este estudio también encuentra que los salarios mínimos altos en relación con la productividad de la mano de obra aumenta la informalidad y reduce la velocidad de ajuste a los shocks. Como sugiere FMI (2019), emprender reformas estructurales que incrementen la productividad de la mano de obra sería la mejor forma de abordar este factor determinante de la informalidad.

Por último, nuestros resultados muestran que la variación de las tasas agregadas de participación en la fuerza laboral guarda una correlación positiva con la variación del PIB (es decir, suele ser procíclica), aunque también hay alguna evidencia de que la tasa de participación femenina es contracíclica durante las recesiones en países de ALC. Así pues, la participación femenina en la fuerza laboral puede actuar como «seguro» frente a los *shocks* del ingreso en épocas difíciles en la región. En cuanto a las recomendaciones de política para cerrar la brecha de género, los resultados de Novta y Wong (2017) sugieren que la prestación de servicios de guardería y licencia por maternidad/paternidad pueden tener efectos significativos sobre la participación femenina en la fuerza laboral, incluso a corto plazo.

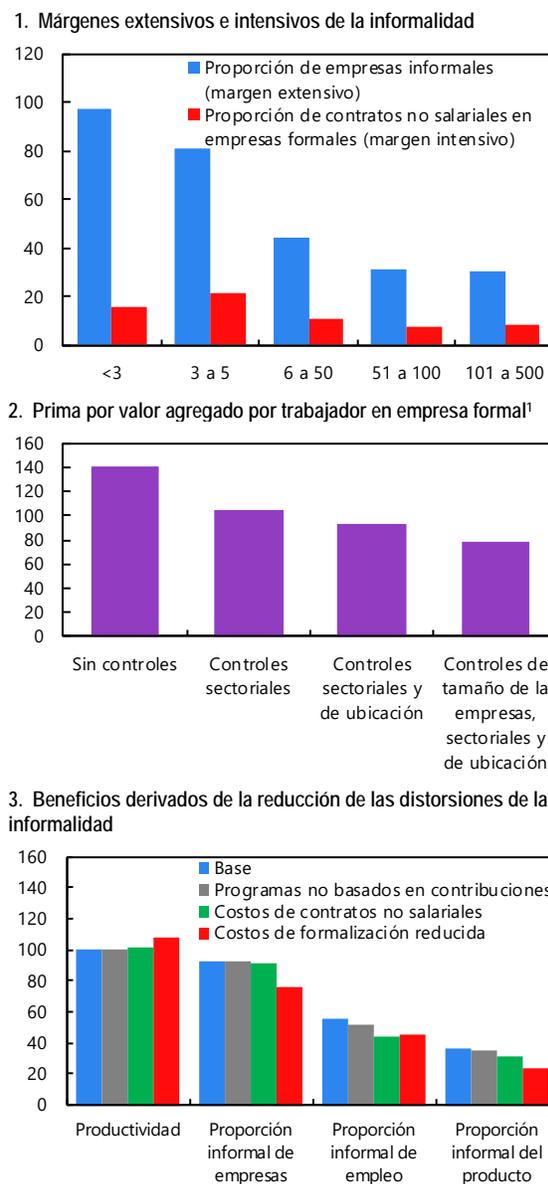
### Recuadro 1. Informalidad y productividad: El caso de México

**Las distorsiones regulatorias generan una estructura dual para el mercado laboral y las empresas en México.** Los costos de formalización, así como la tributación específica según el tamaño y los regímenes de aplicación de la ley, favorecen a las pequeñas empresas informales. Incluso a nivel de las empresas formales, la regulación favorece los acuerdos informales. Los contratos formales conllevan importantes contribuciones a la seguridad social, impuestos sobre la renta salarial, regímenes de retención del impuesto sobre la renta, costos de despido y restricciones que afectan al salario mínimo, que pueden eludirse mediante la contratación no asalariada informal.

**Este sistema regulatorio provoca una elevada informalidad tanto en el margen extensivo (más empresas informales) como en el intensivo (más trabajadores informales).** En el margen extensivo, aproximadamente el 90 por ciento de las empresas operan informalmente en México. En su mayoría, se trata de empresas pequeñas y relativamente poco productivas que emplean a más de la mitad de la fuerza laboral. En el margen intensivo, las empresas formales emplean a un porcentaje elevado de la fuerza laboral con contratos informales no asalariados y sin acceso a la totalidad de prestaciones o protecciones. Este margen intensivo da flexibilidad contractual a las empresas—a las pequeñas, en particular—a costa de la igualdad de trato de los trabajadores en materia de prestaciones y obligaciones tributarias.

**Las empresas formales suelen ser más grandes y más productivas.** En promedio, las empresas formales son el doble de productivas que las informales, en términos de valor agregado por trabajador. Ello se debe en parte a la mayor amplitud de su composición operativa y sectorial. No obstante, las primas de productividad derivadas de la formalidad se mantienen tras descontar las diferencias de sector, ubicación y tamaño de la empresa. Asimismo, el sector informal da muestras de una peor asignación de recursos<sup>1</sup>.

**Gráfico 1.1. Informalidad, productividad y empleo (Porcentaje)**



Fuentes: Censo económico de México, 2013, y cálculos del personal técnico del FMI.

<sup>1</sup>Incluye el coeficiente de regresión sobre la variable sustitutiva del sector formal. Todos los coeficientes son significativos en el nivel de confianza del 95 por ciento.

Este recuadro fue preparado por Jorge A. Álvarez.  
<sup>1</sup>Véase Misch y Saborowski (2018).

## Recuadro 1 (continuación)

**El análisis del personal técnico indica que la reducción de los costos de formalización conlleva importantes beneficios.** A partir de un modelo de informalidad endógena, se evalúa el papel de distintas políticas que provocan informalidad en México<sup>2</sup>. El análisis sugiere que una reducción de los impuestos sobre la renta salarial, las contribuciones a la seguridad social y los costos de despido vinculados a los contratos asalariados pueden generar beneficios significativos para el empleo formal, si bien los beneficios para la productividad agregada son moderados. En cambio, una reducción de los costos de formalización para las empresas puede generar beneficios mucho más importantes en materia de productividad. Ello se debe a que los costos de entrada afectan al margen extensivo de la informalidad e incrementan el volumen de empresas formales productivas. No obstante, estas distorsiones regulatorias solo representan una pequeña parte del total de la deficiente asignación de recursos en México. Además de reducir los costos de formalización, las autoridades económicas deberían abordar también las deficiencias estructurales que impiden el desarrollo de empresas productivas de mayor tamaño, sean formales o informales.

<sup>2</sup>Véase Álvarez y Ruane (2019).

## Recuadro 2. Un modelo de informalidad del mercado laboral

Como se demuestra empíricamente en el texto principal del estudio, la informalidad laboral cae con el ingreso, tanto en la frecuencia del ciclo económico como en una muestra transversal de países. Lambert, Pescatori y Toscani (2019) elaboran un modelo de equilibrio general dinámico y estocástico de economía pequeña y abierta con dos sectores, formal e informal, capaces de reproducir estos hechos estilizados<sup>1</sup>. El estado estacionario del modelo se calibra de forma que reproduzca las características macroeconómicas y del mercado laboral (incluida la informalidad) de la economía colombiana. Recurrimos al método de momentos simulado para determinar la persistencia y volatilidad de los principales shocks en el modelo (productividad total de los factores, PTF), preferencias de consumo, probabilidades de despido y precios de las materias primas) de modo que coincidan con los principales momentos del ciclo económico. A continuación, empleamos el modelo para determinar el modo en que las rigideces del mercado laboral y la informalidad influyen en la respuesta de la economía a los shocks.

En primer lugar, a fin de comprobar que el modelo reproduce con éxito los efectos de las reformas estructurales sobre el mercado laboral, comparamos el estado estacionario del modelo de Colombia antes y después de la reducción de la tasa del impuesto sobre la renta salarial en 2012, que pasó del 29,5 por ciento al 16 por ciento. Las simulaciones prevén una caída de la tasa de informalidad de en torno a 3 puntos porcentuales, cerca de los efectos calculados empíricamente, que son de unos 2 puntos porcentuales (Fernández y Villar, 2017).

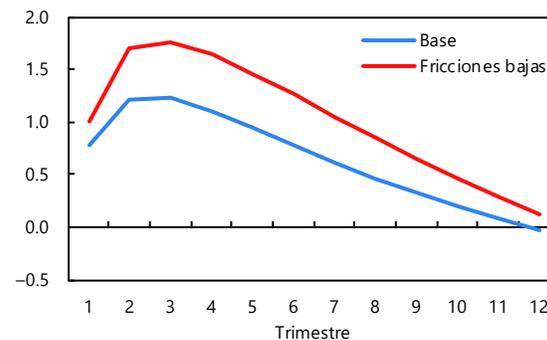
En segundo lugar, simulamos los efectos sobre el estado estacionario de una reducción del 50 por ciento de los costos de entrada de una empresa y los costos de contratación en el sector formal, combinada con una nueva reducción del impuesto sobre la renta salarial de 4 puntos porcentuales. Los resultados indican que se reduciría la informalidad laboral en 7 puntos porcentuales, lo cual tendría efectos significativos, aunque modestos sobre la economía real, con un incremento del PIB per cápita y el consumo privado (que podría considerarse variable sustituta del bienestar) de un 3 por ciento. En comparación, un aumento de la PTF del 50 por ciento sin modificación de las rigideces también logra rebajar la informalidad en 7 puntos porcentuales, pero hace subir el consumo y el PIB en casi un 30 por ciento. Estos resultados muestran la importancia de la flexibilidad del mercado laboral, a la vez que subrayan que dicha flexibilidad debe complementar las iniciativas dirigidas a aumentar la PTF que, en última instancia, es el principal factor impulsor del desarrollo.

Este recuadro fue preparado por Frederic Lambert y Frederik Toscani.

<sup>1</sup>El modelo tiene un hogar representativo que consume bienes formales e informales y suministra mano de obra, productores de bienes intermedios perfectamente competitivos, productores de bienes finales mayoristas competitivos y monopolísticos, minoristas, productores de capital y un sector público (gobierno y una autoridad monetaria). Las empresas formales e informales (que producen bienes formales e informales, respectivamente) afrontan fricciones distintas en términos de costos de entrada y de contratación, e impuestos sobre la renta salarial; mientras que los bienes informales solo pueden ser consumidos por hogares domésticos, los bienes formales también pueden exportarse y ser consumidos por el gobierno. La función de utilidad es tal que existe un efecto de ingreso cero sobre el consumo del bien informal. El modelo se basa en los trabajos de Anand y Khera (2016) y Munkacsí y Saxegaard (2017). La PTF es un parámetro exógeno en el modelo.

Gráfico 2.1. Reacción de la tasa de desempleo ante el shock negativo temporal de los precios de las materias primas

(Porcentaje)



Fuente: Cálculos del personal técnico del FMI.

**Recuadro 2** *(continuación)*

Por último, nos fijamos en la forma en que las rigideces afectan a las propiedades del mercado laboral. En línea con los resultados empíricos del estudio, cuando las rigideces del mercado laboral son elevadas, la reacción del desempleo ante un shock temporal de los precios de las materias primas es más débil, porque la informalidad amortigua, en parte, este shock. En esencia, un shock negativo del precio de las materias primas es como un shock negativo del ingreso para la economía, y provoca un endurecimiento de las limitaciones presupuestarias del gobierno y los hogares. En un mercado laboral menos flexible y más informal, la tasa de desempleo es menos sensible, puesto que la informalidad actúa como margen de ajuste adicional.

## Referencias

- Ahn, J., An, Z., Bluedorn, J., Ciminelli, G., Koczan, Z., Malacrino, D., Muhaj, D., y Neidlinger, P., 2019 “Work in Progress: Improving Youth Labor Market Outcomes in Emerging Markets and Developing Economies” IMF Staff Discussion Note 19/02.
- Alvarez, J. y Ruane, C., (2019). ““Informality Distortions and Aggregate Productivity,” IMF mimeo.
- Annand, R. y Khera, P., 2016. "Macroeconomic Impact of Product and Labor Market Reforms on Informality and Unemployment in India," IMF Working Papers 16/47, Fondo Monetario Internacional.
- Arias, J. Artuc, E., Lederman, D., y Rojas, D., 2018. "Trade, informal employment and labor adjustment costs," *Journal of Development Economics*, vol. 133(C): 396-414.
- Autor, D., W. Kerr, y A. Kugler, 2007. “Does Employment Protection Reduce Productivity? Evidence from the U.S.,” *The Economic Journal*, vol. 117: F189-F217.
- Ball, L., Leigh, D., y Loungani, P., 2017. “Okun’s Law: Fit at 50?” *Journal of Money, Credit and Banking*, 49: 1413-1441.
- Banco Mundial. 2019. *Perspectivas Económicas Mundiales, enero de 2019: Darkening Skies*. Washington, DC: Banco Mundial
- Bernal, R., Eslava, M., Melendez, M., y Pinzon, A., 2017. “Switching from Payroll Taxes to Corporate Income Taxes: Firms’ Employment and Wages after the 2012 Colombian Tax Reform”, *Economía*, vol. 18 (1): 41-74.
- Bosch, M. y Esteban-Pretel, J., 2015. "The labor market effects of introducing unemployment benefits in an economy with high informality," *European Economic Review*, vol. (75), págs: 1-17.
- Blanchard, O., Jaumotte, F., Loungani, P., 2014. "Labor market policies and IMF advice in advanced economies during the Great Recession," *IZA Journal of Labor Policy*, vol. 3(1), págs 1-23, diciembre.
- Caballero, R. K. Cowan, E. Engel, y A. Micco, 2013. “Effective Labor Regulation and Microeconomic Flexibility,” *Journal of Development Economics*, Vol. 101 (2013) 92-104.
- Canales-Kriljenko, J., Munkacsi, Z., Dudine, P., 2017. “Labor Market Informality in Argentina: Evolution, Incentives, and Policies,” in IMF Country Report No. 17/410
- Chaudik, A. y Pesaran, M.H., 2015. “Common correlated effects estimation of heterogeneous dynamic panel data models with weakly exogenous regressors,” *Journal of Econometrics*, vol. 188 (2): 393-420.
- Dabla-Norris, E., Jaramillo, L., Lima, F., y Sollaci, A., 2018. “Size Dependent Policies, Informality and Misallocation,” IMF Working Paper WP/18/179.
- David, A., F. Lambert y F. Toscani, 2019. “More Work to Do? Taking Stock of Latin American Labor Markets” IMF Working Paper WP/19/55.
- David, A., Pienknagura, S., y Roldós, J., 2019. “Labor Market Dynamics, Informality, and Regulations: An Empirical Assessment”, mimeografía del FMI.
- de la Torre, Augusto, Messina, J.; Pienknagura, S., 2012. *The Labor Market Story Behind Latin America's Transformation*. LAC Semiannual Report, octubre 2012. Washington, DC: Banco Mundial.

- Duval, R. y Loungani, P., 2018. "Designing Labor Market Institutions in Emerging and Frontier Economies: Evidence and IMF Advice" IMF Staff Discussion Note 19/04.
- Eberhardt, M., y Presbitero, A., 2015. "Public Debt and Growth: Heterogeneity and Non-Linearity," *Journal of International Economics*, Vol. 97 (1), págs. 45-58.
- Fernández, C. y Villar, L., 2017. "The Impact of Lowering the Payroll Tax on Informality in Colombia," *Economía*, vol. 18 (1): 125-155.
- Finkelstein Shapiro, A., 2014. "Self-Employment and Business Cycle Persistence: Does the Composition of Employment Matter for Economic Recoveries?" *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 46: 200-218
- Finkelstein Shapiro, A., 2015. "Institutions, Informal Labor Markets, and Business Cycle Volatility," *Economía*, vol. 16 (1): 77-112
- Fondo Monetario Internacional (FMI), 2019. *Perspectivas de la economía mundial* (Washington, octubre).
- Fondo Monetario Internacional (FMI), 2018. *Perspectivas de la economía mundial* (Washington, abril).
- Gasparini, L y Marchionni, M., 2017. "Deceleration in Female Labor Force Participation in Latin America," *Economía*, vol. 18 (1): 197-224.
- Grigoli, F. Koczan, Z., y Topalova, P., 2018. "Drivers of Labor Force Participation in Advanced Economies: Macro and Micro Evidence" IMF Working Paper WP/18/150.
- Javorcik, B. y M. Spatareanu, 2005. "Do Foreign Investors care about labor market regulations?" *Review of World Economics*, vol. 141(3): 375-403.
- Kapetanios, G., Pesaran, M.H. y Yamagata, T., 2011. "Panels with Nonstationary Multifactor Error Structures" *Journal of Econometrics*, vol. 160: 326-348.
- Kaufmann, D., A. Kraay, y M. Mastruzzi, 2010. "The Worldwide Governance Indicators: Methodology and Analytical Issues," Policy Research working paper WPS 5430. World Bank.
- Kugler, A., 2019. "Impacts of Labor Market Institutions and Demographic Factors on Labor Markets in Latin America" IMF Working Paper WP/19/155.
- Kugler, A., Kugler, M., y Herrera-Prada, L., 2017. "Do Payroll Tax Breaks Stimulate Formality," *Economía*, vol. 18 (1): 3-40.
- Lambert, F. and Toscani, F., 2018. "Labor Market Dynamics in Latin America," REO: Background Papers, octubre de 2018.
- Lambert, F., Pescatori, A. y Toscani, F., 2019. "Labor Market Informality over the Business Cycle." Mimeografía del FMI.
- La Porta, R. y Shleifer, A., 2014. "Informality and Development." *Journal of Economic Perspectives*, vol. 28 (3): 109-26.
- Levy, S., 2018. *Under-Rewarded Efforts: The Elusive Quest for Prosperity in Mexico*. Banco Interamericano de Desarrollo. Washington, DC.
- Loayza, N. V., 2018. "Informality: Why Is It So Widespread and How Can It Be Reduced?," Research and Policy Briefs 133110, Banco Mundial.

- Loayza, N. V., Oviedo, A. M., y Servén, L., 2005. "The impact of regulation on growth and informality - cross-country evidence," Policy Research Working Paper Series 3623, Banco Mundial.
- Loayza, N. V. y Rigolini, J., 2011. "Informal Employment: Safety Net or Growth Engine?," *World Development*, Elsevier, vol. 39 (9), págs. 1503-1515, septiembre.
- Meghir, C., Narita, R., y Robin, J.-M., 2015. "Wages and informality in developing countries," *American Economic Review* vol. 105 (4), 1509–46.
- Messina, J. y Silva, J., 2018. *Wage Inequality in Latin America: Understanding the Past to Prepare for the Future*. Latin American Development Forum. Washington, DC: Banco Mundial.
- Misch, F., y Saborowski, C., 2018. "Resource Misallocation and Productivity: Evidence from Mexico," IMF Working Paper WP/18/112.
- Morales, L. F. y Medina, C., 2017. "Assessing the Effect of Payroll Taxes on Formal Employment: The Case of the 2012 Tax Reform in Colombia," *Economía*, vol. 18 (1): 75-124.
- Munkacsi, Z. y Saxegaard, M., 2017. "Structural Reform Packages, Sequencing, and the Informal Economy," IMF Working Papers 17/125, Fondo Monetario Internacional.
- Novta, N. y Wong, J. C., 2017. "Women at Work in Latin America and the Caribbean" IMF Working Paper WP/17/34.
- OIT, 2018. "Women and Men in the Informal Economy: A Statistical Picture" 3<sup>rd</sup> Edition International Labour Office, Ginebra.
- Perry, G. E.; Maloney, W. F.; Arias, O. S.; Fajnzylber, P.; Mason, A. D.; y Saavedra-Chanduvi, J., 2007. *Informality: Exit and Exclusion*. Latin American and Caribbean Studies. Washington, DC: Banco Mundial.
- Pesaran, M. H., 2006. "Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with Multifactor Error Structure". *Econometrica*, vol. 64: 967-1012.
- Rajan, R. y Zingales, L., 1998. "Financial Dependence and Growth", *The American Economic Review*, Vol. 88 (3): 559-586.
- Timmer, M. P., de Vries, G. J., y de Vries, K. (2015). "Patterns of Structural Change in Developing Countries." In J. Weiss, & M. Tribe (Eds.), *Routledge Handbook of Industry and Development*. (págs. 65-83). Routledge.
- Ulyssea, G., 2010. "Regulation of Entry, Labor Market Institutions and the Informal Sector," *Journal of Development Economics*, Vol. 91 (1): 87-99.
- Ulyssea, G., 2018. "Firms, Informality and Development: Theory and Evidence from Brazil," *American Economic Review*, Vol. 108 (8): 2015-2047.
- Vargas, J.M., 2015. "Informality in Paraguay: Macro-Micro Evidence and Policy Implications," IMF Working Papers 15/245, Fondo Monetario Internacional.
- World Economic Forum, 2018. "The Global Competitiveness Report 2017-18".

## Anexo 1

Cuadro del anexo 1.1: Regresiones de la población activa como participación en la población en edad de trabajar

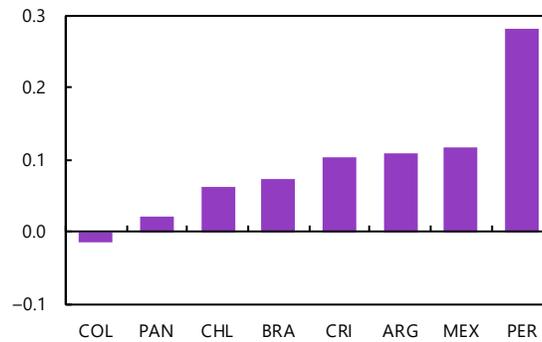
	(1) Δ Participación	(2) Δ Participación
Δ PIB <sub>t</sub>	0.0610** (0.0272)	0.0698*** (0.0269)
Δ PIB <sub>t-1</sub>		-0.0324 (0.0448)
Constante	0.142 (0.264)	-0.0423 (0.319)
Observaciones	439	439
Países	18	18

Fuentes: : Cálculos del personal técnico del FMI.

Nota: Errores estándar en paréntesis.

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

Gráfico del anexo 1.1. Participación en la sensibilidad de la población activa a las variaciones del PIB



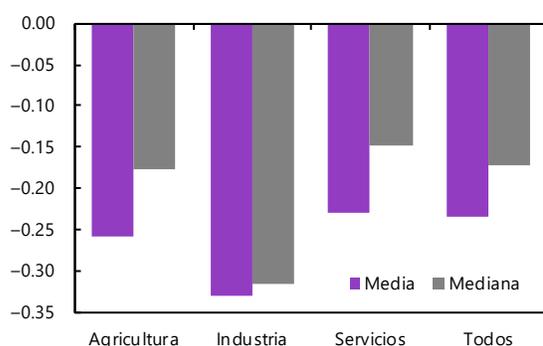
Fuente: Cálculos del personal técnico del FMI.

## Anexo 2

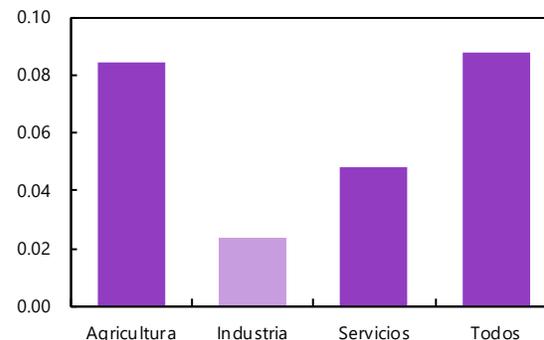
Esta sección documenta los resultados de la estimación del modelo de corrección de errores de efectos comunes descrito en la ecuación 3 en relación con tres sectores agregados (agricultura, industria y servicios). Los resultados, presentados en el panel 1 del gráfico del anexo 2.1, muestran que existen diferencias importantes en cuanto a la velocidad de ajuste de los distintos sectores. El coeficiente estimado del parámetro de velocidad de ajuste más alto corresponde a la industria, mientras que el coeficiente estimado promedio más bajo es el de los servicios. Curiosamente, también se aprecian diferencias considerables en la correlación entre informalidad a nivel de país y los parámetros estimados para la velocidad de ajuste sectorial. Según parece, la informalidad provoca un descenso del parámetro de velocidad de ajuste en los servicios y la agricultura, pero no en la industria.

### Gráfico del anexo 2.1. Modelo de corrección de errores de efectos comunes correlacionados por sector

1. Coeficientes de velocidad de ajuste



2. Elasticidad del coeficiente de velocidad de ajuste con respecto a la informalidad (logarítmica)



Fuente: Cálculos del personal técnico del FMI basados en David, Pienknagura y Roldós (2019).

Nota: Las barras oscuras son significativas en el nivel de confianza del 95 por ciento. Las barras color morado claro no son significativas.

## Anexo 3

### Metodología de Caballero, Cowan, Engel y Micco (2013)

Se asume que una empresa representativa de un sector se enfrenta a la siguiente demanda isoelástica y tiene acceso a una función de producción Cobb-Douglas en mano de obra y horas por trabajador.

$$y = a + \alpha e + \beta h$$

$$p = d - \frac{1}{\eta} y$$

donde las variables (en minúsculas) se expresan de forma logarítmica. Las empresas son competitivas en el mercado laboral, pero pagan salarios que aumentan con las horas trabajadas de acuerdo con una escala salarial  $w(h)$ , donde  $w'$  y  $w''$  son estrictamente positivos. Este marco sencillo implica que se cumple la siguiente ecuación de equilibrio:

$$\bar{e} - e = \frac{\phi}{1 - \alpha\gamma} (v - \bar{w})$$

Con  $\phi = \frac{\mu - \beta\gamma}{\mu}$ ,  $\mu = 1 + \frac{w''(\bar{h})\bar{h}}{w'(\bar{h})}$ ,  $\gamma = \frac{\eta - 1}{\eta}$ , y  $v = y - e$ .

La brecha de empleo ( $\bar{e} - e$ ) presentada arriba es la diferencia entre el empleo y el objetivo de empleo de la empresa. Para presentar la evolución del empleo, CCEM (2013) se asume que la combinación de shocks de la oferta y la demanda ( $d + \gamma a$ ) sigue un proceso aleatorio. En ese caso, el empleo potencial en el país  $i$ , sector  $j$ , en tiempo  $t$  ( $e_{ijt}^*$ ) es igual al equilibrio estático ( $\bar{e}_{ijt}$ ) más una constante. Permitiendo una deriva estocástica específica de un país y diferencias sectoriales específicas en  $\alpha$  e  $\gamma$ , da lugar a:

$$e_{ijt}^* - e_{ijt-1} = \frac{\phi}{1 - \alpha_j\gamma_j} (v_{ijt} - w_{ijt}^0) + \Delta e_{ijt} + \delta_{ct} = gap_{ijt} + \delta_{ct} \quad (A1)$$

Para calcular (A1), seguimos dos pasos. En primer lugar, tomando la primera diferencia, podemos expresar la ecuación de empleo como sigue:

$$\Delta e_{ijt} = -\frac{\phi}{1 - \alpha_j\gamma_j} (\Delta v_{ijt} - \Delta w_{ijt}^0) + \Delta e_{ijt}^* - \Delta \delta_{ct} = -\phi z_{ijt} + \kappa_{ct} + \varepsilon_{ijt}$$

Estimamos el parámetro  $\phi$  construyendo la variable  $z_{ijt} = \frac{(\Delta v_{ijt} - \Delta w_{ijt}^0)}{1 - \alpha_j\gamma_j}$ . Para ello, aproximamos  $\alpha_j\gamma_j$  como participación mediana de la mano de obra en el sector. En el caso de las manufacturas, el valor se extrae directamente de los datos de ONUDI. En el caso de los servicios y la construcción, creamos la participación mediana de la mano de obra a partir del conjunto de datos STAN de la OCDE. La productividad logarítmica de la mano de obra ( $v$ ) se expresa como el logaritmo del producto por trabajador. Aproximamos  $w_{ijt}^0$  con la productividad promedia de la mano de obra de los países. Al estimar  $\phi$  instrumentamos  $\Delta v_{ijt} - \Delta w_{ijt}^0$  con  $\Delta w_{ijt-1} - \Delta w_{jt}^0$ .

Una vez estimado  $\phi$ , construimos la brecha de empleo con la ecuación A1. Con la variable sustitutiva de la brecha de empleo calculamos el parámetro de ajuste en la ecuación 1. Cabe señalar que, al utilizar un procedimiento en dos fases, empleamos los errores estándares de Murphy-Topel en la segunda fase, que tiene en cuenta el hecho de que  $\phi$  se calcula con error. Para calcular la brecha de empleo, sustraemos las diferencias rezagadas entre productividad sectorial de la mano de obra y productividad promedia, para dar cuenta de las diferencias de productividad sistemática entre sectores de un mismo país.

Más allá de las repercusiones sobre el ajuste del empleo, el modelo presentado en CCEM puede utilizarse para estudiar la relación entre flexibilidad microeconómica y crecimiento. En concreto, a partir de un modelo AK de crecimiento y la estructura microeconómica descrita anteriormente, CCEM muestra que la diferencia en cuanto a crecimiento a largo plazo entre dos países que solo presentan divergencias en el coeficiente de velocidad de ajuste ( $\lambda_i$ , with  $\lambda_2 > \lambda_1$ ) puede aproximarse mediante la siguiente ecuación:

$$g_2 - g_1 = (g_1 - \delta) \left[ \frac{1}{\lambda_1} - \frac{1}{\lambda_2} \right] \varepsilon$$

donde  $\delta$  es la tasa de depreciación del capital y  $\varepsilon$  es una constante que depende de la participación en la mano de obra, la volatilidad de la productividad y la elasticidad de la demanda. Para calcular los valores del cuadro 7, tomamos los valores utilizados por CCEM.

## Datos

Los datos sectoriales proceden de tres fuentes distintas:

- Los datos para los sectores manufactureros se extraen de la base de datos de estadísticas industriales (INDSTAT) de la Organización de las Naciones Unidas para el Desarrollo Industrial (ONUUDI), rev. 3. El conjunto de datos contiene información sobre producto, empleo, salarios y capital de 28 sectores de un amplio grupo de países.
- Los datos sobre empleo, producto y salarios de los sectores construcción y servicios de los países europeos proceden del conjunto de datos STAN, que contiene información relativa al período 2005–17.
- Los datos sobre empleo y valor agregado de los sectores construcción y servicios de países no europeos proceden de la base de datos sobre 10 sectores compilada por Timmer, de Vries y de Vries (2015), que contiene información sobre 40 países relativa a los años 2000 a 2010.

Nuestras variables de protección del empleo y salario mínimo se construyen a partir de los indicadores Doing Business del Banco Mundial. El índice de protección de la mano de obra es la suma de tres variables, cada una de las cuales ha sido normalizada para que tome un valor entre 0 y 1. Estas variables son: tiempo para notificar despidos, aprobación de despidos por un tercero e indemnización por despido. La variable de salario mínimo es la relación entre el salario mínimo nacional y el PIB por trabajador (productividad de la mano de obra).

Las estimaciones de la eficacia gubernamental se extraen de la base de datos de los indicadores de gestión de gobierno más recientes de Kaufmann, Kraay y Mastruzzi (2010). Los autores elaboran estimaciones a partir de la información de un gran número de encuestas y bases de datos. La variable «elevada eficacia gubernamental» es una variable dicotómica que adopta valor 1 si un país en 1996 presentaba una estimación de la eficacia gubernamental superior a la mediana mundial de ese año.