

FLEXIBILIDAD MICROECONÓMICA EN AMÉRICA LATINA

Ricardo J. Caballero G.
Eduardo M. Engel G.
Alejandro Micco A.*

Al caracterizar el grado de inflexibilidad microeconómica de varios países latinoamericanos, se observa que Brasil, Chile y Colombia son más flexibles que México y Venezuela. La diferencia se debe principalmente al comportamiento de los grandes establecimientos, pues se ajustan con mayor facilidad en las economías más flexibles, especialmente si los *shocks* acumulados son grandes. Estudiamos también el comportamiento de la flexibilidad en Chile, y vemos cómo disminuyó tras la crisis asiática. Esta disminución puede explicar una fracción importante de la fuerte desaceleración de la productividad total de factores (PTF) en Chile a partir de 1997 (de 3.1% anual promedio durante la década anterior a cerca de 0.3% después). Más aún, de persistir, podría reducir en forma permanente cerca de medio punto porcentual de la tasa de crecimiento estructural del país.

I. INTRODUCCIÓN

Si bien unas con más éxito que otras, las economías latinoamericanas han comenzado a superar algunas de sus fuentes más primitivas de fluctuaciones macroeconómicas. Poco a poco, las políticas se están dirigiendo a aumentar la flexibilidad microeconómica, tendencia muy bienvenida ya que, al promover la destrucción creativa, la flexibilidad microeconómica es la base del crecimiento de las economías de mercado modernas.

Pero, ¿cómo les está yendo a estas economías en esta dimensión de flexibilidad? Para responder, habría que medir el importante pero evasivo concepto de flexibilidad microeconómica. ¿De qué manera se hace?

Una forma es examinar directamente la legislación, quizá el principal factor institucional responsable de impedir o promover la flexibilidad microeconómica.

Existen extensos estudios sobre regulación del mercado laboral. Heckman y Pages (2000), por ejemplo, documentan que “aun después de una década de fuerte liberalización [en la mayoría de los casos], los países de América Latina siguen encabezando la lista de seguridad laboral, con tanta o más regulación que los muy normados países del sur de Europa”. Estos son estudios interesantes, aunque, en la práctica, la flexibilidad microeconómica depende no solo de la regulación del mercado laboral, sino de múltiples factores más, como las opciones tecnológicas y la naturaleza del proceso productivo, el ambiente político, la eficiencia y equidad de los tribunales del trabajo, así como de variables culturales y prácticas comunes. Por tanto, aunque útiles para la formulación de políticas, los estudios sobre normas y regulación probablemente no entreguen una visión panorámica de la flexibilidad de un país por el momento, pues comprender la compleja interacción entre distintas normas y escenarios es un proceso valioso pero sumamente lento.

En el otro extremo, se pueden mirar los resultados directamente: ¿Cuánta reasignación de factores vemos en distintos países y episodios? Este es un ejercicio útil, aunque a la vez incompleto ya que no hay razones para esperar que los países que enfrentan distintos *shocks* idiosincrásicos y agregados tengan flujos agregados similares. Entonces, siempre es difícil saber si la reasignación observada es anormalmente alta o baja, ya que no observamos qué hubiera sucedido si no estuvieran vigentes las regulaciones laborales.

Un tercer enfoque, que mitiga algunas debilidades de los anteriores, es medir la flexibilidad microeconómica por la velocidad a la que los establecimientos reducen

* Respectivamente: MIT y NBER; Universidad de Yale, Banco Interamericano de Desarrollo. Agradecemos a Fernando Coloma y a los participantes del 7^{mo} Congreso Anual del Banco Central de Chile por sus comentarios. Estamos particularmente agradecidos con Ernesto López Córdova, Marcela Meléndez y Mauricio Moreira por su ayuda en los ejercicios econométricos para los casos de México, Colombia y Brasil.

la brecha entre su productividad laboral y el costo marginal del trabajo utilizado. Así, una economía es inflexible a nivel microeconómico si estas brechas persisten en el tiempo. Al contrario, una economía, empresa o establecimiento es muy flexible si las brechas desaparecen rápidamente mediante un ajuste del empleo. Este es el enfoque que adoptamos en este estudio, extendiendo una metodología desarrollada por Caballero, Cowan, Engel y Micco (2003), cuya principal ventaja sobre la estimación convencional de ajuste parcial es su capacidad para utilizar con eficiencia información escasa, corrigiendo sesgos estándares que a menudo aparecen al estimar estos modelos. Nuestra metodología también permite incorporar no linealidades y respuestas del empleo a las brechas de productividad que sean función del nivel de desfase observado, como en Caballero y Engel (1993).¹

Nuestro estudio utiliza observaciones a nivel de establecimiento a todas las economías latinoamericanas para las que tuvimos acceso a datos confiables: Chile, México y, en menor medida, Brasil, Colombia y Venezuela. En total, unas 140,000 observaciones.

En la primera parte del artículo se documentan las principales características del ajuste de estas economías. Encontramos que:

- Aunque más inflexibles que Estados Unidos, Brasil, Colombia y Chile exhiben — en promedio en el tiempo— un mayor grado de flexibilidad microeconómica, con más de 70% del ajuste del empleo dentro de un año. México está después con alrededor de 60% del ajuste el primer año, y Venezuela es la más inflexible de estas economías, con algo más de 50% del ajuste en un año.
- Con la sola excepción de Venezuela, en todos los países los establecimientos pequeños (menos que la mediana del número de empleados) son sustancialmente menos flexibles que los grandes (sobre el percentil 75 del número de empleados). En Brasil, los establecimientos pequeños cierran

alrededor de 67% de su brecha antes de un año, y los grandes cerca de 81%. En Colombia, 68 y 79%, respectivamente; en Chile, 69 y 78%; en México, 56 y 61%; y en Venezuela 53% ambos.

- De la conclusión anterior se desprende que tras estas importantes diferencias de grado de flexibilidad entre las economías estudiadas está principalmente el comportamiento de los establecimientos grandes. Puede muy bien ser el caso de que las grandes compañías de Venezuela y México estén más aisladas de las presiones de la competencia que sus pares en Colombia, Chile y Brasil.
- En todos estos países hay evidencia de que la velocidad de ajuste es creciente con el tamaño del desfase. En otras palabras, los establecimientos son mucho más flexibles con respecto a brechas grandes que a pequeñas. Esto sugiere la presencia de importantes costos fijos del ajuste, los que pueden tener un origen tecnológico o institucional.
- La característica de una velocidad de ajuste creciente con el desfase es especialmente pronunciada en los establecimientos grandes de las economías relativamente más flexibles. De hecho, gran parte de la flexibilidad adicional que ganan los establecimientos grandes en estos países se debe a su rápido ajuste frente a brechas grandes. Por ejemplo, cuando las brechas son menos de 25% en Chile, los establecimientos pequeños tienen un coeficiente de ajuste de 0.50, y los grandes de 0.51. Para las desviaciones superiores a 25%, en cambio, los establecimientos pequeños tienen un coeficiente de 0.79, y los grandes de 0.93. Los patrones son similares en Brasil y Colombia, y algo menos pronunciados en México y Venezuela.

La segunda parte del estudio se especializa en Chile, único país de la muestra que tiene un panel largo, y explora la evolución de su flexibilidad microeconómica a través del tiempo. Las principales conclusiones son las siguientes:

- La flexibilidad microeconómica en Chile experimentó una importante reducción hacia fines del período muestral (1997-99), al pasar el coeficiente de ajuste promedio de 0.77 para los tres años anteriores a las crisis de Asia y Rusia, a 0.69 al terminar la crisis.

¹ Nótese que nuestra definición de flexibilidad microeconómica se refiere a la velocidad a la que los establecimientos responden a condiciones cambiantes, y no a si el mercado laboral es o no flexible frente a shocks agregados. Así, una norma laboral que rigidiza el salario real genera un mayor desempleo como respuesta a un shock agregado, esto es, genera inflexibilidad macroeconómica. Sin embargo, esto no es parte de nuestra medición de inflexibilidad microeconómica.

- Cuando la velocidad de ajuste se supone independiente del tamaño del desfase, la reducción de flexibilidad parece ceder hacia el final del periodo. Sin embargo, este resultado se pierde y no hay evidencia de recuperación una vez que se permite que la velocidad de ajuste sea creciente con el desfase observado. La razón para esta conclusión engañosa con una velocidad constante es que, hacia fines del periodo analizado ocurre un alza brusca en la participación de establecimientos con brechas grandes y negativas, a las que los establecimientos reaccionan naturalmente más frente a velocidades de ajuste crecientes con el desfase.
- Aunque es todavía muy pronto para saber si la caída que descubrimos es puramente cíclica o hay algo estructural detrás, se pueden hacer algunas observaciones interesantes:

a) Buena parte de la reducción de flexibilidad se debe a la menor flexibilidad de los establecimientos grandes.

b) Aunque la velocidad de respuesta a brechas negativas se mantuvo casi constante, es la velocidad a la cual los establecimientos se ajustan a la escasez de mano de obra la que se redujo en forma más drástica. Esta “reticencia a contratar” puede reflejar una visión pesimista sobre las condiciones futuras, que la brecha contemporánea no captura. Pero es improbable que este sea el único factor, pues si lo fuera también veríamos un aumento en la velocidad de los despidos (para una función de velocidad de ajuste dada).²

c) La mayor reducción de flexibilidad proviene de establecimientos en sectores que normalmente pasan por menos reestructuración, ya sea porque el *shock* es menor o porque enfrentan más inflexibilidad tecnológica e institucional. Si cualquiera de las dos formas de inflexibilidad es responsable de la menor reestructuración, entonces el costo de la reducción de flexibilidad puede ser muy alto, ya que los establecimientos que ya son inflexibles pasan bastante tiempo lejos del nivel de empleo que tendrían si no se enfrentaran a restricciones en el proceso de ajuste.

La última parte del artículo explora una métrica diferente para el grado de inflexibilidad y su

impacto económico. Al impedir el movimiento de trabajadores desde unidades menos a más productivas, la inflexibilidad microeconómica reduce el producto agregado y frena el crecimiento. Hemos desarrollado un esquema simple para cuantificar este efecto. Nuestros resultados sugieren que las consecuencias agregadas de las inflexibilidades microeconómicas en América Latina son significativas. En particular, el impacto de la reducción de flexibilidad microeconómica en Chile luego de la crisis asiática por si solo explica una fracción sustancial de la desaceleración de la PTF en Chile desde 1997.

La siguiente sección presenta la metodología mientras que la sección III describe los datos. La sección IV caracteriza la flexibilidad microeconómica promedio en los países de América Latina de nuestra muestra. La sección V se adentra en el caso chileno en más detalle, y describe la evolución de su índice de flexibilidad. La sección VI traza un modelo simple de la inflexibilidad microeconómica y el crecimiento. La sección VII presenta las conclusiones, y luego siguen dos apéndices.

II. METODOLOGÍA Y DATOS

1. Panorama General

El punto de partida de nuestra metodología es un modelo simple de ajuste parcial, donde la variación del número de empleos (ocupados) en el establecimiento i del sector j entre los momentos $t-1$ y t es una función probabilística (al menos para los econométricos) de la brecha entre el empleo deseado y efectivo (antes del ajuste):

$$\Delta e_{ijt} = \psi_{ijt}(e_{ijt}^* - e_{ijt-1}), \quad (1)$$

donde e_{ijt} y e_{ijt}^* representan el logaritmo del empleo y del empleo deseado, respectivamente. La variable aleatoria ψ_{ijt} , que se supone independiente e idénticamente distribuida (i.i.d.) tanto entre establecimientos como en el tiempo, toma valores del intervalo $[0,1]$ y tiene media λ y varianza $\alpha\lambda(1-\lambda)$, con $0 \leq \alpha \leq 1$. El caso $\alpha = 0$ corresponde al modelo estándar de ajuste cuadrático, y el caso $\alpha = 1$, al

² Aunque vimos un incremento de la velocidad de despido, esta se explica por la interacción de una contracción prolongada con una velocidad de ajuste creciente con la brecha.

modelo de Calvo (1983). El parámetro λ captura la flexibilidad microeconómica. A medida que λ tiende a 1, todas las brechas se cierran rápidamente ya que la flexibilidad microeconómica es máxima. A medida que λ disminuye, también disminuye la flexibilidad microeconómica.

La ecuación (1) también alude a dos importantes componentes de nuestra metodología: tenemos que encontrar una medida para la brecha del empleo, $(e_{ijt}^* - e_{ijt-1})$ y una estrategia para estimar la media de la variable aleatoria ψ_{ijt} , λ . Describimos ambos ingredientes en detalle a continuación. A grandes rasgos, construimos estimaciones de e_{ijt}^* , el único elemento no observado de la brecha, resolviendo el problema de optimización de la empresa como función de variables observables, tales como la productividad laboral y una *proxy* adecuada para el salario promedio de mercado. Estimamos λ a partir de (1), basados en el gran tamaño transversal de nuestra muestra y el bien documentado hecho de que la componente idiosincrásica es el mayor determinante del desfase del empleo y de las realizaciones de los ψ_{ijt} .

Un importante aspecto de nuestra metodología es encontrar un método eficiente para remover los efectos fijos y evitar, al mismo tiempo, los sesgos típicos presentes en la estimación de paneles dinámicos.³ El modelo que desarrollamos también lleva a una formulación estándar de paneles dinámicos:⁴

$$Brecha_{ijt} = (1 - \lambda) \Delta e_{ijt} + (1 - \lambda) Brecha_{ijt-1} + \varepsilon_{ijt}. \quad (2)$$

También reportamos los resultados de esta especificación, usando técnicas de paneles dinámicos

³ Como documentan, por ejemplo, Arellano y Bond (1991).

⁴ La “brecha” de más abajo podría ser la brecha antes o después de ocurrido el ajuste.

⁵ De hecho, las técnicas de panel del tipo de Arellano y Bond (1991) no se pueden extender al caso donde el promedio de toda la economía λ varía en el tiempo, porque los instrumentos que se usan en estos procedimientos dejan de ser válidos.

⁶ Para tener soluciones interiores, suponemos que $\eta > 1$ y $\alpha\gamma < 1$.

⁷ La expresión se debe interpretar como una aproximación conveniente de:

$$w = k^0 + \log(H^\mu + \Omega),$$

con w^0 y μ determinados por k^0 y Ω .

⁸ Para tener soluciones interiores suponemos $\alpha\mu > \beta\gamma$ y $\mu > \beta\gamma$.

⁹ Para evidencia de esto, ver Sargent (1978) y Shapiro (1986).

¹⁰ Un cálculo paciente demuestra que

$$\bar{h} = \frac{1}{\mu} \log \left(\frac{\beta \Omega}{\alpha\mu - \beta} \right).$$

en el cuadro 12. Aunque menos precisas, los parámetros estimados de esta manera son similares a los que obtenemos a partir de (1), lo cual provee un test informal de la robustez de nuestra metodología. Así, nuestra metodología puede tomarse como una alternativa que, para el problema particular que nos ocupa, usa los datos con más eficiencia que las técnicas estándares de estimación de paneles dinámicos. Por último, nuestra metodología se puede adaptar al caso en que la flexibilidad evoluciona a través del tiempo (sección V), lo que no ocurre con las técnicas estándares de panel.⁵

2. Detalles

El producto y la demanda de un establecimiento están dados por:

$$y = a + \alpha e + \beta h \quad (3)$$

$$p = d - \frac{1}{\eta} y, \quad (4)$$

donde y, p, e, a, h , y d denotan producto, precio, empleo, productividad, horas trabajadas y *shocks* de demanda a nivel de la empresa, mientras η es la elasticidad precio de la demanda. Denotamos $\gamma \equiv (\eta - 1)/\eta$.⁶ Todas las variables están en logaritmo.

Las empresas son competitivas en el mercado laboral, pero pagan salarios crecientes en el número de horas trabajadas, de acuerdo con:⁷

$$w = w^0 + \mu (h - \bar{h}), \quad (5)$$

donde \bar{h} es constante en el tiempo, y se interpreta en lo que sigue.⁸

Un supuesto clave es que la empresa enfrenta costos de ajuste solo cuando cambia su nivel de empleo, y no cuando cambia el número de horas trabajadas.⁹ De ahí que la elección de la empresa en cuanto al número de horas de cada período se pueda expresar en función de su nivel de empleo observado, resolviendo la correspondiente condición de primer orden (CPO) para las horas.

En un mercado laboral sin fricciones, el nivel de empleo de la empresa también satisface una CPO para el empleo. Nuestras formas funcionales implican que en este caso la elección óptima de horas no depende del nivel de empleo.¹⁰ Representamos el

correspondiente nivel de empleo por \hat{e} y nos referimos a él como el *nivel de empleo óptimo estático*.¹¹ De ahí surge la siguiente relación entre la brecha del empleo y la brecha de las horas:

$$\hat{e} - e = \frac{\mu - \beta\gamma}{1 - \alpha\gamma} (h - \hat{h}). \quad (6)$$

Esta es la expresión que usan Caballero y Engel (1993). En nuestro caso no sirve, pues no tenemos información sobre las horas trabajadas. No obstante, el argumento usado para derivar (6) se puede usar también para expresar la brecha del empleo en términos de la brecha de la productividad marginal del trabajo:

$$\hat{e} - e = \frac{\phi}{1 - \alpha\gamma} (v - w^0),$$

donde v denota productividad marginal, $\phi \equiv \mu / (\mu - \beta\gamma)$ es decreciente en la elasticidad del salario marginal con respecto al promedio de horas trabajadas, $\mu - 1$, y w^0 representa lo definido en (5). Este resultado es intuitivo: la respuesta del empleo a una desviación dada entre el salario y el producto marginal del trabajo será mayor si el costo marginal de la estrategia alternativa de ajuste —modificar horas— es mayor. Obsérvese también que $\hat{e} - e$ es la diferencia entre el objetivo estático \hat{e} y el empleo observado, y no la brecha dinámica del empleo $e^*_{ijt} - e_{ijt}$ asociada al término del lado derecho de (1). Sin embargo, suponemos que los *shocks* de demanda, productividad y salarios siguen un camino aleatorio.¹² Entonces, tenemos que e^*_{ijt} es igual a \hat{e}_{ijt} más una constante δ_t .¹³ De ahí

$$e^*_{ijt} - e_{ijt-1} = \frac{\phi}{1 - \alpha\gamma_j} (v_{ijt} - w^0_{ijt}) + \Delta e_{ijt} + \delta_t, \quad (7)$$

donde hemos permitido diferencias específicas por sector en $\alpha\gamma$.

Estimamos la productividad marginal del trabajo (v_{ijt}) usando el producto por trabajador multiplicado por una participación del trabajo a nivel de industria, la que se supone constante en el tiempo.

Dos candidatos naturales para aproximar w^0_{ijt} son el promedio (en cada industria en un momento dado) de los salarios observados o de las productividades marginales observadas. El primer promedio es coherente con nuestro supuesto de un mercado laboral competitivo, el segundo podría esperarse

que fuera más robusto en escenarios con contratos de largo plazo y múltiples formas de beneficios, y donde el salario puede no representar exactamente el costo marginal del trabajo.¹⁴ Realizamos nuestras estimaciones usando ambas alternativas y no encontramos diferencias. Esto sugiere que el poder estadístico proviene principalmente de la dimensión transversal, esto es, de la gran y bien documentada magnitud de los *shocks* idiosincrásicos enfrentados por los establecimientos. En adelante, reportamos la alternativa más robusta y aproximamos w^0 por la productividad marginal promedio, lo que lleva a:

$$e^*_{ijt} - e_{ijt-1} = \frac{\phi}{1 - \alpha\gamma_j} (v_{ijt} - v_{\cdot jt}) + \Delta e_{ijt} + \delta_t \equiv Brecha_{ijt} + \delta_t. \quad (8)$$

Esta expresión ignora las variaciones sistemáticas de la productividad laboral que pueden existir entre establecimientos, las que tenderían a sesgar hacia abajo las estimaciones de velocidad de ajuste. En el apéndice A mostramos evidencia a favor de incorporar esta posibilidad restando de $(v_{ijt} - v_{\cdot jt})$ en (8) un promedio móvil de la productividad relativa del establecimiento, $\hat{\theta}_{ijt}$.¹⁵ La expresión resultante para la brecha estimada del empleo es:¹⁶

$$e^*_{ijt} - e_{ijt-1} = \frac{\phi}{1 - \alpha\gamma_j} (v_{ijt} - \hat{\theta}_{ijt} - v_{\cdot jt}) + \Delta e_{ijt} + \delta_t \equiv Brecha_{ijt} + \delta_t. \quad (9)$$

¹¹ Tenemos:

$$\hat{e} = C + \frac{1}{1 - \alpha\gamma} [d + \gamma a - w^0]$$

donde C es una constante que depende de μ, α, β y γ .

¹² De la nota al pie anterior se desprende que basta con que $d + \gamma a - w^0$ siga un camino aleatorio.

¹³ Para permitir variaciones en las futuras tasas de crecimiento esperadas de a y d , se permite a la constante δ variar en el tiempo.

¹⁴ Aunque hemos supuesto un mercado competitivo simple para el salario base (salario para horas normales) en cada empresa, nuestro procedimiento podría fácilmente acomodar otros mecanismos de determinación de salarios más cercanos a la participación de las rentas (con una adecuada reinterpretación de algunos parámetros, pero no de λ).

¹⁵ Donde $\hat{\theta}_{ijt} \equiv \frac{1}{2} [(v_{ijt-1} - v_{\cdot jt-1})]$ La especificación alternativa, con salarios relativos en vez de productividades marginales relativas, lleva a resultados casi idénticos.

¹⁶ Donde $\alpha\gamma_j$ se construye usando la mediana de la muestra de participaciones laborales por sector j entre años y países (Brasil, Chile, Colombia, México y Venezuela).

CUADRO 1
Estimación de ϕ

| País | Colombia | Chile | México | Venezuela |
|-----------------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| ϕ con valores extremos | 0.414 (0.035) | 0.460 (0.028) | 0.372 (0.033) | 0.336 (0.108) |
| ϕ sin valores extremos | 0.394 (0.035) | 0.495 (0.037) | 0.365 (0.037) | 0.317 (0.118) |
| Observaciones | 20,268/ 20,065 | 21,149/ 20,938 | 27,752/ 27,475 | 2,906/ 2,877 |

Errores estándares robustos entre paréntesis.

Por último, estimamos ϕ (asociado a la posibilidad de sustitución entre horas trabajadas y empleo) usando

$$\Delta e_{ijt} = -\frac{\phi}{1-\alpha\gamma_j}(\Delta v_{ijt} - \Delta v_{jt}) + \kappa_t + v_{it} + \Delta e_{ijt}^* \equiv -\phi z_{ijt} + \kappa_t + \varepsilon_{ijt}, \quad (10)$$

donde κ es una *dummy* anual, Δe_{ijt}^* es la variación del nivel deseado de empleo, y $z_{ijt} \equiv (v_{ijt} - v_{jt})/(1-\alpha\gamma_j)$. Se supone que Δe_{ijt}^* es i.i.d. e independiente de las variables rezagadas. A fin de evitar la endogeneidad y el sesgo de error de medición, estimamos (10) usando $(\Delta w_{ijt-1} - \Delta w_{jt-1})$ como instrumento para $(\Delta v_{ijt} - \Delta v_{jt})$.¹⁷ El cuadro 1 muestra los resultados de estimar (10) entre los países de nuestra muestra.¹⁸ Reportamos estimaciones con y sin el 1% de valores extremos para la variable independiente. Para facilitar la comparación entre países, escogemos, basándonos en las estimaciones que aparecen en el cuadro 1, un valor común para ϕ igual a 0.40.

¹⁷ Rezagamos la variable dependiente porque se correlaciona con el término de error, y usamos salarios rezagados para instrumentalizar la productividad laboral rezagada para evitar errores de medición.

¹⁸ No tenemos datos de salarios para Brasil, por lo que no podemos estimar el parámetro para este país.

¹⁹ Abraham y Houseman (1994), Hammermesh (1993), y Nickel y Nunziata (2000) evalúan la respuesta diferencial del empleo al producto real observado. Una segunda opción es construir shocks de demanda exógenos. Aunque este enfoque resuelve los problemas con el producto real, requiere construir un shock de demanda sectorial adecuado para cada país. Un buen ejemplo son los estudios de Burgess y Knetter (1998) y Burgess et al. (2000), que usan el tipo de cambio real como shock de demanda. Los efectos estimados del tipo de cambio real sobre el empleo son por lo general marginalmente significativos, y a menudo tienen el signo opuesto al esperado.

3. Resumen

Nuestra metodología tiene tres ventajas sobre las especificaciones anteriormente usadas para estimar diferencias de velocidad de ajuste entre países. La primera es que solo requiere datos de producto nominal y nivel de empleo, dos variables estándares y bien medidas en la mayoría de las encuestas industriales. La mayoría de los estudios previos sobre costos de ajuste requieren mediciones de producto real o una medida exógena de demanda del sector.¹⁹ La segunda es que resume en una variable única todos los *shocks* que enfrenta una empresa. Este rasgo nos permite aumentar la precisión y, por lo tanto, el poder del test de hipótesis, así como estudiar los determinantes de la velocidad de ajuste usando términos de interacción. Por último, nuestro enfoque se puede extender para incorporar no linealidades en la función de ajuste. En otras palabras, la posibilidad de que el ψ en (1) dependa de la brecha antes de que ocurra el ajuste. Esta característica también resulta útil.

Para resumir, en nuestro escenario básico, estimamos el parámetro de flexibilidad microeconómica λ a partir de

$$\Delta e_{ijt} = \lambda (Brecha_{ijt} + \delta_t) + \varepsilon_{ijt}, \quad (11)$$

donde $Brecha_{ijt}$ es proporcional a la brecha entre la productividad marginal del trabajo y el salario de mercado. Para corregir por la heterogeneidad laboral entre establecimientos, se incluye también un efecto fijo en la medida de brecha. Este efecto fijo se estima a través de la productividad laboral media en los dos períodos precedentes. Como se demuestra en el

CUADRO 2
Estadísticos Descriptivos I

| País | Brasil | Colombia | Chile | México | Venezuela |
|------------------|-----------|----------|---------|-----------|-----------|
| Observaciones | 42,525 | 27,440 | 24,450 | 37,384 | 4,950 |
| Establecimientos | 8,505 | 3,430 | 1,630 | 4,673 | 990 |
| Empleo* (% obs.) | | | | | |
| (0 – 49) | 15.9 | 45.1 | 56.7 | 21.0 | 9.9 |
| (50 – 99) | 28.5 | 22.8 | 17.9 | 21.4 | 31.5 |
| (100 – 249) | 28.9 | 19.5 | 15.4 | 29.4 | 33.7 |
| ≥ 250 | 26.6 | 12.7 | 9.9 | 28.2 | 24.9 |
| Período | 1996-2000 | 1992-99 | 1985-99 | 1993-2000 | 1995-99 |

* Representa el porcentaje de observaciones con empleo inferior a 50, entre 50 y 100, entre 100 y 250, y mayor que 250. Solo se consideran plantas continuas.

apéndice A, el estimador resultante es insesgado (en promedio), forzándonos a descartar observaciones de sólo dos periodos al realizar la estimación, además de ser capaz de adaptarse a evoluciones de baja frecuencia de la heterogeneidad a través de plantas.

III. DATOS Y HECHOS BÁSICOS

Para el análisis empírico, contamos con datos de censos y encuestas industriales tomados por agencias estatales de estadísticas en cinco países de América Latina: Brasil, Chile, Colombia, México y Venezuela. Las variables que incorporamos son producto nominal, empleo, compensación total y clasificación sectorial dentro de la industria (CIU a tres dígitos). Para Chile, usamos también el stock de capital y una medida de flujos de ingresos y egresos definidos como ventas menos costos totales de insumos.

Los datos de Brasil provienen de la encuesta anual industrial (*Pesquisa Industrial Anual*) que conduce el Instituto Brasileño de Geografía y Estadística. Esta encuesta comenzó en 1967, pero su metodología cambió totalmente en 1996, por lo que usamos observaciones solo de 1996 al 2000. En este país —como en todos los demás— solo incluimos plantas que existieron durante todo el período (plantas continuas). En el caso chileno, los datos provienen de la Encuesta Nacional Industrial Anual del Instituto Nacional de Estadísticas. En principio, las encuestas cubren todas las plantas industriales de Chile con más de diez empleados entre 1979 y 1999. En la sección empírica usamos solo plantas continuas durante el período de 1985 a 1999. Dejamos fuera los

años anteriores a 1985 porque se caracterizaron por grandes *shocks* macroeconómicos y ajustes estructurales que introducen mucho ruido y complican nuestra metodología. Para Colombia usamos la Encuesta Anual Manufacturera y Registro Industrial que levanta el Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas. La encuesta abarca todas las plantas manufactureras con más de veinte empleados entre 1982 y 1999. Para las que emplean a menos de veinte personas, se usa una muestra aleatoria. Una vez más, usamos solo plantas continuas entre 1992 y 1999, a causa de un cambio metodológico en la encuesta en 1992.

Para México usamos la Encuesta Industrial Anual que realiza el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática. La encuesta cubre una muestra aleatoria de empresas del sector manufacturero entre los años 1993 y 2000. Por último, los datos de Venezuela provienen de la Encuesta Industrial Manufacturera que aplica el Instituto Nacional de Estadística a todas las plantas con más de 50 empleados y a una muestra aleatoria anual de plantas con una dotación menor. Debido a un cambio de metodología, solo podemos hacer un seguimiento a las empresas durante el período 1995-1999.

Para nuestro período muestral, la cobertura de plantas por tamaño —medido según el número de empleados— difiere de un país a otro. Chile y Colombia presentan el mayor número de observaciones de plantas pequeñas (hasta 50 empleados), en tanto la encuesta de Venezuela cubre principalmente establecimientos grandes (cuadro 2).

CUADRO 3
Estadísticos Descriptivos II

| País | Brasil | Colombia | Chile | México | Venezuela |
|------------------------|-----------|----------|---------|-----------|-----------|
| Empleo | 2,555,035 | 461,441 | 169,813 | 1,214,776 | 233,746 |
| Variación neta | -0.024 | -0.013 | 0.021 | 0.018 | -0.023 |
| Creación de empleos | 0.074 | 0.072 | 0.080 | 0.071 | 0.069 |
| Destrucción de empleos | 0.098 | 0.086 | 0.059 | 0.053 | 0.091 |
| Reubicación | 0.173 | 0.158 | 0.139 | 0.123 | 0.160 |
| Exceso de reasignación | 0.135 | 0.124 | 0.099 | 0.086 | 0.125 |
| Período | 1997-2000 | 1993-99 | 1986-99 | 1994-2000 | 1996-99 |

Las cantidades representan promedios mensuales durante el período muestral. La definición de todas las variables se basa en Davis et al. (1996).

Todas las estadísticas están definidas siguiendo a Davis et al. (1996). El cuadro 3 muestra el promedio de la creación y destrucción de empleos en cada país, junto con el promedio simple en el tiempo de la variación neta del empleo y el exceso de reasignación de empleos (esto es, la reasignación de empleos sin considerar los cambios atribuibles a factores cíclicos). Los números sugieren que la flexibilidad microeconómica es limitada en estos países: son del mismo orden de magnitud que en las economías desarrolladas —que supuestamente necesitan menos reestructuración que las emergentes— y sustancialmente menor que en otras economías emergentes como Taiwán.²⁰

IV. FLEXIBILIDAD MICROECONÓMICA

Esta sección muestra las estimaciones promedios (en el tiempo) de nuestra medida de flexibilidad. Todas nuestras regresiones incluyen *dummies* anuales, d_t (cuadro 4). Para cada país, estimamos (en lo que sigue se elimina el subíndice de sector, j):

$$\Delta e_{it} = d_t + \lambda Brecha_{it} + \varepsilon_{it}. \quad (12)$$

El primer resultado que aparece es que la flexibilidad microeconómica es más limitada en nuestras

economías que en la muy flexible de Estados Unidos. En esta, las estimaciones de λ usando datos anuales están mucho más cerca de la unidad.²¹

Aunque hay que tener cautela al interpretar las comparaciones, ya que las muestras difieren en cuanto a número de observaciones, largo de los períodos, datos demográficos y más, sí puede verse un patrón discernible. Dentro de la región, Brasil, Colombia y Chile exhiben un grado relativamente alto de flexibilidad microeconómica, pues más de 70% del ajuste laboral ocurre dentro del primer año. México viene después con alrededor de 60% del ajuste antes de un año, y Venezuela es el país más inflexible, con poco más de 50%.

Apoyando nuestra anterior motivación para adoptar nuestra forma de construir una medida más amplia de inflexibilidad microeconómica, en esencia nuestro ranking no está correlacionado con el ranking obtenido por Heckman y Pages (2000) y Botero et al. (2003), que se basa en mediciones de las regulaciones del mercado laboral (cuadro 5). Por ejemplo, y contrastando con nuestros resultados, el índice de Botero et al. (2003) de seguridad laboral pone a Venezuela en una categoría de flexibilidad similar a la de Brasil y Chile, y a Colombia como significativamente más flexible que todos los demás.²²

El cuadro 6 reporta los resultados de repetir la estimación de la regresión (12) separando los establecimientos entre pequeños y grandes. Los primeros son los que tienen un número de empleados inferior a la mediana del año anterior, los grandes los que están sobre el percentil 75 del número de empleados, también el año anterior.

²⁰ Ver, por ejemplo, Caballero y Hammour (2000) y sus referencias.

²¹ Por ejemplo, Caballero, Engel y Haltiwanger (1997) encuentran un λ trimestral para el sector industrial de EE.UU. de más de 0.4, que implica un λ anual de aproximadamente 0.90.

²² Además, según el índice de Heckman y Pages (2000), los países más flexibles de la muestra son Brasil y México, no Chile y Colombia como sugiere nuestro índice.

CUADRO 4**Estimación de Flexibilidad Media**

| País | Brasil | Colombia | Chile | México | Venezuela |
|----------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| Brecha | 0.701 (0.004) | 0.722 (0.005) | 0.724 (0.005) | 0.581 (0.004) | 0.539 (0.014) |
| R ² | 0.50 | 0.53 | 0.50 | 0.47 | 0.37 |
| Observaciones | 25,260 | 20,375 | 20,979 | 27,757 | 2,941 |
| Período | 1998-2000 | 1995-99 | 1988-99 | 1995-2000 | 1997-99 |

Errores estándares robustos entre paréntesis. Todas las estimaciones de este cuadro son significativas al 1%. Todas las regresiones tienen *dummies* anuales. Todas las estimaciones están basadas en una regresión por país, que usa todas las observaciones disponibles. Se excluyen las observaciones correspondientes a valores extremos del regresor (0.5% en cola derecha y 0.5% en cola izquierda).

CUADRO 5**Mediciones Comparadas de Flexibilidad**

| País | Brasil | Colombia | Chile | México | Venezuela |
|--|--------|----------|-------|--------|-----------|
| Índice de seguridad laboral (Heckman y Pages, 2000) | 3.04 | 3.79 | 3.38 | 3.16 | 4.54 |
| Índice de seguridad laboral (Botero et al., 2003) | 0.69 | 0.31 | 0.62 | 0.71 | 0.64 |
| Exceso de reasignación | 0.135 | 0.124 | 0.099 | 0.086 | 0.125 |
| Índice de flexibilidad microeconómica (este estudio) | 0.701 | 0.722 | 0.724 | 0.581 | 0.539 |

La flexibilidad es decreciente en el índice para las primeras dos mediciones, y creciente para las otras dos. Dado que existen datos anuales para 1990–1999 para el índice de Heckman y Pages (no así para los demás índices), las cifras que se reportan para este índice son promedios para el período muestral (los años anteriores a 1990 se aproximan con el valor de 1990, y los posteriores a 1999 por el valor de este último).

CUADRO 6**Estimación de Flexibilidad Media por Tamaño de Planta**

| País | Tamaño de planta | Brasil | Colombia | Chile | México | Venezuela |
|---------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| Brecha | Pequeño* | 0.670 (0.006) | 0.675 (0.007) | 0.685 (0.007) | 0.561 (0.006) | 0.529 (0.020) |
| | Grande** | 0.808 (0.009) | 0.790 (0.010) | 0.783 (0.010) | 0.607 (0.007) | 0.529 (0.026) |
| R | Pequeño | 0.47 | 0.52 | 0.49 | 0.44 | 0.35 |
| | Grande | 0.57 | 0.56 | 0.54 | 0.53 | 0.39 |
| Obs. | Pequeño | 12,560 | 10,087 | 10,404 | 13,784 | 1,469 |
| | Grande | 6,340 | 5,131 | 5,265 | 7,008 | 741 |
| Período | | 1998-2000 | 1995-99 | 1988-99 | 1995-2000 | 1997-99 |

*Bajo el percentil 50 de la distribución rezagada del empleo.

**Sobre el percentil 75 de la distribución rezagada del empleo.

Errores estándares robustos entre paréntesis.

Todas las estimaciones de este cuadro son significativas al 1%.

Todas las regresiones tienen *dummies* anuales. Se excluyen las observaciones correspondientes a valores extremos del regresor (0.5% en cola derecha y 0.5% en cola izquierda).

En todas nuestras economías salvo Venezuela, las empresas pequeñas son sustancialmente menos flexibles que las grandes. En Brasil, las pequeñas reducen cerca de 67% de su brecha antes de un año, las grandes 81%. En Colombia, 68 y 79%, respectivamente; en Chile, 69 y 78%; en México, 56 y 61%, y en Venezuela, 53% grandes y pequeñas.

También se aprecia en el cuadro que el comportamiento de los establecimientos “grandes” es el que mejor explica las importantes diferencias en cuanto a la flexibilidad de estas economías. Una vez más, estas no tienen por qué ser causadas por diferencias en la legislación laboral —por lo que no sería capturada por dichos índices— pero podrían reflejar, por ejemplo, barreras a la entrada u objetivos sociales impuestos a las empresas grandes.

En el cuadro 7, separamos las observaciones tanto por tamaño como por la magnitud de la brecha en el empleo. Una brecha pequeña es una brecha cuyo valor absoluto es menor que 25%, y una brecha grande es más que eso. Por tanto, volvemos a estimar (12) para cada combinación entre tamaño de país y tamaño de brecha (jsg).

$$\Delta e_{ijsgt} = d_{jsgt} + \lambda_{jsg} Brecha_{ijsgt} + \varepsilon_{ijsgt} \quad (13)$$

De los resultados de la Tabla 7 se pueden sacar varias conclusiones:

1. En todas las economías estudiadas existe evidencia de una velocidad de ajuste creciente con el tamaño de la brecha²³, es decir, los establecimientos son sustancialmente más flexibles con respecto a brechas grandes que a pequeñas. Esto sugiere la presencia de importantes costos fijos (con retornos crecientes) en la tecnología de ajuste. Tales costos fijos pueden tener un origen tecnológico, como cuando hay fuertes complementariedades en la producción o tecnologías de proporciones fijas con capital hundido, o institucional, como cuando los despidos requieren aprobación estatal o tienen probabilidad de litigio en los tribunales.

²³ Ver Caballero y Engel (1993) para una descripción de los modelos de velocidad de ajuste creciente en la brecha y sus implicancias agregadas.

²⁴ Naturalmente, tales estudios tienen su utilidad y mucho mérito. Nuestras observaciones se refieren a nuestro intento de medir un concepto amplio de flexibilidad microeconómica.

2. Esta velocidad de ajuste creciente con el desfase es particularmente pronunciado en los establecimientos grandes en las economías relativamente más flexibles, lo que no significa que estos tengan costos fijos mayores que los mismos establecimientos en economías menos flexibles. Muy por el contrario, ya que a pesar de lo anterior se ajustan con más frecuencia que sus pares de las economías inflexibles. Significa que los beneficios de ajustarse superan los costos fijos antes en los establecimientos grandes de las economías flexibles, y que hay más elementos aleatorios (esto es, no correlacionados con el tamaño de la brecha) en las decisiones de ajustarse en los establecimientos grandes de las economías inflexibles.
3. De hecho, la mayor parte de la flexibilidad adicional que experimentan los establecimientos grandes en las economías latinoamericanas más flexibles se debe a su rápido ajuste cuando las brechas crecen mucho (más de 25%). Por ejemplo, tanto los establecimientos grandes como los pequeños tienen un coeficiente de ajuste de aproximadamente 0.50 para las brechas menores de 25% en Chile, mientras que para las desviaciones grandes, los establecimientos pequeños tienen un coeficiente de 0.79, y los grandes de 0.93. Los patrones son similares en Brasil y Colombia, y menos pronunciados en México y Venezuela.

En conclusión, hay evidencia de inflexibilidad microeconómica en las economías de América Latina, y en algunos casos, como México y Venezuela, el problema es bastante severo. Un estudio basado solo en una cuantificación de los flujos de empleos no podría detectar ninguno de estos hechos: los flujos brutos de empleos son comparables en magnitud con los de EE.UU. y con los de todas las economías de nuestro estudio, o entregan un ranking errado (por ejemplo, Chile queda como el segundo más inflexible de estos países, según las cifras de reasignación excesiva que muestra el cuadro 3); esta misma observación es válida para los estudios basados únicamente en la legislación del mercado laboral.²⁴

También encontramos que es importante trabajar con modelos que incluyen la posibilidad de una velocidad de ajuste creciente con la brecha: hay evidencia clara de esta característica, especialmente para establecimientos grandes en las economías más

CUADRO 7**Estimaciones de Flexibilidad Media por Tamaño de Planta y Tamaño de Brecha**

| País | Tamaño de planta | Tamaño de brecha | Brasil | Colombia | Chile | México | Venezuela |
|---------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| Brecha | Pequeño | Pequeño | 0.473 (0.010) | 0.440 (0.010) | 0.499 (0.009) | 0.330 (0.009) | 0.275 (0.033) |
| | | Grande | 0.722 (0.013) | 0.752 (0.012) | 0.790 (0.016) | 0.626 (0.010) | 0.570 (0.031) |
| | Grande | Pequeño | 0.541 (0.011) | 0.551 (0.014) | 0.513 (0.013) | 0.418 (0.010) | 0.222 (0.044) |
| | | Grande | 0.870 (0.018) | 0.890 (0.020) | 0.927 (0.023) | 0.682 (0.015) | 0.540 (0.040) |
| R | Pequeño | Pequeño | 0.21 | 0.22 | 0.27 | 0.14 | 0.08 |
| | | Grande | 0.56 | 0.65 | 0.65 | 0.57 | 0.41 |
| | Grande | Pequeño | 0.28 | 0.29 | 0.29 | 0.26 | 0.06 |
| | | Grande | 0.64 | 0.65 | 0.68 | 0.68 | 0.40 |
| Obs. | Pequeño | Pequeño | 9,204 | 7,493 | 8,844 | 9,812 | 886 |
| | | Grande | 3,356 | 2,594 | 1,560 | 3,972 | 583 |
| | Grande | Pequeño | 4,903 | 4,052 | 4,342 | 5,729 | 441 |
| | | Grande | 1,437 | 1,079 | 923 | 1,279 | 300 |
| Período | | | 1998-2000 | 1995-99 | 1988-99 | 1995-2000 | 1997-99 |

El tamaño de planta puede ser pequeño (bajo el percentil 50 de la distribución rezagada del empleo) o grande (sobre el percentil 75 de la distribución rezagada del empleo). El tamaño de brecha puede ser pequeño (valor absoluto inferior a 0.25) o grande (valor absoluto mayor que 0.26). Errores estándares robustos entre paréntesis. Todas las estimaciones de este cuadro son significativas al 1%. Todas las regresiones tienen *dummies* anuales. Se excluyen las observaciones correspondientes a valores extremos del regresor (0.5% en cola derecha y 0.5% en cola izquierda).

CUADRO 8**Estimaciones de Flexibilidad Basadas en (2)**

| País | Brasil | Chile | México | Venezuela |
|---------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| Brecha | 0.855 (0.048) | 0.675 (0.034) | 0.592 (0.037) | 0.401 (0.184) |
| Observaciones | 8,322 | 17,631 | 18,368 | 968 |
| Período | 1998-2000 | 1988-99 | 1995-2000 | 1997-99 |

Errores estándares robustos entre paréntesis. La variable dependiente es la variación de la brecha (después de ajustes). Se usan el segundo y tercer rezagos como instrumentos. Todas las estimaciones de este cuadro son significativas al 1%, salvo Venezuela, que es significativa al 5%. Todas las estimaciones se basan en una regresión por país, usando todas las observaciones disponibles. Colombia no se incluyó por no tener acceso a los datos. Todas las regresiones que consideran más de un año (Chile y México) usan *dummies* por año. Se excluyen las observaciones correspondientes a valores extremos del regresor (0.5% en cola derecha y 0.5% en cola izquierda).

flexibles. En buena medida, las economías más inflexibles parecen ser aquellas donde los grandes desequilibrios quedan sin corregir por mucho tiempo. Al contrario, los establecimientos grandes en las economías más flexibles rara vez toleran (o pueden darse el lujo de tolerar) grandes desequilibrios microeconómicos.

Por último, como vimos antes, nuestro modelo también se puede estimar con un método de panel dinámico estándar. Nuestras conclusiones no cambian al usar este procedimiento, pero la precisión de la estimación disminuye significativamente, tal como era de esperar (cuadro 8).

V. EVOLUCIÓN DE LA FLEXIBILIDAD EN CHILE

¿Ha mejorado la flexibilidad microeconómica a lo largo de los años? Desafortunadamente, solo para Chile tenemos observaciones por un período suficientemente largo. En lo que sigue nuestro análisis se especializa en este caso, y encuentra una respuesta negativa: muy por el contrario, la flexibilidad ha disminuido significativamente desde la crisis asiática.

Todos nuestros resultados que aparecen en esta sección provienen de correr variantes de la regresión:

$$\Delta e_{ijt} = \left[\lambda_{0jt} + \lambda_{1j} \{ |Brecha| > 0.25 \} \right] Brecha_{ijt} \quad (14) \\ + \lambda_{2j} \{ Brecha_{ijt} < -0.05 \} \\ + d_{ij} \{ |Brecha_{ijt}| > 0.25 \} \\ + d_{2j} \{ Brecha_{ijt} < -0.05 \} + \varepsilon_{ijsgt}$$

donde incluimos, pero no reportamos, constantes y *dummies* temporales. Los resultados se presentan en el cuadro 8.

El gráfico 1 muestra la trayectoria de las λ_{0jt} , a las que se les ha restado la media. Las líneas sólidas ilustran los resultados para todas las empresas, las líneas cortadas los de las empresas grandes, y las punteadas, los de las pequeñas. Un valor alto significa un cambio hacia arriba de la velocidad de ajuste. Nos enfocamos en el cambio de la velocidad propiamente tal como índice de flexibilidad, antes que en la velocidad promedio del ajuste, porque en el contexto realista de velocidad creciente con el desfase, la velocidad promedio depende de la trayectoria endógena del corte transversal. Cuando la velocidad es constante en la brecha de empleo, si cambia, hay un cambio igual en la velocidad promedio del ajuste. Si la velocidad es creciente, por el contrario, la relación de un desplazamiento vertical de la velocidad de ajuste a un cambio de la velocidad promedio no es uno a uno, ya que las interacciones con la distribución transversal de las brechas complican la relación.

La columna 1 del cuadro 9 y la línea continua del panel superior del gráfico 1 muestran la evolución de la velocidad de ajuste bajo el supuesto de una velocidad de ajuste constante. Bajo este supuesto, el índice de flexibilidad muestra fluctuaciones en la segunda mitad de los ochenta y primeros años de los noventa, que con el tiempo se asentaron en un valor bastante alto a mediados de la década, para luego caer bruscamente en el período de 1997 a 1999. El coeficiente medio de ajuste fue de 0.77 por los tres años anteriores a la crisis asiática y rusa, para luego caer a 0.69 al pasar estos episodios.

Nótese también que en este caso la disminución de la flexibilidad parece terminar hacia el final de la muestra. Puede verse, sin embargo (cuadro 9, columnas 4 y 7, y líneas continuas en los paneles medio y bajo del gráfico 1), que este hallazgo se pierde y no hay evidencia de recuperación una vez que se permite una función de velocidad de ajuste no lineal. La razón de esta conclusión engañosa con velocidad constante es que, hacia el final del período muestral ocurre un brusco aumento de la proporción de establecimientos con grandes brechas negativas (gráfico 2), a lo que los establecimientos reaccionan naturalmente más si la velocidad de ajuste es creciente con la brecha (en valor absoluto).²⁵ Esto es, para el promedio de la economía, la fracción de la brecha que se cierra en un período aumenta aun cuando la velocidad de ajustarse no cambia, debido a una acumulación sustancial de brechas negativas por parte de un número grande de establecimientos.

Aunque es muy pronto para saber si esta reducción de flexibilidad microeconómica que hemos encontrado es puramente cíclica, o si hay alguna otra razón estructural, sí podemos hacer unas cuantas observaciones interesantes en este punto. Comenzamos por observar que las restantes columnas del cuadro 9 y las series del gráfico 1 muestran que gran parte de la reducción de flexibilidad es atribuible a una reducción de la flexibilidad de los establecimientos grandes (medidos por su empleo rezagado).

Continuando con la caracterización de la disminución de flexibilidad microeconómica, el cuadro 10 muestra que, mientras la velocidad de respuesta a las brechas negativas se mantuvo relativamente

²⁵ Una brecha grande y negativa tiene un valor inferior a -0.25 y una brecha grande y positiva es mayor que 0.25 .

CUADRO 9

Trayectoria de la Flexibilidad en Chile, 1987–99

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 |
|-----------------------------|---|------------------|------------------|---|------------------|-------------------|--|-------------------|-------------------|
| Tamaño de planta | Velocidad constante Todos Pequeño Grande | | | Velocidad creciente Todos Pequeño Grande | | | Velocidad creciente y asimétrica Todas Pequeño Grande | | |
| Brecha 87 | 0.745 (0.030) | 0.742 (0.036) | 0.782 (0.068) | 0.490 (0.030) | 0.514 (0.038) | 0.537 (0.064) | 0.343 (0.030) | 0.384 (0.039) | 0.365 (0.063) |
| Brecha 88 | 0.674 (0.031) | 0.707 (0.041) | 0.716 (0.059) | 0.424 (0.031) | 0.481 (0.040) | 0.445 (0.058) | 0.272 (0.031) | 0.344 (0.040) | 0.270 (0.060) |
| Brecha 89 | 0.776 (0.038) | 0.714 (0.042) | 0.854 (0.054) | 0.533 (0.034) | 0.504 (0.043) | 0.564 (0.054) | 0.381 (0.035) | 0.377 (0.043) | 0.381 (0.055) |
| Brecha 90 | 0.677 (0.031) | 0.656 (0.039) | 0.765 (0.072) | 0.441 (0.030) | 0.478 (0.039) | 0.488 (0.068) | 0.274 (0.032) | 0.326 (0.041) | 0.289 (0.072) |
| Brecha 91 | 0.731 (0.033) | 0.688 (0.053) | 0.806 (0.058) | 0.501 (0.032) | 0.503 (0.050) | 0.578 (0.055) | 0.335 (0.034) | 0.362 (0.051) | 0.374 (0.058) |
| Brecha 92 | 0.740 (0.039) | 0.705 (0.063) | 0.758 (0.065) | 0.520 (0.036) | 0.522 (0.058) | 0.503 (0.063) | 0.359 (0.038) | 0.380 (0.062) | 0.302 (0.064) |
| Brecha 93 | 0.706 (0.034) | 0.640 (0.047) | 0.812 (0.066) | 0.492 (0.032) | 0.474 (0.046) | 0.547 (0.060) | 0.322 (0.033) | 0.327 (0.047) | 0.347 (0.065) |
| Brecha 94 | 0.730 (0.036) | 0.656 (0.050) | 0.913 (0.071) | 0.515 (0.035) | 0.487 (0.049) | 0.639 (0.066) | 0.345 (0.036) | 0.339 (0.050) | 0.443 (0.070) |
| Brecha 95 | 0.775 (0.034) | 0.743 (0.048) | 0.907 (0.072) | 0.547 (0.032) | 0.569 (0.044) | 0.641 (0.065) | 0.370 (0.033) | 0.415 (0.046) | 0.434 (0.069) |
| Brecha 96 | 0.808 (0.035) | 0.706 (0.055) | 0.856 (0.059) | 0.577 (0.034) | 0.531 (0.054) | 0.582 (0.056) | 0.402 (0.035) | 0.378 (0.055) | 0.386 (0.059) |
| Brecha 97 | 0.686 (0.033) | 0.648 (0.043) | 0.667 (0.073) | 0.469 (0.032) | 0.495 (0.042) | 0.395 (0.072) | 0.301 (0.034) | 0.346 (0.046) | 0.206 (0.074) |
| Brecha 98 | 0.669 (0.040) | 0.614 (0.051) | 0.667 (0.095) | 0.425 (0.038) | 0.446 (0.051) | 0.377 (0.091) | 0.242 (0.040) | 0.285 (0.052) | 0.168 (0.092) |
| Brecha 99 | 0.705 (0.034) | 0.655 (0.045) | 0.712 (0.076) | 0.418 (0.035) | 0.455 (0.048) | 0.367 (0.075) | 0.250 (0.038) | 0.309 (0.050) | 0.172 (0.080) |
| Brecha($ Brecha > 0.25$) | | | | 0.371 (0.016) | 0.295 (0.023) | 0.407 (0.031) | 0.479 (0.016) | 0.410 (0.023) | 0.508 (0.032) |
| Brecha($Brecha < -0.05$) | | | | | | | -0.095 (0.031) | -0.172 (0.420) | -0.12 (0.062) |
| $ Brecha > 0.25$ | | | | 0.002 (0.004) | 0.027 (0.006) | -0.023 (0.009) | 0.004 (0.005) | 0.019 (0.007) | -0.012 (0.010) |
| Brecha<-0.05 | | | | | | | -0.093 (0.003) | -0.097 (0.004) | -0.087 (0.007) |
| R ² | 0.50 | 0.49 | 0.54 | 0.53 | 0.51 | 0.57 | 0.55 | 0.54 | 0.59 |

El tamaño de planta puede ser pequeño (bajo el percentil 50 de la distribución rezagada del empleo) o grande (sobre el percentil 75 de la distribución rezagada del empleo). Errores estándares robustos entre paréntesis. Todas las regresiones tienen *dummies* anuales. Se excluyen las observaciones correspondientes a valores extremos del regresor (0.5% en cola derecha y 0.5% en cola izquierda).

constante, la velocidad a la que los establecimientos se ajustan a la escasez de mano de obra cayó más drásticamente.²⁶ Esta “reticencia a contratar” puede reflejar una actitud pesimista respecto de la situación futura que nuestra brecha no captura. Pero es improbable que este sea el único factor, ya que si lo fuera, también veríamos un aumento de la velocidad de despidos, lo que no vemos. De hecho, el carácter creciente de la velocidad de ajuste explica en parte la asimetría en la velocidad de ajuste promedio para brechas positivas y negativas. Como ya se dijo, al haber un número grande de establecimientos que desarrollaron brechas grandes y negativas (exceso de mano de obra) durante el período recesivo, la velocidad de ajuste creciente implica que el ajuste de estos establecimientos no se desaceleró tanto como lo hizo la velocidad ajuste promedio de la economía.

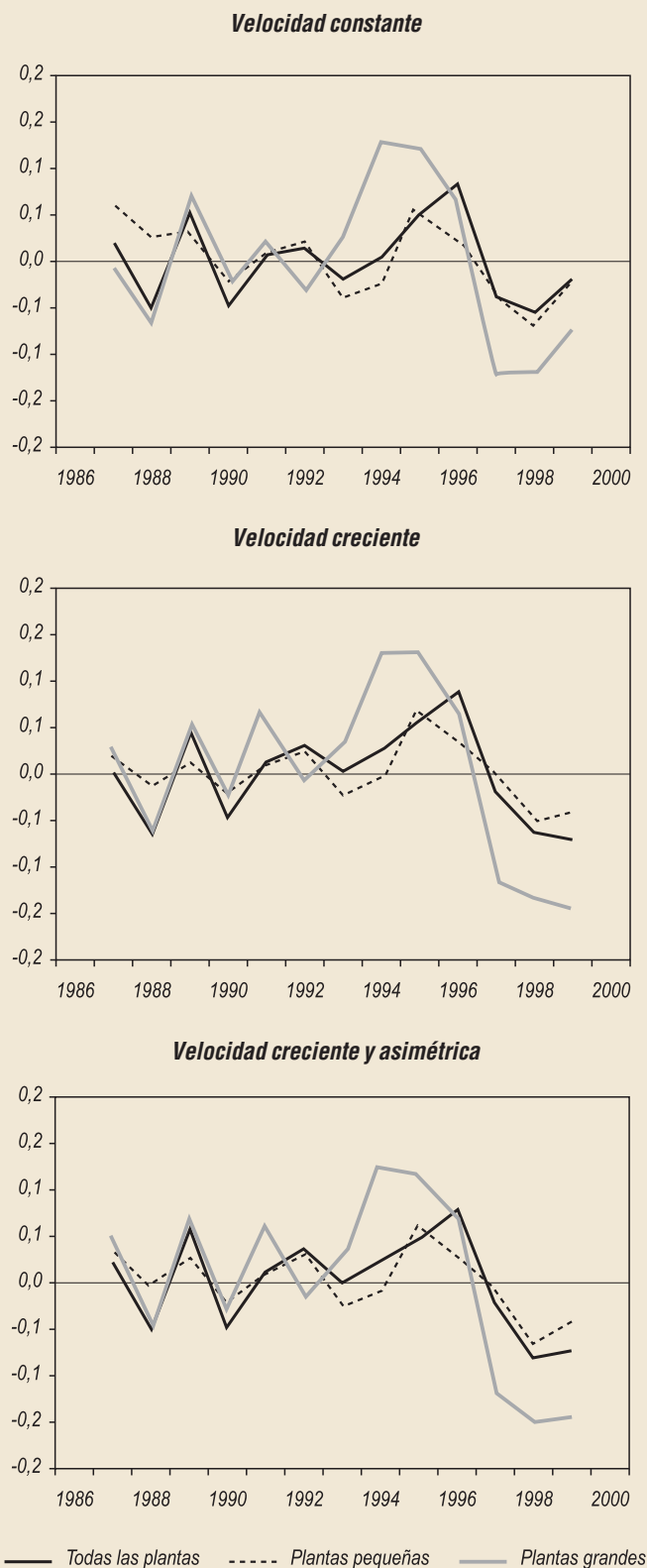
Sin embargo, la mayor caída en la flexibilidad provino de establecimientos en sectores que normalmente son objeto de menos reestructuración, ya sea porque los *shocks* son menores, o por una mayor inflexibilidad tecnológica e institucional (cuadro 11). La reestructuración normal para los sectores con reestructuración alta y baja se mide por el exceso de reasignación sobre y bajo la mediana de Chile antes de 1997.²⁷ Si no son los

²⁶ Entre 1994-96 y 1997-99, el último cayó de 0.86 a 0.71, en tanto el primero bajó de 0.75 a 0.71.

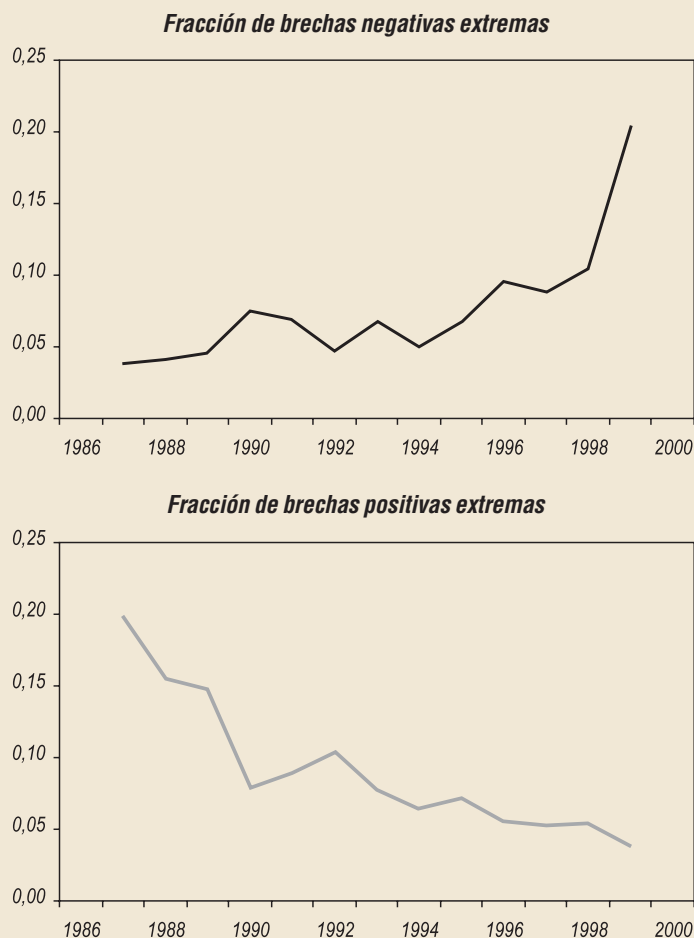
²⁷ Se obtienen resultados similares cuando se clasifican los sectores según la reasignación excesiva en los sectores correspondientes de EE.UU. (una suerte de variables instrumentales para factores tecnológicos).

GRÁFICO 1

Trayectoria de la Flexibilidad en Chile: 1987-1999



Fracción de las Plantas con Brechas Extremas



shocks sino la inflexibilidad lo que explica el ranking, entonces el costo de reducir la flexibilidad es potencialmente muy grande, pues los establecimientos que ya son inflexibles gastan mucho tiempo lejos de sus óptimos sin fricciones.

En conclusión, si bien no podemos encontrar la razón precisa de la reducción de la flexibilidad microeconómica hacia fines de los noventa, sí identificamos claramente la reducción. Además, encontramos que el carácter creciente de la velocidad de ajuste es importante para mostrar que la recuperación de la flexibilidad media hacia 1999 no parece corresponder a un aumento real de la flexibilidad. Al contrario, simplemente refleja la interacción entre una velocidad creciente con la brecha y la fase depresiva del ciclo económico. La flexibilidad cayó en 1997 y se quedó baja hasta el fin de nuestro período muestral, especialmente en los establecimientos grandes. También encontramos que la reducción de flexibilidad es

CUADRO 10

Velocidad de Ajuste Asimétrica (Estimación Año a Año): Chile 1987-1999

| Año | Brecha | | (Brecha < -0.05) | | Nº. Obs. |
|-----------------|--------------|----------------|------------------|----------------|----------|
| | Coefficiente | Error estándar | Coefficiente | Error estándar | |
| 1987 | 0.689 | 0.030 | 0.227 | 0.062 | 1,300 |
| 1988 | 0.720 | 0.030 | -0.079 | 0.058 | 1,216 |
| 1989 | 0.729 | 0.033 | 0.155 | 0.061 | 1,248 |
| 1990 | 0.702 | 0.036 | 0.016 | 0.060 | 1,155 |
| 1991 | 0.815 | 0.036 | -0.097 | 0.061 | 1,153 |
| 1992 | 0.752 | 0.035 | 0.061 | 0.067 | 1,151 |
| 1993 | 0.721 | 0.037 | 0.034 | 0.064 | 1,124 |
| 1994 | 0.831 | 0.039 | -0.135 | 0.066 | 1,073 |
| 1995 | 0.891 | 0.036 | -0.152 | 0.060 | 1,134 |
| 1996 | 0.859 | 0.039 | -0.040 | 0.063 | 1,139 |
| 1997 | 0.710 | 0.039 | 0.028 | 0.062 | 1,146 |
| 1998 | 0.734 | 0.046 | -0.078 | 0.069 | 1,144 |
| 1999 | 0.698 | 0.052 | 0.031 | 0.070 | 1,252 |
| Promedio simple | 0.758 | | -0.002 | | |

CUADRO 11

Velocidad de Ajuste y Reasignación Ex ante (Estimación Año a Año): Chile 1987-1999

| Año | Alta Reestructuración | | No. Obs. | Baja Reestructuración | | |
|-----------------|-----------------------|----------------|----------|-----------------------|----------------|---------|
| | Coefficiente | Error estándar | | Coefficiente | Error estándar | Nº Obs. |
| 1987 | 0.745 | 0.024 | 902 | 0.749 | 0.030 | 709 |
| 1988 | 0.750 | 0.023 | 898 | 0.552 | 0.029 | 712 |
| 1989 | 0.824 | 0.023 | 904 | 0.698 | 0.031 | 705 |
| 1990 | 0.704 | 0.025 | 911 | 0.640 | 0.026 | 706 |
| 1991 | 0.722 | 0.023 | 902 | 0.748 | 0.030 | 710 |
| 1992 | 0.722 | 0.025 | 908 | 0.768 | 0.031 | 709 |
| 1993 | 0.786 | 0.024 | 909 | 0.575 | 0.027 | 713 |
| 1994 | 0.767 | 0.025 | 913 | 0.689 | 0.029 | 711 |
| 1995 | 0.765 | 0.023 | 904 | 0.788 | 0.030 | 717 |
| 1996 | 0.824 | 0.024 | 906 | 0.788 | 0.029 | 705 |
| 1997 | 0.722 | 0.026 | 912 | 0.634 | 0.027 | 702 |
| 1998 | 0.723 | 0.026 | 911 | 0.580 | 0.029 | 705 |
| 1999 | 0.733 | 0.027 | 895 | 0.664 | 0.029 | 700 |
| Promedio simple | 0.753 | | | 0.682 | | |

más pronunciada en los sectores que normalmente reestructuran menos. Si esto último es consecuencia de costos de ajuste más altos (tecnológicos o institucionales), entonces su relativa desaceleración es preocupante, porque el costo de reducir más aún su reestructuración es especialmente alto. En la siguiente sección se intenta medir algunos de los costos potenciales de la inflexibilidad microeconómica.

VI. MEDICIÓN DE LOS COSTOS DE LA INFLEXIBILIDAD MICROECONÓMICA

Al impedir el movimiento de trabajadores desde unidades menos a más productivas, la inflexibilidad microeconómica reduce el producto agregado y frena el crecimiento económico. En esta sección desarrollamos un marco simple para cuantificar este efecto. Un ejercicio de esta naturaleza requiere de fuertes supuestos, y lo que sigue no es una excepción. No obstante lo anterior, nuestros resultados sugieren que el costo de la inflexibilidad microeconómica en América Latina es significativo. En particular, el impacto de la disminución de flexibilidad microeconómica en Chile luego de la crisis asiática explica una fracción sustancial de la fuerte reducción del crecimiento de la PTF en Chile a partir de 1997 (de un promedio anual de 3.1% en la década previa a alrededor de 0.3% después). Más

aun, de persistir, podría reducir en cerca de 0.4% la tasa de crecimiento estructural de Chile.

1. Modelo

Considérese un continuo de establecimientos, indexados por i , que ajustan el trabajo en respuesta a *shocks* de productividad, mientras su participación en el capital de la economía se mantiene constante en el tiempo. Sus funciones de producción tienen retornos constantes al capital (agregado), κ_i , y retornos decrecientes al trabajo:

$$Y_{it} = B_{it} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\alpha} \quad (15)$$

donde B_{it} denota productividad a nivel de planta y $0 < \alpha < 1$. Las B_{it} siguen caminos aleatorios geométricos, que se pueden descomponer en una componente común y otra idiosincrásica:

$$\Delta \log B_{it} \equiv b_{it} = v_t + v_{it}^I,$$

donde las v_t son i.i.d., (μ_A, σ_A^2) y las v_{it} son i.i.d. (entre unidades productivas, en el tiempo y con respecto a *shocks* agregados) $N(0, \sigma_1^2)$. Suponemos $\mu_A = 0$, dado que estamos interesados en la interacción entre las rigideces y los *shocks* idiosincrásicos, no en los efectos tipo desigualdad de Jensen asociados con *shocks* agregados.

La elasticidad precio de la demanda es $\eta > 1$. El trabajo agregado se supone constante e igual a 1. Definimos la productividad agregada, A_t como:

$$A_t = \int B_{it} L_{it}^{\alpha} di, \quad (16)$$

de modo que el producto agregado, $Y_t \equiv \int Y_{it} di$ satisface

$$Y_t = A_t \kappa_t.$$

Las unidades se ajustan con probabilidad λ en cada período, independientemente de su historia y de lo que hagan las otras unidades en ese período.²⁸ El parámetro que captura la flexibilidad microeconómica es λ . Valores más altos de λ se asocian con una reasignación más rápida de trabajadores en respuesta a *shocks* de productividad.

Los cálculos estándares muestran que la tasa de crecimiento del producto, g_y , satisface:²⁹

$$g_y = sA - \delta, \quad (17)$$

donde s denota la tasa de ahorro (que se supone exógena) y δ la tasa de depreciación del capital.

Considérese ahora lo que sucede cuando la flexibilidad microeconómica disminuye de λ_0 a λ_1 . La productividad agregada cae, reflejando la reasignación más lenta de trabajadores desde unidades menos a más productivas. Entonces, de (16) tenemos que:

$$\Delta A = \int B_{it} \Delta L_{it}^{\alpha} di,$$

donde ΔL_{it}^{α} es la diferencia entre los valores de L_{it}^{α} para el nuevo valor de λ y el que tendría con el antiguo λ . Un cálculo directo, aunque tedioso, relegado al apéndice B muestra que:

$$\Delta A \approx \left[\frac{1}{\lambda_0} - \frac{1}{\lambda_1} \right] \theta A_0,$$

con

$$\theta = \frac{\alpha\gamma(2-\alpha\gamma)}{2(1-\alpha\gamma)^2} (\sigma_I^2 + \sigma_A^2)$$

y $\gamma = (\eta - 1) / \eta$.

Usando (17) para despejar A_0 obtenemos nuestro

resultado principal:

$$\Delta g_y \equiv (g_{y,0} + \delta) \left[\frac{1}{\lambda_0} - \frac{1}{\lambda_1} \right] \theta$$

donde $g_{y,0}$ denota la tasa de crecimiento del producto antes del cambio en el valor de λ .

Escogemos los parámetros para aplicar (18) como sigue: el margen sobre los costos marginales se fija en 20%. Los parámetros g_y , 0 , σ_I y σ_A se fijan en sus valores medios para Chile entre 1987 y 1996, esto es, 7.9%, 19% y 4%. También fijamos $\delta = 6\%$. Los parámetros de la flexibilidad microeconómica se fijan en sus valores medios durante 1994-96 y 1997-99 para los establecimientos grandes,³⁰ ya que concentran la mayor parte de la producción. A partir de este ejercicio concluimos que la reducción de flexibilidad ha reducido el crecimiento del producto estructural en 0.4%. Este costo *permanente* se debe al efecto de la reducción de productividad sobre la acumulación de capital. A esto hay que agregar el efecto directo inicial de una reducción de productividad en el crecimiento del producto,³¹ que alcanza a 2.7%. La suma de estos dos costos *estructurales* es muy relevante. Como se mencionó, puede ser responsable de una parte significativa de la desaceleración de la PTF de Chile desde un promedio anual de 3.1% durante la década anterior a la crisis asiática, a 0.3 en el período 1997-99.

Volviendo a los resultados promedios presentados en la sección III, existe una ganancia potencial en crecimiento estructural que cada país podría obtener por la vía de aumentar la flexibilidad económica hasta los niveles estadounidenses (cuadro 12). Nuestras estimaciones indican que, en el lado inferior, Chile y Colombia tendrían una ganancia inicial en el rango de 2 a 4% y un incremento permanente de su tasa de crecimiento estructural de aproximadamente 0.3%. En el extremo superior está

²⁸ Más precisamente, si la unidad i se ajusta o no en el momento t depende de una variable aleatoria de Bernoulli ξ_{it} con probabilidad de éxito λ donde las ξ_{it} son independientes entre las unidades y en el tiempo.

²⁹ Aquí usamos que $gA=0$ ya que suponemos $\mu A=0$.

³⁰ Igual a 0.688 y 0.892, respectivamente (cuadro 8).

³¹ Esto es igual a: $\frac{\Delta A}{A_0} \equiv \left[\frac{1}{\lambda_0} - \frac{1}{\lambda_1} \right] \theta$.

CUADRO 12

Ganancias de Aumentar la Flexibilidad a los Niveles de Estados Unidos

| País | Brasil | Colombia | Chile | México | Venezuela |
|---|--------|----------|-------|--------|-----------|
| σ_1 (%) | 27.6 | 25.8 | 19.3 | 24.1 | 38.1 |
| $g_{y,0}$ (%) | 2.7 | 2.7 | 6.6 | 3.5 | 2.0 |
| Crecimiento adicional al momento del cambio (%) | 5.0 | 3.8 | 2.1 | 7.4 | 22.2 |
| Incremento de la tasa de crecimiento (%) | 0.43 | 0.33 | 0.27 | 0.70 | 0.18 |

Venezuela, que tendría una ganancia inicial de 22.2%, aun cuando el impacto sobre su tasa de crecimiento es menos pronunciado, puesto que de toda la muestra es el país que tiene el menor crecimiento. Por contraste, México podría esperar una ganancia inicial de 7.4% y una gran alza permanente de su crecimiento, de 0.7% mientras para Brasil los porcentajes correspondientes son 5.0 y 0.43. Estos son números grandes. Tenemos plena conciencia de los muchos peligros que puede plantear una comparación ceteris paribus como esta, pero el punto es que el cuadro entregue una métrica alternativa de la importancia potencial de los niveles de inflexibilidad que se observan en nuestra región.

VII. CONCLUSIONES

Hay una sensación incómoda entre autoridades y observadores de que la estructura microeconómica de las economías latinoamericanas es más bien inflexible, lo que pone un gran obstáculo al crecimiento. No sorprende, entonces, que reformas estructurales para aumentar la flexibilidad de las economías estén en el centro del debate en la mayoría de los países de la región.

A pesar de esta creencia generalizada, hay muy poca evidencia formal y sistemática, sobre el alcance de la inflexibilidad y sus costos. Los obstáculos metodológicos y de datos para producir esta evidencia no son menores.

Este trabajo ha reunido conjuntos amplios de datos para varios países latinoamericanos. Luego hemos desarrollado una metodología adecuada para extraer de ellos una respuesta a las interrogantes que plantea la inflexibilidad.

Nuestras estimaciones confirman nuestros temores. La inflexibilidad microeconómica es significativa

y sumamente costosa en nuestra región. Para colmo, en Chile, donde se pudo medir la trayectoria temporal de la flexibilidad con alguna precisión, la tendencia no parece apuntar en el sentido correcto. Nuestras estimaciones iniciales sugieren que la reducción de flexibilidad observada a fines de los noventa, de persistir, podría reducir en alrededor de medio punto porcentual la tasa de crecimiento potencial de Chile.

REFERENCIAS

- Abraham, K. y Houseman, S. (1994). "Does Employment Protection Inhibit Labor Market Flexibility?: Lessons From Germany, France and Belgium." En *Protection Versus Economic Flexibility: Is There A Tradeoff?*, editado por R.M. Blank, Chicago, IL: EE.UU. University of Chicago Press.
- Arellano, M. y S.R. Bond (1991). "Some Specification Tests for Panel Data: Montecarlo Evidence and an Application to Employment Equations." *Review of Economic Studies* 58: 277-98.
- Botero, J., S. Djankov, R. La Porta, F. Lopez-de-Silanes y A. Shleifer (2003). "The Regulation of Labor." Mimeo, Universidad de Harvard.
- Burgess, S. y M. Knetter (1998). "An International Comparison of Employment Adjustment to Exchange Rate Fluctuations." *Review of International Economics* 6(1): 151-63.
- Burgess, S., M. Knetter y C. Michelacci (2000). "Employment and Output Adjustment in the OECD: A Disaggregated Analysis of the Role of Job Security Provisions." *Economica* 67: 419-35.
- Caballero, R., K. Cowan, E. Engel y A. Micco (2003). "Microeconomic Inflexibility and Labor Regulation: International Evidence." Mimeo BID, octubre.
- Caballero R. y E. Engel (1993). "Microeconomic Adjustment Hazards and Aggregate Dynamics." *Quarterly Journal of Economics* 108(2): 359-83.

- Caballero, R., E. Engel y J. Haltiwanger (1997). "Aggregate Employment Dynamics: Building from Microeconomic Evidence." *American Economic Review* 87(1): 115–37.
- Caballero, R. y M. Hammour (2000). "Creative Destruction and Development: Institutions, Crises, and Restructuring." *Annual World Bank Conference on Development Economics 2000*: 213–41.
- Calvo, G (1983). "Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework." *Journal of Monetary Economics* 12 383–98.
- Davis, S., J. Haltiwanger y S. Schuh (1996). *Job Creation and Destruction*. Cambridge, MA, EE.UU.: MIT Press.
- Heckman, J y C. Pages (2000). "The Cost of Job Security Regulation: Evidence from Latin American Labor Markets." Inter-American Development Bank Working Paper N°430.
- Hammermesh, D.(1993). *Labor Demand*. Princeton University Press.
- Nickel, S., y L. Nunziata (2000). "Employment Patterns in OECD Countries." Center for Economic Performance Discussion Paper N°448.
- Sargent, T. (1978), "Estimation of Dynamic Labor Demand under Rational Expectations." *Journal of Political Economy* 86: 1009–44.
- Shapiro, M.D. (1986), "The Dynamic Demand for Capital and Labor." *Quarterly Journal of Economics* 101: 513–42.

APÉNDICE A

ESTIMACIÓN DE λ

Nuestro punto de partida es (1) en el texto principal, donde para simplificar se ignoran el sector y la variación temporal de la tendencia en el empleo deseado:

$$\Delta e_{it} = \psi_{i,t} (e_{it}^* - e_{i,t-1}), \quad (19)$$

con $\psi_{i,t}$: i.i.d., con media λ y varianza $\alpha\lambda(1-\lambda)$; $\alpha \in [0,1]$.

z_{it} representa la brecha después de los ajustes del período t ; esto es, $z_{i,t} \equiv e_{it}^* - e_{it}$.

Suponemos

$$\Delta e_{i,t}^* = \Delta e_{A,t}^* + \varepsilon_{i,t},$$

con $\Delta e_{A,t}^*$ i.i.d. con media μ_A y varianza σ_A^2 y $\varepsilon_{i,t}$ i.i.d. independiente de los $\Delta e_{i,t}^*$ con media cero y varianza σ_A^2 .

Dado un entero $M=2,3,\dots$ definimos:

$$z_{i,t}^M = \frac{1}{M} \sum_{k=1}^M z_{i,t} - k. \quad (20)$$

La idea central es que con efectos fijos, específicos por planta (por ejemplo, diferencias sistemáticas en la composición de la fuerza laboral) no se observan las z implícitas en el lado derecho de (19), sino solo la diferencia $z_{i,t} - z_{i,t}^M$ (porque los efectos fijos se cancelan entre sí al restar z^M). Por lo tanto, fijamos t y estimamos (19) con $z - z^M$ en el lado derecho en vez de en z . Una ventaja de este enfoque es que los valores estimados de λ_t no varían con el largo del período considerado, como ocurre cuando se estima el efecto fijo usando el promedio temporal para toda la muestra.

Sea $\sigma_t^2 \equiv \text{Var}[z_{i,t}]$, donde la varianza se calcula sobre i , dejando t fija. Sea también λ_t el estimador MCO de λ_t , nuevamente con t fijo y corriendo la regresión en i . Un cálculo usando principios básicos muestra que para $M=2$, tenemos:

$$E[\lambda_t] = \lambda_t \left\{ 1 + \frac{\sigma_{t-1}^2 - \sigma_{t-2}^2}{4\text{Var}(z_{i,t} - z_{i,t}^M + \Delta l_{i,t})} \right\} \quad (21)$$

con

$$\sigma_t^2 = \frac{1-\lambda_t}{\lambda_t [\alpha + (1-\alpha)\lambda_t]} \left\{ [1-(1-\alpha)]\text{Var}(\Delta e_{i,t}) + \frac{\alpha(2\lambda_t-1)}{\lambda_t} (\Delta e_{A,t})^2 \right\} \quad (22)$$

donde $\Delta e_{A,t}$ denota el promedio (de $\Delta e_{i,t}$ sobre i .)

De (21) se desprende que el promedio temporal de las estimaciones de λ_t es insesgado, dado que σ_{t-1}^2 es igual a σ_{t-2}^2 . Naturalmente, para cualquier t en particular, el estimador puede estar sesgado. Sin embargo, se puede usar la expresión de (22) para corregir el sesgo en (21), ya que expresa el sesgo en términos de variables observables. Hemos calculado el verdadero sesgo de los datos chilenos y es bastante pequeño, en todos los períodos.

Se pueden obtener expresiones análogas a (21) para valores de M mayores que 2 y, sorprendentemente, el único estimador insesgado, en promedio, es para $M=2$ ¹. Una ventaja adicional del caso en que $M=2$ es que, si el efecto fijo varía lentamente en el tiempo, entonces la mayor precisión asociada con valores mayores de M se gana a costa de un sesgo mayor, debido a efectos fijos variables en el tiempo. En este sentido, $M=2$ es una buena solución intermedia.

APÉNDICE B

Medición de los Costos

Aquí demostramos que, para el modelo que aparece en la sección VI:

$$\frac{\Delta A}{A_0} \equiv \left[\frac{1}{\lambda_0} - \frac{1}{\lambda_1} \right] \theta, \quad (23)$$

con

$$\theta = \frac{\alpha\gamma(2-\alpha\gamma)}{2(1-\alpha\gamma)^2} (\sigma_1^2 + \sigma_A^2), \quad (24)$$

$$\text{y } \gamma = (\eta - 1)\eta.$$

La intuición es más fácil si consideramos el siguiente problema equivalente. La economía consiste de un número grande y fijo de empresas (no hay entrada ni salida). La empresa i en el período t produce $Y_{i,t} = A_{i,t} L_{i,t}^\alpha$,¹ en tanto la demanda inversa por el bien i en el período t es $P_{i,t} = Y_{i,t}^{-1/\eta}$, donde $A_{i,t}$ representa los *shocks* de productividad, que se supone que siguen un camino aleatorio geométrico, de manera que

$$\Delta \log A_{i,t} \equiv \Delta a_{i,t} = v_t^A + v_{i,t}^1,$$

con v_t^A i.i.d. $N(0, \sigma_A^2)$ y $v_{i,t}^1$, i.i.d. $N(0, \sigma_1^2)$. En consecuencia, $\Delta a_{i,t}$ sigue una $N(0, \sigma_T^2)$, con $\sigma_T^2 = \sigma_A^2 + \sigma_1^2$. Suponemos que los salarios se mantienen constantes por todo el período.

En adelante, las letras minúsculas representan el logaritmo de las variables representadas con la respectiva mayúscula. Del mismo modo, las variables con un * muestran la contrapartida sin fricciones de la variable sin asterisco.

Al resolver el problema de maximización de la empresa en ausencia de costos de ajuste, se obtiene:

$$\Delta I_{i,t}^* = \frac{\gamma}{1-\alpha\gamma} \Delta a_{i,t}, \quad (25)$$

por tanto

$$\Delta y_{i,t}^* = \frac{1}{1-\alpha\gamma} \Delta a_{i,t}, \quad (26)$$

Sea Y_t^* la producción agregada en el período t si no hay fricciones. Entonces, de (26) se tiene que:

$$Y_{i,t}^* = e^{\tau \Delta a_{i,t}} Y_{i,t-1}^* \quad (27)$$

con $\tau \equiv 1/(1-\alpha\gamma)$, tomando las expectativas (sobre i para una realización particular de v_t^A) a ambos lados de (27) y teniendo en cuenta que ambos términos multiplicados en el lado derecho son, por definición, independientes (camino aleatorio), se tiene

$$Y_t^* = e^{n_t^A + \frac{1}{2}\tau^2\sigma_1^2} Y_{t-1}^* \quad (28)$$

Promediando todas las posibles realizaciones v_t^A (estas fluctuaciones no son las que nos interesan para efectos de nuestros cálculos) se tiene

$$Y_t^* = e^{\frac{1}{2}\tau^2\sigma_T^2} Y_{t-1}^*$$

y por lo tanto para $k=1,2,3,\dots$:

$$Y_t^* = e^{k\frac{1}{2}\tau^2\sigma_T^2} Y_{t-k}^* \quad (29)$$

Sean:

- $Y_{t,t-k}$: Y agregado que se obtendría en el período t si las empresas tuvieran el nivel óptimo de trabajo sin fricciones correspondiente al período $t-k$. Este es el Y medio para las unidades que ajustaron últimas hace k períodos.
- $Y_{i,t-k}$ el correspondiente nivel de producción de la empresa i en t :

De las expresiones derivadas más arriba, se concluye que:

$$\frac{Y_{i,t,t-1}}{Y_{i,t}^*} = \left(\frac{L_{i,t-1}^*}{L_{i,t}^*} \right)^\alpha = e^{-\alpha\gamma\tau\Delta a_{i,t}},$$

y por tanto

$$Y_{i,t,t-1} = e^{\Delta a_{i,t}} Y_{i,t-1}^*$$

Tomando las expectativas (con respecto a *shocks* idiosincrásicos y agregados) a ambos lados de

¹ En otras palabras, ignoramos las horas en la función de producción.

la última expresión (aquí usamos que $\Delta a_{i,t}$ es independiente de $Y_{i,t-1}^*$) tenemos

$$Y_{i,t-1} = e^{\frac{1}{2}\sigma_T^2} Y_{i,t-1}^*,$$

que, combinado con (29) produce:

$$Y_{i,t-1} = e^{\frac{1}{2}(1-\tau^2)\sigma_T^2} Y_{i,t-1}^*$$

Una derivación similar a la anterior genera:

$$Y_{i,t,t-k} = e^{\Delta a_{i,t} + \Delta a_{i,t-1} + \dots + \Delta a_{i,t-k+1}} Y_{i,t-k}^*,$$

que, combinado con (29) produce:

$$Y_{i,t,t-k} = e^{-k\theta} Y_{i,t}^*, \quad (30)$$

con θ definido en (24).

Suponiendo un ajuste a la Calvo con probabilidad λ , descomponemos la producción agregada en la suma de los aportes de las diferentes cohortes:

$$Y_t = \lambda Y_t^* + \lambda(1-\lambda)Y_{t,t-1} + \lambda(1-\lambda)^2 Y_{t,t-2} + \dots$$

Sustituyendo (30) en la expresión anterior, tenemos:

$$Y_t = \frac{\lambda}{1-(1-\lambda)e^{-\theta}} Y_t^*. \quad (31)$$

Se concluye que la brecha de producción, definida como:

$$\text{Brecha de prod.} \equiv \frac{Y_t^* - Y_t}{Y_t^*},$$

es igual a:

$$\text{Brecha de prod.} = \frac{(1-\lambda)(1-e^{-\theta})}{1-(1-\lambda)e^{-\theta}} \quad (32)$$

Una expansión de primer orden de Taylor muestra entonces que cuando $|\theta| \ll 1$:

$$\text{Brecha de prod.} \equiv \frac{(1-\lambda)}{\lambda} \theta.$$

Restando esta brecha evaluada en λ_0 de su valor evaluado en λ_1 y teniendo en cuenta que esta diferencia de brecha corresponde a $\Delta A/A_0$ en el texto principal, da (23) y, por lo tanto, concluye la demostración.