BANCO CENTRAL DE CHILE

ECONOMÍA CHILENA

VOLUMEN 7 - Nº2 / AGOSTO 2004

ÍNDICE

Resúmenes de trabajos 3
Resúmenes en inglés (*Abstracts*) 4
Artículos
Flexibilidad Microeconómica en América Latina
Ricardo Caballero G. / Eduardo Engel G. / Alejandro Micco A. 5
Evaluación de la Flexibilidad del Mercado Laboral Chileno desde una Perspectiva Internacional
Elías Albagli I. / Pablo García S. / Jorge Restrepo L. 27
La Dinámica de los Ingresos Laborales en Chile
Cristóbal Huneeus L. / Andrea Repetto L. 47
Notas de Investigación
¿Cuánto se Alejan de su Objetivo los Países que Siguen Metas de Inflación?
Elías Albagli I. 63
Shocks *de Inflación, Inflación Negativa y Rigidez Salarial*
Álvaro García M. / I. Igal Magendzo W. 71
Medición de la Generación Eléctrica en el Imacec
M. Pilar Pozo F. / Felipe Stanger V. 77
Revisión de Libros
Globalization and History. The Evolution of a Nineteenth Century Atlantic Economy de Kevin H. O'Rourke y Jeffrey G. Williamson
The End of Globalization. Lessons from the Great Depression de Harold James
Global Capital Markets: Integration, Crisis and Growth de Maurice Obstfeld y Alan M. Taylor
Andrés Solimano R. 85
Inflation Targeting in the World Economy de Edwin M. Truman
Eric Parrado H. 91
Revisión de Publicaciones
Catastro de publicaciones recientes 95
Resúmenes de artículos seleccionados 98

BIBLIOTECA

RESÚMENES DE TRABAJOS

FLEXIBILIDAD MICROECONÓMICA EN AMÉRICA LATINA

Ricardo Caballero G. / Eduardo Engel G. / Alejandro Micco A.

En este artículo se caracteriza el grado de inflexibilidad microeconómica en varios países de América Latina, y se concluye que Brasil, Chile y Colombia son más flexibles que México y Venezuela. La diferencia se explica principalmente por el comportamiento de los establecimientos grandes, que se ajustan con más rapidez en las economías más flexibles, especialmente cuando los shocks *acumulados son sustanciales. También se estudia la trayectoria de la flexibilidad en Chile y se muestra su declinación tras el fin de la crisis asiática. Esta reducción da cuenta de una fracción sustancial de la disminución del crecimiento de la PTF a partir de 1997 (de 3.1 por ciento anual a alrededor de 0.3 por ciento). Más aun, de persistir, puede rebajar en forma permanente cerca de un medio por ciento la tasa de crecimiento estructural de Chile.*

EVALUACIÓN DE LA FLEXIBILIDAD DEL MERCADO LABORAL CHILENO DESDE UNA PERSPECTIVA INTERNACIONAL

Elías Albagli I. / Pablo García S. / Jorge Restrepo L.

En este artículo clasificamos a Chile en términos de la flexibilidad de su mercado laboral entre economías con distintos grados de desarrollo, incluyendo países emergentes y pertenecientes a la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico. Para ello usamos un indicador de flexibilidad basado en el desempeño, construido a partir de la vida media de las respuestas del desempleo a los shocks *macroeconómicos. Este indicador captura el comportamiento cíclico del mercado laboral, y se obtiene estimando un vector autorregresivo estructural (SVAR). Este se identifica usando restricciones de largo plazo, las que se obtienen de un modelo simple de economía abierta con rigidez laboral. Encontramos que Corea, Hong Kong, Chile, Estados Unidos y México son las economías más flexibles. En el otro extremo de nuestro índice están Alemania, Suecia, España y Colombia.*

LA DINÁMICA DE LOS INGRESOS LABORALES EN CHILE

Cristóbal Huneeus L. / Andrea Repetto L.

Este trabajo analiza empíricamente los ingresos laborales utilizando datos de la Encuesta Suplementaria de Ingresos. Los resultados indican que el componente predecible del ingreso tiene forma de U invertida en el ciclo de vida, y que el nivel de educación tiene efectos importantes. El componente aleatorio puede ser descrito por un shock *permanente de alta persistencia y por un* shock *transitorio. Nuestras estimaciones se basan en un panel de cohortes, por lo que los resultados subestiman la verdadera varianza del ingreso. Para determinar la importancia de la subestimación, utilizamos datos de los Estados Unidos tomados del* Panel Study of Income Dynamics, *PSID. La varianza estimada del* shock *permanente en Chile es cerca de la cuarta parte de la de Estados Unidos, lo que posiblemente es reflejo de la rigidez relativa del mercado laboral chileno.*

ABSTRACTS

MICROECONOMIC FLEXIBILITY IN LATIN AMERICA!

Ricardo Caballero G. / Eduardo Engel G. / Alejandro Micco A.

We characterize the degree of microeconomic inflexibility in several Latin American economies and find that Brazil, Chile and Colombia are more flexible than Mexico and Venezuela. The difference in flexibility among these economies is mainly explained by the behavior of large establishments, which adjust more promptly in the more flexible economies, especially when accumulated shocks are substantial. We also study the path of flexibility in Chile and show that it declined in the aftermath of the Asian crisis. This decline can account for a substantial fraction of the sharp fall in TFP-growth in Chile since 1997 (from 3.1 percent per year for the preceding decade, to about 0.3 percent after). Moreover, if it were to persist, it could permanently shave almost half of a percent off Chile's structural rate of growth.

EVALUATING LABOR MARKET FLEXIBILITY IN CHILE FROM AN INTERNATIONAL PERSPECTIVE

Elías Albagli I. / Pablo García S. / Jorge Restrepo L.

We rank Chile in terms of labor market flexibility among a group that includes both OECD and emerging economies. We use a performance-based indicator of labor-market flexibility based on the half life of unemployment responses to macroeconomic shocks. This indicator captures the cyclical behavior of the labor market and is obtained by estimating a structural VAR (SVAR). The SVAR is identified using long-run restrictions, which are based on a simple open-economy model with labor-market rigidity. We found that Korea, Hong Kong, Chile, US, and Mexico are the most flexible economies. At the other end, our index indicates that Germany, Sweden, Spain and Colombia are the most rigid labor markets.

LABOR INCOME DYNAMICS IN CHILE

Cristóbal Huneeus L. / Andrea Repetto L.

This paper provides an empirical analysis of individual earnings using data from the personal income survey Encuesta Suplementaria de Ingresos. *We find that the predictable component of income is hump-shaped over the life-cycle, and that there are strong effects from education. The unpredictable component of income can be described by a very persistent permanent shock and a transitory shock. Our estimates are built from a panel of cohorts, so we use US data from the* Panel Study of Income Dynamics *(PSID) to provide a magnitude for the underestimation of variances. Surprisingly, we find that the variance of the permanent shock in Chile is around one fourth of the variance in the US, a result, perhaps, of the relative rigidity of the Chilean labor market.*

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 7mo 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.

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 período. 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 período 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 econometristas) de la brecha entre el empleo deseado y efectivo (antes del ajuste):

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

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 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

[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 $\alpha\mu > \beta$ y $\mu > \beta\gamma$.*

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

[10] *Un cálculo paciente demuestra que*

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

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:

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

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

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

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:

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

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]

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

[11] *Tenemos:*

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

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* $\hat{\theta}_{ijt}\equiv\frac{1}{2}\left[(v_{ijt-1}-v_{\cdot jt-1})\right]$ *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	0.460	0.372	0.336
	(0.035)	(0.028)	(0.033)	(0.108)
ϕ sin valores extremos	0.394	0.495	0.365	0.317
	(0.035)	(0.037)	(0.037)	(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

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

donde κ es una *dummy* anual, Δe^{*}_{ijt} es la variación del nivel deseado de empleo, y $z_{it} \equiv (v_{ijt} - v_{\cdot jt})/1-\alpha\gamma_j$. 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 $(\Delta w_{ijt-1} - \Delta w_{\cdot jt-1})$ como instrumento para $(\Delta v_{ijt} - \Delta v_{\cdot jt})$.[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

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

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 períodos 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 (CIIU 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):

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

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).

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

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 brecha[23], 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.

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

[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.*

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:

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

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

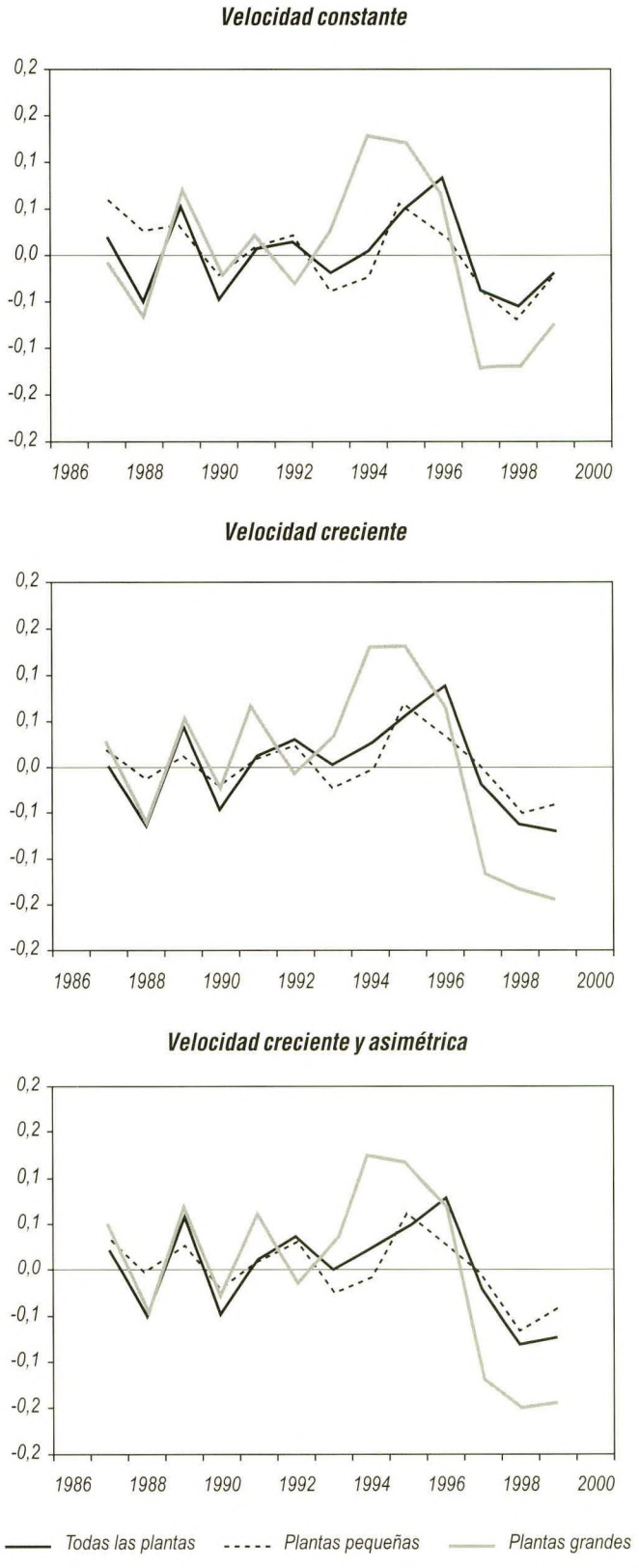
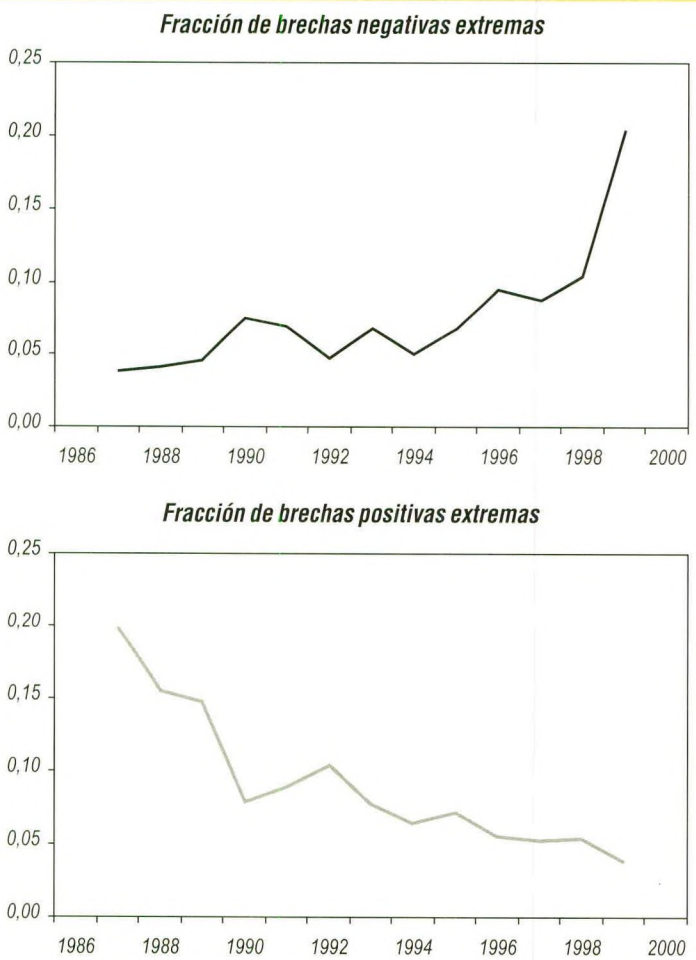


GRÁFICO 2

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

	Brecha		(Brecha<-0.05)		
Año	Coeficiente	Error estándar	Coeficiente	Error estándar	N°. Obs.
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			Baja Reestructuración		
	Coeficiente	Error estándar	No. Obs.	Coeficiente	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_t, y retornos decrecientes al trabajo:

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

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) $N(0,\sigma_I^2)$. 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:

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

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

$$Y_t = A_t \kappa_t \cdot$$

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]

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

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

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

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

Usando (17) para despejar A_0 obtenemos nuestro resultado principal:

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

donde $gy,0$ 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 gy, 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 δ = 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 μ A=0.*

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

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

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 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 Nº430.

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 Nº448.

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:

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

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

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^2_A y $\varepsilon_{i,t}$ i.i.d. independiente de los $\Delta e^*_{i,t}$ con media cero y varianza σ^2_A.

Dado un entero M=2,3,... definimos:

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

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 $z_{i,t} - z^M_{i,t}$ (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 $\sigma^2_t \equiv Var[z_{i,t}]$, 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:

$$E[\lambda_t] = \lambda_t\left\{1 + \frac{\sigma^2_{t-1} - \sigma^2_{t-2}}{4Var(z_{i,t} - z^M_{i,t} + \Delta l_{i,t})}\right\} \qquad (21)$$

con

$$\sigma^2_t = \frac{1-\lambda_t}{\lambda_t[\alpha + (1-\alpha)\lambda_t]}\left\{\begin{array}{l}[1-(1-\alpha)]\,\mathrm{Var}(\Delta e_{i,t}) \\ +\dfrac{\alpha(2\lambda_t - 1)}{\lambda_1}(\Delta e_{A,t})^2\end{array}\right\} \qquad (22)$$

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^2_{t-1} es igual a σ^2_{t-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:

$$\frac{\Delta A}{A_0} \cong \left[\frac{1}{\lambda_0} - \frac{1}{\lambda_1}\right]\theta, \tag{23}$$

con

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

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

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

con v_t^A i.i.d. $N(0, \sigma_A^2)$ y $v_{i,t}^I$, 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:

$$\Delta l_{i,t}^* = \frac{\gamma}{1-\alpha\gamma}\Delta a_{i,t}, \tag{25}$$

por tanto

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

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

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

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

$$Y_t^* = e^{\tau v_t^A + \frac{1}{2}\tau^2\sigma_1^2} Y_{t-1}^* \tag{28}$$

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,...:

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

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.
- $Y_{i,t,t-k}$ 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

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

que, combinado con (29) produce:

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

Una derivación similar a la anterior genera:

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

que, combinado con (29) produce:

$$Y_{t,t-k} = e^{-k\theta} Y^*_t, \tag{30}$$

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:

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

Sustituyendo (30) en la expresión anterior, tenemos:

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

Se concluye que la brecha de producción, definida como:

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

es igual a:

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

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

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

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.

EVALUACIÓN DE LA FLEXIBILIDAD DEL MERCADO LABORAL CHILENO DESDE UNA PERSPECTIVA INTERNACIONAL*

Elías Albagli I.
Pablo García S.
*Jorge Restrepo L.***

I. INTRODUCCIÓN

La tasa de desempleo en Chile, luego de promediar poco más de 6.5% en la década de alto crecimiento económico hasta 1997, se disparó a 11% tras desencadenarse la crisis asiática. Poco después, en 1999, el Congreso debatió y aprobó un conjunto de iniciativas legales dirigido a mejorar los estándares de protección laboral, con regulaciones más parecidas a las de los protegidos mercados europeos que a la tradición angloamericana que se apoya principalmente en las fuerzas del mercado. Un rápido vistazo al comportamiento del desempleo desde estas dos perspectivas puede ayudar a comprender la controversia que se generó entre economistas y autoridades durante este período.

Una cara de la discusión sostiene que la tendencia reciente del desempleo es de carácter básicamente cíclico, respondiendo a la desaceleración del PIB causada por la crisis asiática, a la que siguieron una fuerte caída de los términos de intercambio, el 11 de septiembre y la turbulencia en Argentina y Brasil, entre otros *shocks* externos negativos. La persistencia observada del desempleo sería entonces un reflejo de *shocks* persistentes, no de un mercado laboral intrínsecamente rígido, limitado por el actual marco legal. Dicho marco —según el argumento— sigue estando lejos de los estándares europeos, especialmente cuando se hace la diferencia entre las regulaciones "en el papel" de sus reales repercusiones "en la práctica", en un país donde la aplicación de las leyes es más débil. Este punto ha recibido alguna atención en Rama y Artecona (2002) y en Calderón y Chong (2004).

En el otro lado de la discusión está el argumento de que la reciente alza y persistencia del desempleo se explica principalmente por la creciente tendencia a introducir rigideces en el mercado laboral desde comienzos de los noventa, y agravado en el 2001 cuando se implementó la última reforma que, según sus detractores, desalienta la creación de empleos, estimulando la sustitución de factores hacia la mayor utilización de capital.[1]

1. Legislación del Desempleo y Resultados del Mercado Laboral

Tras el fin del gobierno militar, los códigos laborales comenzaron a revertir su tendencia anterior, aumentando su regulación a través de un conjunto de reformas aprobadas en 1994 y 1999. Entre algunas de las medidas aprobadas se encuentra el aumento de los costos de despido, sanciones a empresas que pongan término "injustificado" al contrato laboral, la ampliación de las facultades sindicales en la negociación colectiva y en huelgas, además de un aumento sustancial en el salario mínimo mediante tres alzas consecutivas, la primera en 1998.

Aunque un punto válido de la primera línea de argumentación sostiene que aumentos en la regulación pueden convivir con niveles bajos de desempleo, condicional a la posición cíclica, como sucedía antes de 1998, algunos hechos inclinan la balanza hacia la segunda postura. Por un lado, es difícil conciliar la hipótesis de desempleo cíclico con la evidencia de algunas economías del Sudeste Asiático que, a pesar de sufrir serios daños con la crisis, tuvieron una recuperación de empleo y actividad relativamente rápida (gráfico 1).

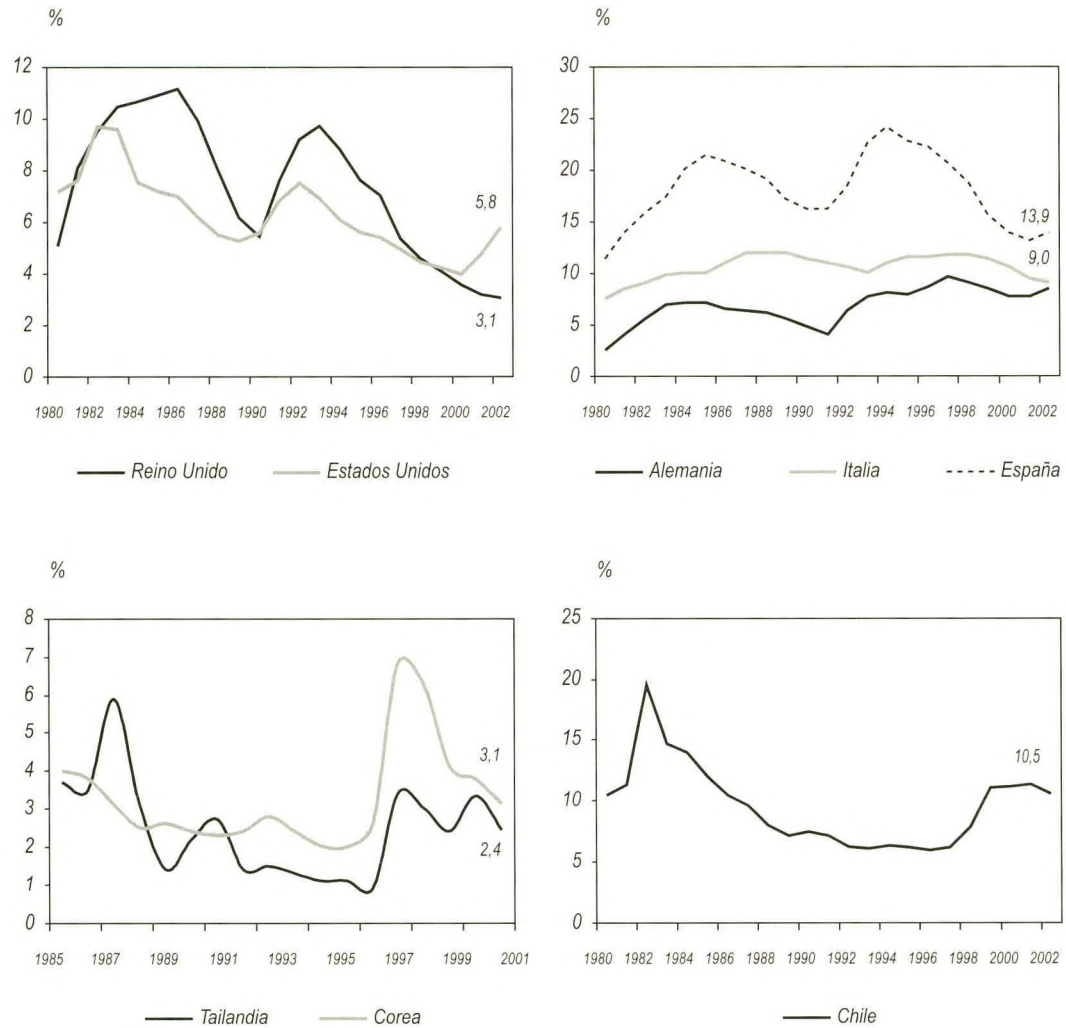
* *Las opiniones vertidas en este artículo son las de los autores y no representan necesariamente las del Banco Central de Chile o de sus consejeros. Los autores agradecen los útiles comentarios de Palle Andersen y de los asistentes a la VII Conferencia Anual del Banco Central de Chile. Este trabajo contó también con el valioso apoyo de Paulina Granados y Felipe Liendo. Cualquier error es responsabilidad de los autores.*

** *Departamento de Estudios, Banco Central de Chile. ealbagli@bcentral.cl; pgarcia@bcentral.cl; jrestrepo@bcentral.cl.*

[1] *Bergoing y Morandé (1992), argumentan que el propio debate sobre la reforma provocó una caída anticipada de la demanda laboral.*

GRÁFICO 1

Tasa Desempleo en Selección de Países



Fuente: IFP.

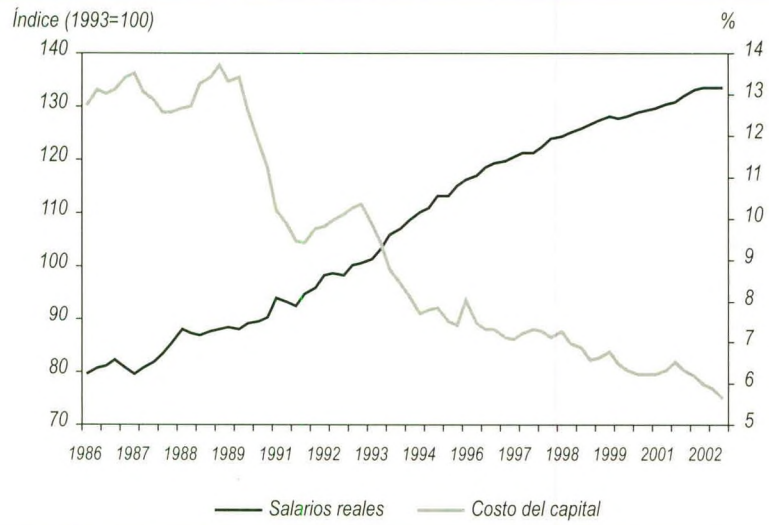
Un segundo argumento se apoya en las tendencias de sustitución de factores, que han encendido recientemente señales de alerta de que se estaría repitiendo la experiencia de "crecimiento con desempleo" de algunas economías de Europa.

Mirando la evolución reciente del costo relativo de factores, sería temerario desdeñar la posibilidad de que la tendencia de la legislación laboral haya fortalecido el poder de negociación de los sindicatos. A pesar de los altos niveles de desempleo, la trayectoria de los salarios reales casi no ha variado (gráfico 2).[2] Algo parecido sucede con el salario mínimo. Una mirada simple al cuociente entre ingresos mínimos a medios y el desempleo de los más jóvenes apoya la

[2] *Se podría proponer una explicación alternativa basada en la teoría de los salarios de eficiencia.*

GRÁFICO 2

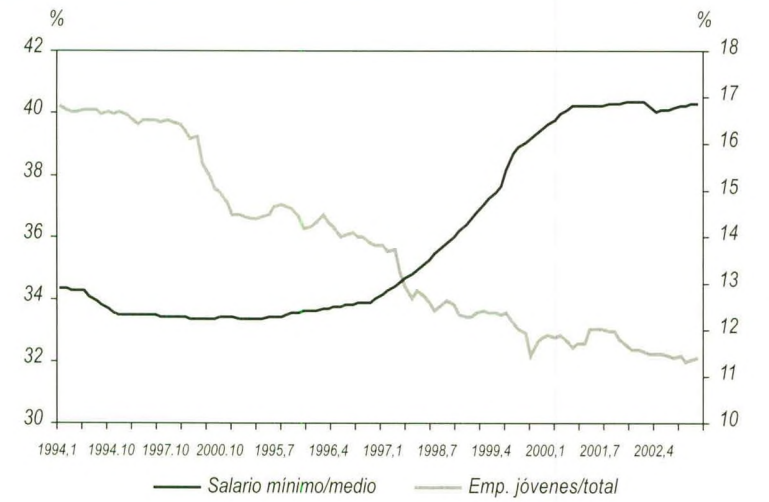
Salarios y Costo de Capital



Fuente: INE y Banco Central de Chile.

GRÁFICO 3

Salario Mínimo y Empleo de Jóvenes



Fuente: INE y Banco Central de Chile.

idea de un salario muy por encima del de equilibrio (gráfico 3), idea que está formalmente respaldada por evidencia reciente en Cowan et al. (2003).

Por último, la preocupación por el nivel y la persistencia del desempleo parece estar particularmente fundada cuando se consideran dos aspectos adicionales. Primero, la reducción de la participación en el mercado laboral (gráfico 4), así como las estimaciones empíricas sobre la condición procíclica de la oferta laboral en Chile que aparecen en García (1995), sugieren que las cifras de desempleo estarían subestimando la verdadera magnitud del problema, al esconder una parte importante de la fuerza laboral que se habría desplazado hacia la inactividad. Segundo, una fracción creciente de las cifras recientes de creación de empleos corresponde al empleo por cuenta propia en el sector informal, típicamente de menor productividad y sin ningún tipo de protección laboral (gráfico 5).

2. ¿Qué Tan Rígido es el Mercado Laboral en Chile?

Aunque sugestivas, las cifras siguen siendo incapaces de revelar hasta qué punto es rígido el mercado laboral chileno, ya que no identifican si el persistente desempleo observado refleja una sucesión de *shocks* adversos, o se explica mejor por el lento ajuste del desempleo derivado de la falta de flexibilidad laboral. En este contexto, el objetivo de este trabajo es medir la flexibilidad del mercado laboral de Chile en relación con un grupo de países que incluye economías tanto de la OCDE como emergentes, usando un indicador basado en el desempeño que puede hacerse cargo de la distinción mencionada.

El indicador construido se define como la vida media del desempleo luego de que la economía es golpeada por un *shock*, que es compatible con la rigidez cíclica que nos interesa medir. Mientras más rápido converja el desempleo a su tasa natural después de un *shock*, más flexible será clasificado el país, independientemente de cuál sea dicha tasa natural. En este sentido, este artículo no aborda el tipo de rigidez que podría explicar las diferencias en la tasa natural de desempleo entre países,

aunque ambas rigideces podrían estar relacionadas.

El modelo desarrollado, que guía el posterior enfoque empírico, se enmarca en el espíritu de Dolado y Jimeno (1997), y de Balmaseda, Dolado y López-Salido (2000), quienes asocian la rigidez del mercado laboral con la persistencia del desempleo en presencia de *shocks* macroeconómicos. Sin embargo, dado que nuestro objetivo central es clasificar a Chile en términos de rigidez laboral, naturalmente pensamos en un modelo para una economía abierta y emergente, con frecuencia afectada por fuertes oscilaciones en los términos de intercambio, además de otras fuerzas de oferta y demanda.

El modelo supone que los salarios se determinan en un proceso de negociación, en la que interactúan trabajadores y empresas, en la línea de los planteamientos de Blanchard y Summers (1986) y Blanchard (1991). Este escenario se usa para introducir la rigidez al mercado laboral, que impide un ajuste rápido de los salarios nominales al equilibrio y genera una histéresis parcial de la tasa de desempleo. En el largo plazo, sin embargo, el desempleo debería regresar a su nivel natural, lo que es compatible con una función de oferta agregada vertical y con una tasa natural de desempleo sin tendencia. Sin embargo, todos los *shocks* podrían tener un impacto sobre el desempleo en el corto plazo.

GRÁFICO 4

Tasa de Participación en el mercado Laboral

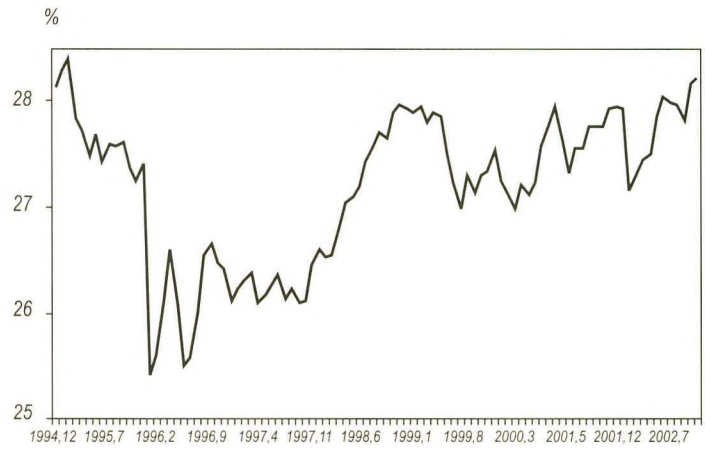


Fuerza laboral/ Población en edad laboral

Fuente: INE y Banco Central de Chile.

GRÁFICO 5

Empleo Informal sobre Empleo Total



Emp. informal/total

Fuente: INE y Banco Central de Chile.

Para comparar la flexibilidad del mercado laboral entre países, es necesario que el índice construido no dependa de otros factores estructurales diferentes de los que producen rigidez. Sin embargo, algunos de los índices de rigidez que aparecen en la literatura dependen también de la elasticidad de la oferta laboral ante movimientos de los salarios reales. Es más, una versión de esos índices para economía abierta también dependería de la participación del consumo de bienes transables en la economía. Nuestro índice de flexibilidad del mercado laboral depende en forma exclusiva del coeficiente del modelo asociado con la rigidez laboral en la ecuación salarial.

La estrategia empírica nos permite computar la medida directa de persistencia para evaluar el comportamiento de los mercados laborales simulando respuestas a *shocks* independientes y debidamente identificados.

Usamos un VAR estructural con la estrategia de identificación de restricciones de largo plazo desarrollada por Blanchard y Quah (1989). El VAR estructural (SVAR) nos permite estudiar la dinámica del salario real, del tipo de cambio real, del producto y del desempleo en una muestra compuesta por economías de la OCDE y emergentes. El modelo sirve de base teórica para imponer restricciones de largo plazo e interpretar los *shocks*. Con el fin de analizar la persistencia del desempleo, nos centramos en las funciones impulso respuesta del desempleo luego de que la economía recibe el impacto de un *shock* estructural.

La principal conclusión es que el mercado laboral chileno está entre los más flexibles, detrás de Corea y Hong Kong, seguido por EE.UU. y México. En el extremo más rígido están Alemania, Suecia, España y Colombia.

El artículo esta estructurado de la siguiente manera: La segunda sección presenta el modelo, la tercera describe la estrategia empírica y los principales resultados, la cuarta evalúa el índice del mercado laboral y la última presenta las conclusiones.

II. El Modelo

1. Marco Básico

Oferta y Demanda Agregada

A continuación se reproduce la estructura básica del modelo desarrollado por Albagli, García y Restrepo (2004) (AGR). La economía se caracteriza por la oferta de un bien nacional transable por parte de las empresas, que contratan trabajo como el único factor de producción. La tecnología se supone de retornos constantes. La oferta agregada está dada por

$$y_t = n_t + x_t \tag{1}$$

donde x es la productividad del trabajo y n es el empleo agregado (en adelante, todas las variables están en logaritmos naturales). El consumo se divide entre un bien nacional y un bien importado. Para obtener la demanda agregada, usamos el análisis IS-LM para una economía abierta. El equilibrio entre ahorro e inversión está dado por

$$y_t = -aE[r_t] + \eta_z z_t + \eta_x x_t + q_t + \tau_t \tag{2}$$

donde r es la tasa de interés real, q es el tipo de cambio real, z es el precio relativo entre el bien nacional y el importado (términos de intercambio), x es la productividad laboral y τ es un *shock* a la fuerza laboral.[3]

El equilibrio del mercado monetario está descrito por

$$m_t - p_t = -bi_t + y_t \tag{3}$$

donde i es la tasa de interés nominal. Con perfecta movilidad de capitales, las tasas de interés nominales dependen de la condición de paridad la que, complementada con la ecuación de Fischer, permite obtener la demanda agregada

$$y_t = \frac{a}{a+b}(m_t - p_t) + \frac{ab}{a+b}E[p_{t+1} - p_t] + \frac{b}{a+b}(q_t + \eta_z z_t + \eta_x x_t + \tau_t). \tag{4}$$

Precios y Tipo de Cambio

Los precios internos dependen de los salarios nominales y de la productividad, a través de

$$p_t^p = w_t - x_t \tag{5}$$

Luego, el nivel de precios agregado está dado por el promedio ponderado entre bienes nacionales y externos:

$$p_t = \gamma p_t^p + (1-\gamma)s_t \tag{6}$$

donde s es el tipo de cambio nominal y γ es la fracción importada del consumo agregado. Usando la definición de tipo de cambio real, tenemos una expresión para el salario real

$$w_t - p_t = x_t - \frac{(1-\gamma)}{\gamma}q_t \tag{7}$$

[3] *Estos distintos* shocks *se incluyen separados, ya que podrían afectar la demanda agregada a través de varios canales. Por ejemplo, la productividad y los términos de intercambio afectan el ingreso permanente, mientras el tipo de cambio juega un papel en la determinación de la demanda agregada gracias a sus efectos sobre los gastos y las hojas de balance. El* shock *a la oferta laboral se incluye como factor de escala.*

Determinación de los Salarios

En un espíritu similar a la estructura del mercado laboral en estudios anteriores, tales como el de Blanchard y Summers (1986), la negociación del salario nominal es función del poder sindical. En nuestro esquema particular, los sindicatos fijan los salarios con un año de antelación, en un intento por mantener los salarios reales en el mismo nivel del período anterior, en contraposición con el salario real que equilibra el mercado, $(w-p)*$. Esto está representado por la siguiente condición de determinación de salarios:

$$E[w_t - p_t] = \lambda (w_{t-1} - p_{t-1}) + (1-\lambda)(w-p)* \qquad (8)$$

donde λ es el poder de negociación de los sindicatos.

La oferta laboral se modela como función de los salarios reales y de un *shock* de oferta laboral

$$l_t = c\,(w_t - p_t) + \tau_t \qquad (9)$$

donde c es la elasticidad de la oferta laboral a los salarios reales. Luego, el desempleo está dado por

$$u_t = l_t - n_t \qquad (10)$$

Por tanto, este esquema básico define un nivel de equilibrio de largo plazo para las variables reales y nominales que depende de cuatro *shocks* exógenos, a saber, productividad, términos de intercambio, oferta laboral y cantidad de dinero. Se supone que cada variable sigue un proceso de camino aleatorio:

$$\begin{aligned} \Delta x_t &= \varepsilon_x \\ \Delta z_t &= \varepsilon_z \\ \Delta \tau_t &= \varepsilon_\tau \\ \Delta m_t &= \varepsilon_m \end{aligned} \qquad (11)$$

donde ε_x, ε_z, ε_τ y ε_m son *shocks* i.i.d. no correlacionados entre sí.

Partiendo de una posición de equilibrio inicial, el propósito del modelo es mostrar cómo afectan las rigideces laborales a la convergencia del sistema a un nuevo estado estacionario. Cuando la economía recibe el impacto de cualquiera de los *shocks* exógenos, las rigideces de precios originadas en las negociaciones salariales causan una desalineación temporal del tipo de cambio real, que afecta directamente a la demanda agregada y el desempleo.

2. Dinámica

El Largo Plazo

En el largo plazo, las variables reales tales como salario real, producto, tipo de cambio real y empleo dependen solo de determinantes reales, esto es, productividad, términos de intercambio y *shocks* de oferta laboral, a través de los valores de x, z, y τ. De (7) tenemos que el salario real de largo plazo de los trabajadores (consumidores) es

$$(w-p)^* = x - \frac{(1-\gamma)}{\gamma} q^* \qquad (12)$$

donde un asterisco representa el valor de largo plazo. Igualando oferta y demanda, resulta

$$q^* = \frac{(1+c-\eta_x)x - \eta_z z}{1 + c(1-\gamma)/\gamma} \qquad (13)$$

Al sustituir (12) y (13) en (9), y fijar $l = n$ en el largo plazo, obtenemos el valor del producto en estado estacionario

$$\begin{aligned} y^* = &\left(1 + c\left(1 - \frac{(1-\gamma)(1+c-\eta_x)}{\gamma + c(1-\gamma)}\right)\right)x \\ &+ \left(\frac{c(1-\gamma)\eta_z}{\gamma + c(1-\gamma)}\right)z + \tau \end{aligned} \qquad (14)$$

Las variables nominales, por tanto, se ajustan a (12), (13) y (14), dada la instancia monetaria, de manera que el nivel de precios de largo plazo está dado por

$$p^*_t = m - y^* \qquad (15)$$

Finalmente, se obtienen el tipo de cambio y los salarios nominales, al reemplazar (15) en (12) y (9), respectivamente.

Esta especificación de los *shocks* nos permite identificar las restricciones de largo plazo, reduciendo el modelo a un sistema de cuatro ecuaciones. Estas son: (5), (13), (14) y (10), que relacionan los salarios reales al productor (costo laboral), el tipo de cambio real, el producto y el desempleo con los cuatro *shocks* exógenos dados por (11). En el largo plazo, los costos laborales dependen solo de los *shocks* de productividad. El tipo de cambio real depende

de *shocks* de productividad y de términos de intercambio. El producto depende de los dos primeros más los *shocks* de oferta laboral. Finalmente, el desempleo responde sólo en forma temporal a todos los *shocks*, y es cero en estado estacionario. En el equilibrio de largo plazo, por lo tanto, no existe la rigidez nominal introducida por la negociación salarial.

El Corto Plazo

Es interesante analizar la dinámica que se desata cuando cualquiera de los cuatro *shocks* afecta al sistema, y requiere un ajuste de las variables nominales para situarse en un nuevo estado estacionario. Aunque la rigidez que introducen las negociaciones salariales produce respuestas simétricas del producto y el empleo por debajo o por sobre su nivel de largo plazo, aquí nos centramos solo en situaciones que causan un desempleo temporal; en otras palabras, en los *shocks* que requieren una contracción de los salarios nominales. Para efectos de simplicidad, normalizamos cada variable a cero en el estado inicial. El calendario del modelo se muestra a continuación:

1. Sindicatos y empresas negocian sus contratos (salarios nominales) al comienzo del período.
2. La economía es golpeada por un *shock* estructural, que requiere ajustar hacia abajo los salarios nominales para acomodarse al nuevo equilibrio de largo plazo. Como los salarios están fijos por todo el ejercicio, los precios se ajustan solo en parte (a través de la respuesta del tipo de cambio nominal), frenando la demanda agregada y provocando un desempleo positivo.
3. El salario se ajusta parcialmente al comienzo del período siguiente, tomando en cuenta el nivel anterior del salario real y el nuevo (inferior) valor de estado estacionario.

Dada la rigidez que se origina en el proceso de negociación salarial, los precios siguen una trayectoria de ajuste gradual hacia su nivel de pleno empleo. Como el canal de los activos reacciona sin este rezago, el tipo de cambio real se aleja de su nivel de largo plazo. Por tanto, en el corto plazo el producto y el empleo están determinados por la demanda. Si como resultado de un *shock*, el tipo de cambio real está por debajo de su nivel de largo plazo, también lo estarán la demanda agregada y el empleo. En contraste, la oferta laboral subirá temporalmente con respecto a su nuevo nivel de equilibrio, dados los salarios reales más altos (que dependen inversamente de q), lo que provoca un drástico aumento del desempleo.

El panel a) del gráfico 6 muestra el análisis estático comparativo frente a una contracción monetaria. Cuando m_t disminuye, la demanda agregada se mueve en respuesta a la combinación de dos fuerzas: el impacto directo de la oferta monetaria, que reduce la demanda, y la baja de precios causada por la apreciación nominal instantánea, que compensa parte del efecto anterior. Como los salarios nominales están fijos al ocurrir el *shock*, sin embargo, la compensación es insuficiente, asegurando un efecto negativo predominante sobre la demanda laboral para un salario real dado. Por otro lado, al bajar los precios, los salarios reales y la oferta de trabajo aumentan. El resultado es más desempleo. Este desempleo se reduce paulatinamente a medida que las negociaciones salariales posteriores empujan los salarios reales hacia abajo. De hecho, de (4), (8), (9) y (10) se puede derivar que

$$u_{t-s} = \lambda^s u_t \qquad (16)$$

lo que significa que la persistencia del desempleo es función directa del poder de negociación sindical, λ. La dinámica de la contracción monetaria se simula en el panel b) del gráfico 6[4]. Los parámetros estructurales son aproximaciones realizadas con datos de Chile, variando solo el nivel hipotético de rigidez, λ.

3. Un Índice de Rigidez del Mercado Laboral

A fin de contar con una medida que capture la persistencia cíclica del mercado laboral, hay que construir un índice que satisfaga dos condiciones necesarias. La primera es que debe estar relacionado con λ. La segunda, y no tan obvia, es que debe estar relacionada *únicamente* con λ. Esto porque dos economías que comparten una misma medida de rigidez laboral pueden tener respuestas muy distintas

[4] *Se utiliza el algoritmo de Anderson y Moore para resolver sistemas dinámicos.*

en el producto, los salarios y el desempleo frente a un determinado *shock*. Tales diferencias surgen de los otros parámetros estructurales introducidos en el modelo, tales como c (la respuesta de la oferta laboral al salario real, y/o γ (la fracción importada del consumo agregado).

Una medida estándar que se usa en la literatura es el índice de rigidez salarial en Layard et al. (1991) y Balmaseda, op. cit., que computa la razón entre la respuesta acumulada del desempleo y la variación del salario real después del *shock*. Sin embargo, este tipo de medida no es el indicado para nuestro actual esquema porque depende de los parámetros mencionados en el párrafo anterior[5].

Si bien el supuesto de un valor constante de c en una muestra bastante homogénea de países de la OCDE parece aceptable, se hace insatisfactoria al incluir los países "en desarrollo" en la muestra. De igual manera, suponer grados similares de apertura deteriora aun más el poder de la medición. Por tanto, usamos una medida alternativa que depende solo de λ: la vida media del desempleo tras un *shock*, esto es, el número de períodos que toma el desempleo para bajar a la mitad de su valor máximo. De (16), tenemos que el desempleo cae a la mitad de su nivel inicial en el período $s*$, donde

$$s^* = \frac{\ln(1/2)}{\ln \lambda} \qquad (17)$$

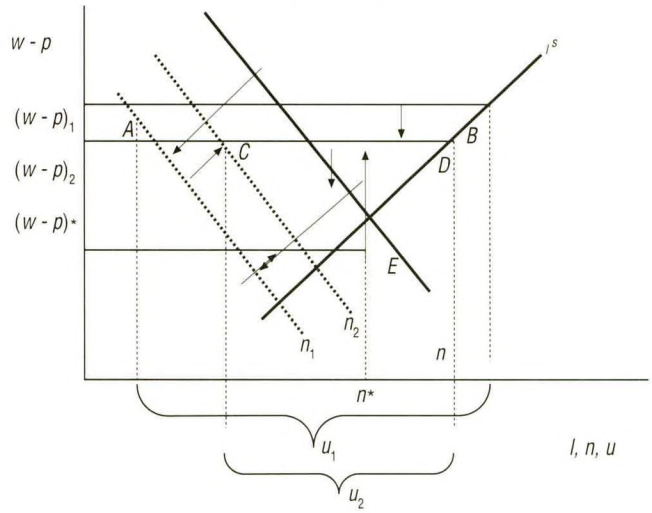
que depende positiva y únicamente del valor de nuestra medida de rigidez del mercado laboral.

[5] *Ver Albagli, García y Restrepo (2004) para demostración.*

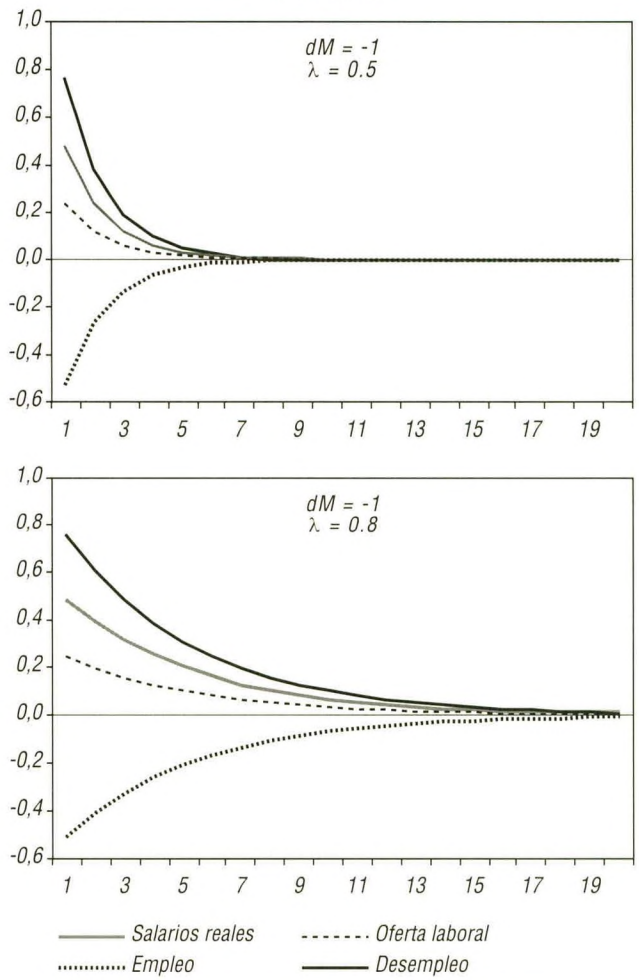
GRÁFICO 6

Una Contracción Monetaria

A. Estática comparativa



B. Dinámica



Fuente: Elaboración propia.

III. La Estrategia Empírica

Dado que el objeto de este estudio es medir la persistencia del desempleo en presencia de *shocks*, usamos la metodología SVAR, que permite determinar si un nivel persistente de elevado desempleo es causado por rigideces estructurales del mercado laboral, o por un conjunto de *shocks* adversos sucesivos. En particular, nos basamos en Balmaseda et al. identificando el VAR con restricciones de largo plazo al igual que Blanchard y Quah (1989) y Clarida y Galí (1994). Estos autores presumen que algunos *shocks* tienen efectos permanentes sobre algunas variables, y transitorios en otras. También podría haber *shocks* que no causaran un efecto permanente en ninguna variable. Este procedimiento se ajusta perfectamente a la intuición de una economía en crecimiento en la que el desempleo retorna a su tasa natural, aun si los salarios y el empleo pueden cambiar a causa de factores estructurales, y la función de oferta es vertical en el largo plazo.

1. Identificación Estructural

La identificación del VAR estructural se deriva directamente del modelo, al igual que la interpretación de los *shocks*. Para efectos de claridad, conviene reformular varias ecuaciones tomadas del equilibrio de largo plazo del modelo:

$$\Delta(w-p^{p})=\varepsilon_{x} \tag{18}$$

Solo los *shocks* de productividad afectan el salario real al productor en el largo plazo.

$$\Delta q=\frac{(1+c-\eta_{x})\varepsilon_{x}}{1+c(1-\gamma)/\gamma}-\frac{\eta_{z}\varepsilon_{z}}{1+c(1-\gamma)/\gamma} \tag{19}$$

El tipo de cambio real depende solo de la productividad y los términos de intercambio.

$$\begin{aligned}\Delta y=&\left(1+c(1-\frac{(1-\gamma)(1+c-\eta_{x})}{\gamma+c(1-\gamma)})\right)\varepsilon_{x}\\&+\left(\frac{c(1-\gamma)\eta_{z}}{\gamma+c(1-\gamma)}\right)\varepsilon_{z}+\varepsilon_{t}\end{aligned} \tag{20}$$

El producto es afectado en el largo plazo por la productividad, los términos de intercambio y la evolución de la fuerza laboral.

$$u=0 \tag{21}$$

Por último, aunque todos los *shocks* afectan el desempleo en el corto plazo, ninguno tiene un efecto permanente en él, dado que es estacionario en un escenario de histéresis parcial.

La identificación se basa en el supuesto de que la matriz de multiplicadores estructurales de largo plazo, $C(1)$, es triangular inferior. Para encontrar $C(1)$ es necesario construir primero la matriz $\varphi(1)\Sigma\varphi(1)'$ a partir de la estimación de la forma reducida, donde $\Phi(1)$ es la suma de los coeficientes, y Σ es la matriz de varianza-covarianza obtenida. Se puede demostrar que $C(1)$ es el factor de Choleski de $\Phi(1)\Sigma\Phi(1)'$. Una vez encontrada $C(1)$ es fácil computar todos los coeficientes estructurales, C, que se usan para construir las impulso-respuestas, porque $C_0=\Phi(1)^{-1}C(1)$, y con C_0 todas las C_s se pueden computar, dado que $C(L)=\Phi(L)C_0$.[6]

2. Datos

Usamos datos trimestrales desde 1980.1 hasta 2002.4 para el salario real al productor (calculado con el deflactor del PIB), el tipo de cambio real, el producto y el desempleo. La mayoría de las bases de datos de los países proviene de la base de datos de la OCDE. Para los países que no son miembros, se obtuvieron los datos en la página *web* de sus respectivos bancos centrales y, en algunos casos, se tomaron las publicadas en el *International Financial Statistics* del Fondo Monetario Internacional. El cuadro 1 muestra la fuente de las series de tiempo para cada país.

El modelo supone que los salarios reales, el tipo de cambio real y el producto son procesos integrados[7], y el desempleo es estacionario. Se corrieron tests de Dickey-Fuller para todas las variables, pero en varios países no se pudo rechazar la hipótesis nula de una raíz unitaria para la tasa de desempleo (cuadro 2). Sin embargo, seguimos a Balmaseda et al., suponiendo histéresis parcial del desempleo, porque no parece razonable pensar que las consecuencias de cualquier *shock* sobre el desempleo sean permanentes, aun en

[6] *Para una explicación en detalle, ver Clarida y Galí (1994) y también Enders (1995).*

[7] *El test de Dickey-Fuller rechaza la hipótesis de raíz unitaria para el tipo de cambio real de Dinamarca y los Países Bajos. Por lo tanto, corremos el VAR estacionario* $[\Delta(w-p^{p}), q, \Delta y, u]$ *para estos dos países.*

CUADRO 1

Fuentes de las Series Trimestrales

	Rango de datos	Desempleo	PIB	Deflactor de PIB	Salarios nominales	Tipo de cambio
Alemania	80.1 - 02.4	OCDE	FMI	FMI	OCDE **	OCDE
Australia	84.1 - 02.4	OCDE	OCDE	OCDE	OCDE *	OCDE
Austria	80.1 - 02.4	OCDE	FMI	FMI	OCDE **	OCDE
Bélgica	80.1 - 02.4	OCDE	OCDE	OCDE	OCDE **	OCDE
Canadá	80.1 - 02.4	OCDE	OCDE	OCDE	OCDE **	OCDE
Chile	86.1 - 02.4	INE	Banco Central	Banco Central	INE *	Banco Central
Colombia	84.1 - 02.4	Banco Central	Banco Central	Banco Central	Banco Central **	Banco Central
Corea	83.1 - 02.4	INE	Banco de Corea	Banco de Corea	INE *	FMI
Dinamarca	88.1 - 02.4	OCDE	OCDE	OCDE	OCDE **	OCDE
España	80.1 - 02.5	OCDE	OCDE	OCDE	OCDE *	OCDE
Estados Unidos	80.1 - 02.4	OCDE	OCDE	OCDE	OCDE *	OCDE
Francia	80.1 - 02.4	OCDE	OCDE	OCDE	OCDE *	OCDE
Hong Kong	86.1 - 02.4	HKMA	HKMA	HKMA	HKMA *	FMI"
Italia	80.1 - 02.4	OCDE	OCDE	OCDE	OCDE **	OCDE
México	81.1 - 02.4	OCDE	OCDE	OCDE	OCDE **	OCDE
Países Bajos	80.1 - 02.4	OCDE	OCDE	OCDE	OCDE **	OCDE
Reino Unido	80.1 - 02.4	OCDE	OCDE	OCDE	OCDE *	OCDE
Suecia	80.1 - 02.4	OCDE	OCDE	OCDE	OCDE **	OCDE

Notas: * Todos los sectores. ** Industria manufacturera. Construido sobre la base de la participación en el comercio. El desempleo según la OCDE corresponde en todos los casos a la tasa estandarizada. OCDE: Orgsanización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos. FMI: Fondo Monetario Internacional. INE: Instituto Nacional de Estadísticas. HKMA: Autoridad monetaria de Hong Kong.

las economías más rígidas.[8] Por lo tanto, estimamos el siguiente VAR estacionario: $[\Delta(w - p^p), \Delta q, \Delta y, u]'$ imponiendo las restricciones de largo plazo arriba descritas. Para efectos de comparación también corrimos un VAR de tres variables $[\Delta(w - p^p), \Delta y, u]'$ equivalente al estimado en Balmaseda et al. La mayoría de los VAR se estimó usando dos rezagos, basados en los criterios estándares (Criterios de información Akaike, Schwartz, y Hannan-Quinn)[9] y el test residual multivariado de Multiplicador de Lagrange para la autocorrelación.

[8] *También hicimos tests de cointegración para todos los países, al igual que Balmaseda et al., y la hipótesis nula de que las variables [w-p,q,y] no están cointegradas no fue rechazada. Con respecto al rechazo empírico de la ausencia de integración en las series de desempleo, adherimos a la opinión de varios autores mencionados en el artículo que tratan el desempleo como un proceso I(0), a pesar de su severa persistencia en el corto plazo. Desde una perspectiva teórica, que es la que consideramos más pertinente, la tasa de desempleo difícilmente se puede percibir como una variable con una proyección de varianza infinita.*

[9] *Kilian e Ivanov (2000) analizan cuál criterio es el mejor para VAR con distintos tamaños muestrales.*

[10] *Ver Benkwitz y Lütkepohl (2001) para un análisis de procedimientos alternativos de bootstrap.*

[11] *En Chile y Colombia, los salarios reales van en la dirección equivocada al caer en el corto plazo luego de un* shock *positivo de términos de intercambio.*

3. Resultados de la Estimación

Impulso Respuesta

Nuestra muestra incluye un gran número de economías, por lo que decidimos mostrar las impulso-respuestas de un subgrupo menor de países con un amplio rango de flexibilidad laboral (gráfico 2). Obtuvimos los intervalos de confianza con un procedimiento *bootstrap* usando 500 réplicas.[10] En general, con un *shock* de productividad positivo, los salarios reales aumentan a corto y largo plazo. Cuando un *shock* de términos de intercambio afecta a la economía, los salarios reales (al productor) aumentan solo en el corto plazo.[11] En el caso de *shocks* positivos de fuerza laboral, la respuesta del salario real tiende a ser negativa en el corto plazo pero en varios casos resulta no significativa. El salario real cae también cuando enfrenta un *shock* monetario (expansivo). De hecho, los salarios caen ante un *shock* monetario en Chile, Colombia y Estados Unidos. En Corea y Suecia los salarios son procíclicos, y en el Reino Unido no se mueven.

El tipo de cambio real tiende a apreciarse frente a un *shock* de productividad positivo en la economía. Luego

CUADRO 2

Tests de Raíz Unitaria de Dickey–Fuller*

	Salario real		Tipo de cambio real		Producto		Desempleo	
Australia	-1.75	(-3.46)	-2.81	(-2.89)	-1.68	(-3.46)	-2.81	(-2.90)
Austria	-2.02	(-3.46)	-1.93	(-2.89)	-2.56	(-3.47)	-3.08	(-2.89)
Bélgica	-1.12	(-3.46)	-3.19	(-3.46)	-2.89	(-3.46)	-4.2	(-3.47)
Canadá	-2.43	(-3.46)	-2.32	(-3.46)	-2.4	(-2.90)	-3.86	(-3.47)
Chile	-1.14	(-2.90)	-1.37	(-2.91)	-2.4	(-2.91)	-2.82	(-2.90)
Colombia	-2.47	(-3.47)	-1.91	(-2.90)	-1.86	(-2.90)	-2.75	(-2.90)
Dinamarca	-2.28	(-3.49)	-4.78	(-2.91)	-2.89	(-3.49)	-2.74	(-3.49)
Francia	-2.61	(-3.46)	-2.52	(-2.89)	-2.57	(-3.46)	-2.1	(-2.90)
Alemania	-2.94	(-3.46)	-1.94	(-2.89)	-0.66	(-2.89)	-2.63	(-2.89)
Países Bajos	-1.18	(-2.89)	-4.73	(-3.46)	-0.65	(-2.90)	-4.21	(-3.46)
Hong Kong	-1.84	(-2.90)	-1.46	(-2.90)	-1.39	(-2.89)	-3.78	(-3.48)
Italia	-2.72	(-2.90)	-1.96	(-2.90)	-1.94	(-3.46)	-2.54	(-2.89)
Corea	-2.46	(-3.47)	-2.77	(-2.90)	-1.61	(-2.89)	-3.44	(-2.89)
México	-1.47	(-2.91)	-2.52	(-2.91)	-2.85	(-3.48)	-2.44	(-2.89)
España	-2.86	(-3.47)	-1.85	(-2.89)	-2.69	(-3.46)	-2.21	(-2.89)
Suecia	-1.48	(-3.46)	-2.87	(-3.46)	-1.93	(-3.46)	-2.17	(-2.89)
Reino Unido	-2.14	(-3.46)	-2.23	(-2.89)	-2.4	(-3.46)	-4.14	(-3.46)
Estados Unidos	-0.25	(-3.46)	-1.55	(-2.89)	-3.01	(-3.46)	-3.04	(-3.46)

Nota: *Entre paréntesis, valor crítico al 5% .
Fuente: Cálculos de los autores.

de un shock positivo de los términos de intercambio, el tipo de cambio real se aprecia a corto y largo plazo. La respuesta del tipo de cambio real a un shock de la fuerza laboral rara vez es significativo, y tiende a aumentar en el corto plazo frente a un shock monetario expansivo. Por último, la respuesta del desempleo a un *shock* de productividad positivo no es clara. En muchos países el desempleo cae, pero en varios otros sube[12]. El desempleo tiende a incrementarse tras un *shock* de oferta laboral y a disminuir con un *shock* de términos de intercambio y una perturbación monetaria positiva, pero también hay excepciones.

IV. Índice de Rigidez del Mercado Laboral

El cuadro 3 muestra los rankings construidos de acuerdo con las respuestas de la vida media del desempleo a cada uno de los *shocks*. Hicimos ranking con tres y cuatro variables (versiones con economía cerrada y abierta). Los países más flexibles son Corea y Hong Kong, seguidos por Chile, México y EE.UU. En efecto, en Corea, el desempleo alcanzó su máximo tras la crisis asiática, pero volvió rápidamente a su nivel anterior. Por otro lado, tal parece que, a pesar de las dos reformas laborales que se han implementado desde 1990, y que pueden haber introducido rigideces al mercado laboral, en promedio entre 1986 y 2002, Chile fue relativamente flexible en el contexto internacional.

En el otro extremo, Alemania, Suecia, España y Colombia son los últimos de la lista en términos de la flexibilidad del mercado laboral (cuadro 3). En Colombia, el desempleo aumentó drásticamente hasta 20% durante la crisis de 1999, pero en el último año ha disminuido lentamente. En la mitad del rango de flexibilidad están Austria, Australia, los Países Bajos, Dinamarca y Bélgica. El ranking tiene una correlación positiva y significativa con el desempleo promedio, lo que es de esperarse.

1. Evaluación del Ranking de Rigidez Laboral en Chile

¿Podemos inferir que el mercado laboral chileno es flexible en comparación con la mayoría de los países de nuestro estudio? La evidencia sugiere que sí. Sin

[12] *De hecho, el efecto de corto plazo de un* shock *de productividad en el desempleo depende, entre otros factores, de los cambios estructurales que genera y de la calificación de los trabajos demandados (Blanchard y Katz, 1997).*

CUADRO 3

Índices de Rigidez en el Mercado Laboral

	Desempleo promedio*	AGR3	AGR4
Alemania	6.85	9.33	10.75
Australia	7.96	7.58	7.50
Austria	5.51	8.58	10.50
Bélgica	11.63	9.25	9.38
Canadá	9.17	5.75	6.75
Chile	8.27	5.67	4.63
Colombia	12.90	24.50	22.75
Corea	3.37	3.08	4.33
Dinamarca	6.32	9.17	9.67
España	17.89	11.42	11.38
Estados Unidos	6.30	4.42	5.75
Francia	9.90	7.63	9.00
Hong Kong	3.11	4.25	4.25
Italia	10.61	9.58	9.58
México	3.39	5.33	5.50
Países Bajos	5.87	6.13	7.33
Reino Unido	7.37	6.92	7.38
Suecia	4.94	12.83	12.13

Nota: *Corresponde a la tasa de desempleo estandarizada de la OCDE.
Fuente: índices eslaborados por los autores.

embargo, hay que considerar algunos puntos antes de sacar conclusiones precipitadas.

Primero, el ranking se construyó sobre la base de la persistencia del desempleo. Sin embargo, el desempleo es una medida neta entre oferta laboral y empleo, de manera que la rigidez que revela su persistencia oculta el verdadero origen de las fricciones del mercado. Un mercado laboral rígido puede estar dominado por un proceso ineficiente de asignación de empleos, y en tal caso la persistencia se puede atribuir más a rigideces en la creación de empleos. Alternativamente, la rigidez podría venir de las instituciones del mercado laboral, como beneficios del seguro social, que incentivan la búsqueda persistente de empleo aun cuando la economía ofrece malas perspectivas de contratación. En este contexto, las distintas correlaciones entre desempleo y participación en el mercado laboral entre países podrían ayudar a desenmarañar la fuente predominante de rigidez. Para Chile, la mencionada caída de la participación laboral durante períodos de alto desempleo parece sugerir que al menos parte de esta "flexibilidad" proviene de personas que pasan del desempleo a la inactividad, y no al empleo.

Segundo, y como se mencionó en la introducción, una fracción creciente de la creación de empleos se desvía hacia la parte no calificada e informal del empleo por cuenta propia. Una evaluación de la flexibilidad tendría que considerar, entonces, que hasta cierto punto el ajuste se realiza en realidad "fuera del mercado". Desafortunadamente, al no contar con datos sobre informalidad comparables entre países para largos períodos, no puede profundizarse más el análisis en este sentido.

Por último, aunque los noventa se han caracterizado en general como una década con el mercado laboral cada vez más regulado, los críticos de las reformas alegan que en verdad el cambio estructural de la capacidad de ajuste fue detonado por las modificaciones legales más recientes, de 1999 al 2001. Sin embargo, la metodología presentada no permite dictaminar si están en lo correcto o no. El enfoque empírico que hemos presentado es limitado, entre otras razones porque tenemos muy pocos datos para después de las reformas. Corrimos el mismo VAR para Chile de 1986 a 1998 y de 1990 al 2002, pero no surgieron diferencias significativas con respecto a la respuesta del desempleo de cuando usamos la muestra completa.[13]

En resumen, si bien hay que tener en mente algunos aspectos a la hora de construir un ranking basado en el desempeño, la evidencia que hemos presentado sugiere que, si se usa una metodología que distingue debidamente las respuestas a los *shocks* del componente persistente del desempleo, el mercado laboral chileno aparece como relativamente flexible.

V. Conclusiones

Construimos un ranking sobre rigidez del mercado laboral para una muestra de 18 países, con el objeto de caracterizar la rigidez relativa del mercado laboral chileno. Analizamos las respuestas dinámicas del desempleo en presencia de *shocks* macroeconómicos identificados con un VAR estructural *a là* Blanchard-Quah. El enfoque empírico y la interpretación de los *shocks* se basó

[13] *En el gráfico 7, las respuestas del desempleo en Chile incluyen los tres ejercicios. La línea negra continua es la respuesta que usa la muestra completa. Las otras líneas se construyeron una con datos entre 1990:1 y 2002:4 y la otra desde 1986:1 hasta 1998:4. Dado el grado de incertidumbre, las diferencias entre las tres líneas son no significativas.*

GRÁFICO 7

Funciones de Respuesta a *Shocks* Estructurales

Chile

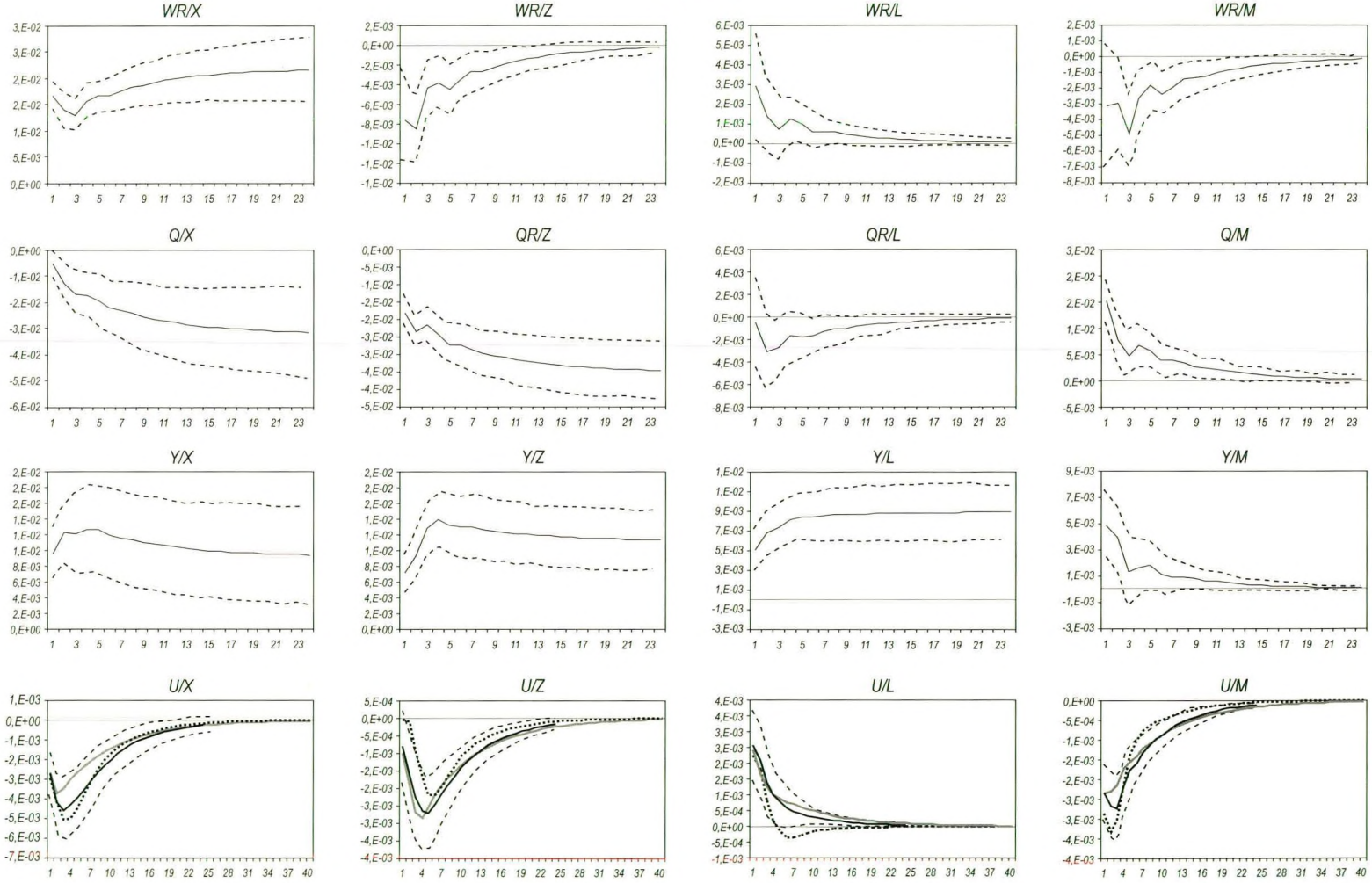
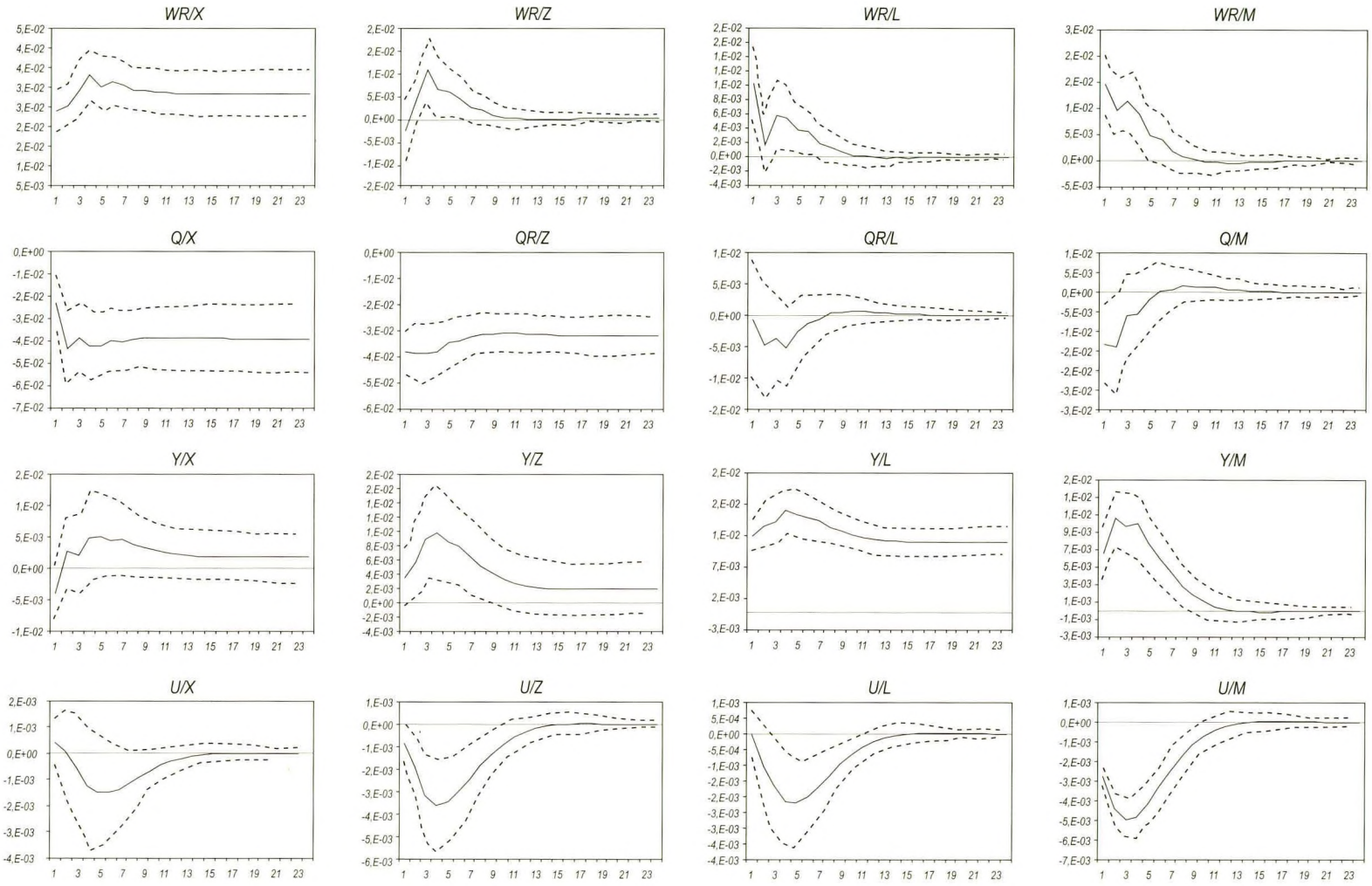


GRÁFICO 7 (continuación)

Corea



EE.UU.

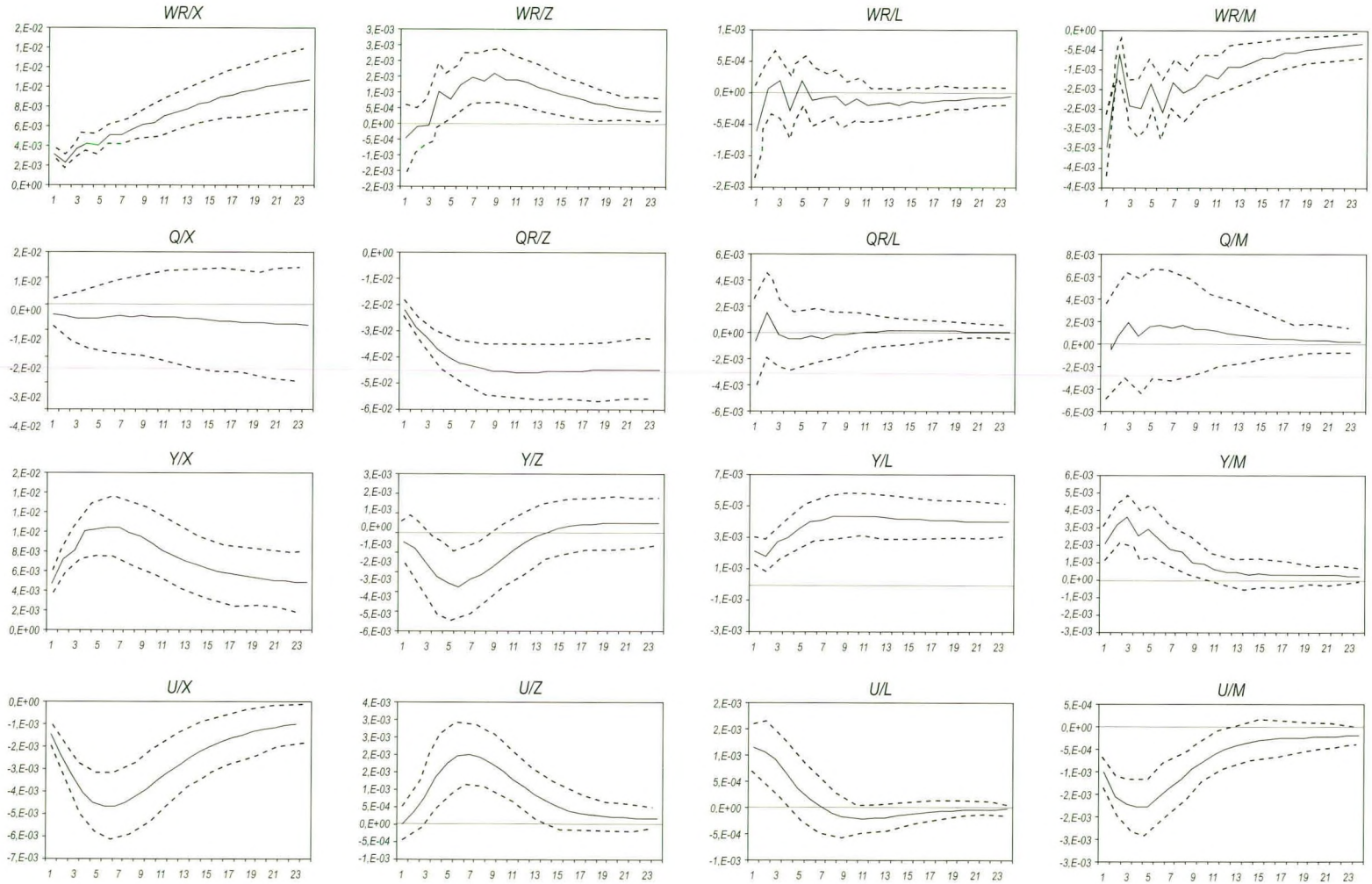


GRÁFICO 7 (continuación)

Reino Unido

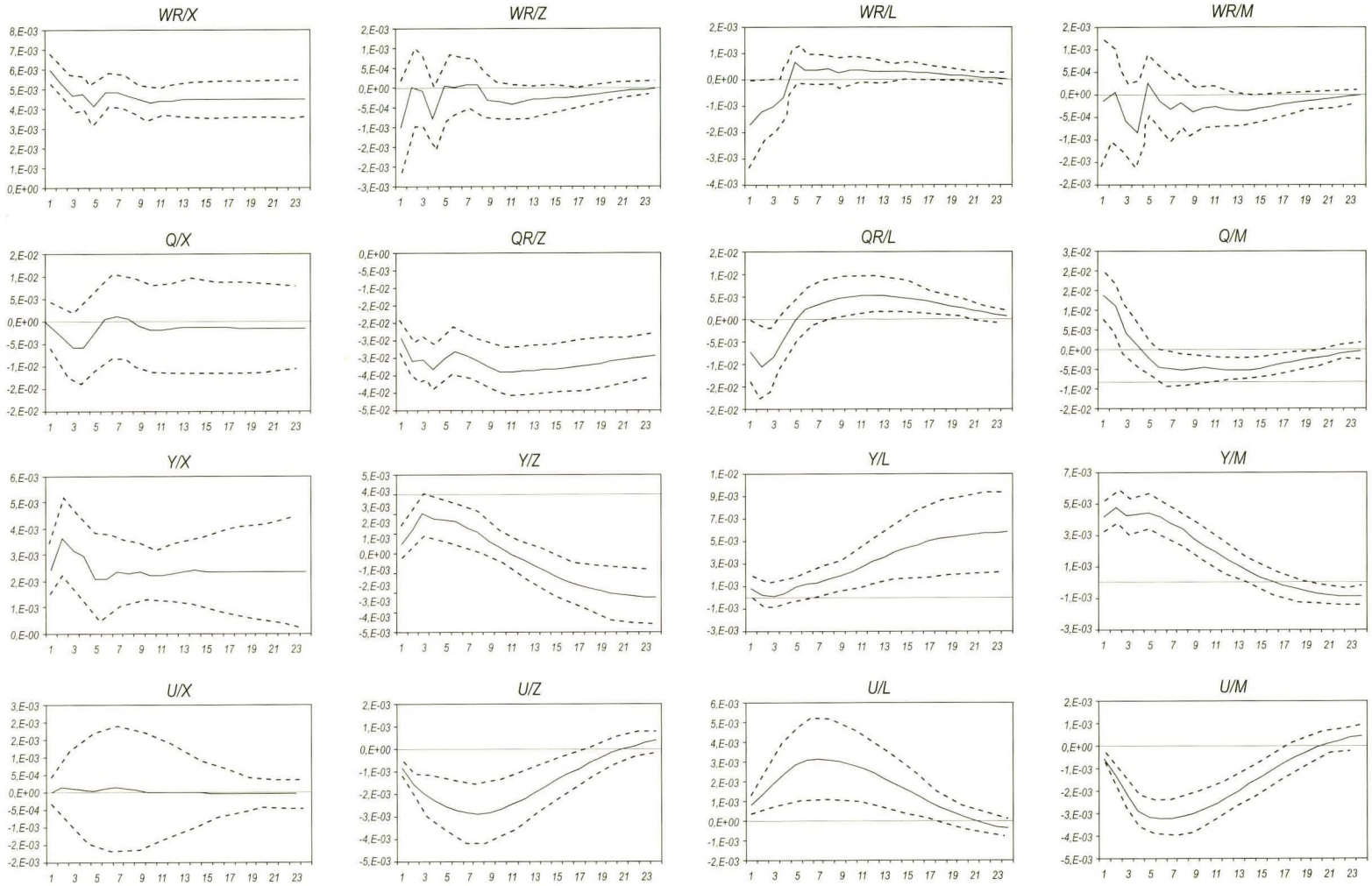


GRÁFICO 7 (continuación)

Suecia

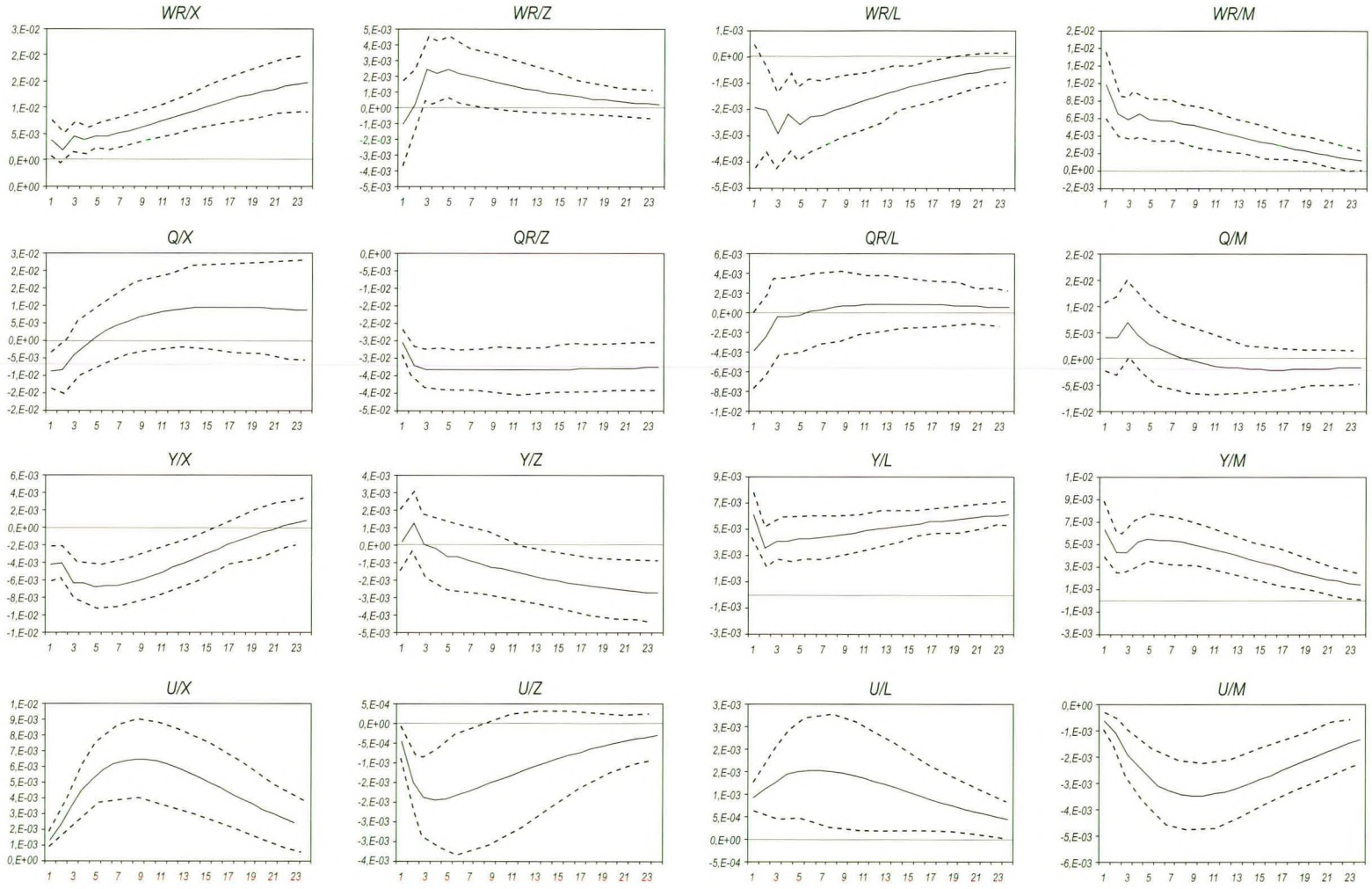
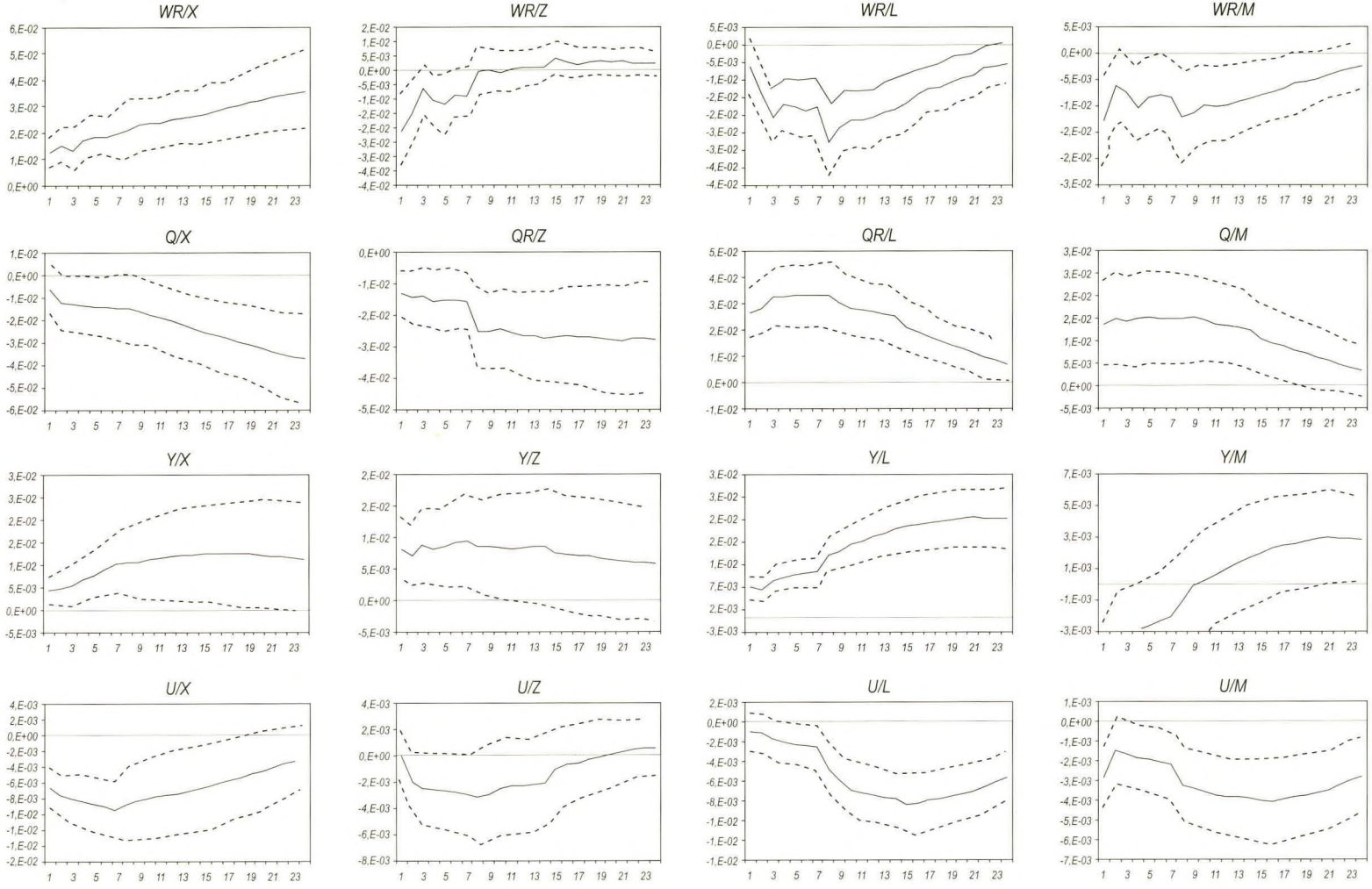


GRÁFICO 7 (continuación)

Colombia



en un modelo con mercado laboral rígido, a través del esquema de negociación popularizado por Blanchard y Summers (1986), y ampliado para una economía abierta por Albagli, García y Restrepo (2004).

Las restricciones que se derivan del modelo sugieren que, en el largo plazo, los salarios reales al productor crecen solo con la productividad; el tipo de cambio real depende de la productividad y de los términos de intercambio, el producto es afectado por la productividad, los términos de intercambio y los *shocks* de la fuerza laboral, mientras el desempleo converge a su tasa natural pasando por encima de perturbaciones de corto plazo. El modelo nos permite construir un indicador de rigidez basado en la persistencia del desempleo, que depende únicamente del coeficiente de rigidez en la ecuación de determinación de salarios: la vida media del desempleo después de los *shocks*. Con este indicador ordenamos un ranking con el que comparamos nuestra muestra.

Encontramos que los mercados laborales de Corea y Hong Kong son los más flexibles, seguidos por Chile, Estados Unidos y México. En el otro extremo, los más rígidos son Alemania, Suecia, España y Colombia.

Estas conclusiones apoyan la visión de que, a pesar de haber hecho normas más estrictas durante los noventa, el mercado laboral chileno todavía está lejos de los europeos, que sufren de desempleo alto y persistente. Si esto es el resultado de una aplicación débil de las instituciones, y si las reformas más recientes de 1999 al 2001 llevaron a un cambio estructural de la dinámica del mercado laboral, es un desafío pendiente para estudios futuros.

REFERENCIAS

Albagli, E., P. García P. y J. Restrepo (2004). "Labor Market Rigidity and Structural Shocks: An Open-Economy Approach for International Comparisons." Documento de Trabajo N°263, Banco Central de Chile.

Balmaseda, M., J. J. Dolado y D. López-Salido (2000). "The Dynamic Effects of Shocks to Labour Markets: Evidence from OECD Countries." *Oxford Economic Papers* 52: 3-23.

Benkwitz, A. y H. Lütkepohl (2001). "Comparison of Bootstrap Confidence Intervals for Impulse Responses of German Monetary Systems." *Macroeconomic Dynamics* 5: 81-100.

Bergoeing, R., y F. Morandé (2002). "Labor Taxes, Employment and Growth: Chile 1998-2001." Documento de Trabajo N°251, Banco Central de Chile.

Blanchard, O. (1991). "Wage Bargaining and Unemployment Persistence." *Journal of Money, Credit and Banking* 23: 277-92.

Blanchard, O. y L. Katz (1997). "What we Know and do not Know about the Natural Rate of Unemployment." *Journal of Economic Perspectives* 11: 51-72.

Blanchard, O. y D. Quah (1989). "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Aggregate Supply Disturbances." *American Economic Review* 79: 655-73.

Blanchard, O. y L. Summers (1986). "Hysteresis and the European Unemployment Problem." En *NBER Macroeconomics Annual*, editado por Stanley Fischer: 15-78.

Calderón, C. y A. Chong (2004). "Are Labor Market Regulations an Obstacle for Long-term Growth?" Presentado en la VII Conferencia Anual del Banco Central de Chile.

Clarida, R. y J. Galí (1994). "Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important are Nominal Shocks?" *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 41: 1-56.

Cowan, K., A. Micco, A. Mizala, C. Pagés y P. Romaguera (2003). *Un Diagnóstico del Desempleo en Chile*. Banco Interamericano de Desarrollo.

Dolado, J. y J.F. Jimeno (1997). "The Causes of Spanish unemployment: A Structural VAR Approach." *European Economic Review* 41: 1281-307.

Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*, Capítulo 5. J.Wiley & Sons.

García, P. (1995) "Empleo y Participación en Chile." *Colección de Estudios de Cieplan 41*, diciembre.

Kilian, L. y V. Ivanov (2000). "A Practitioner's Guide to Lag Order Selection for VAR Impulse Response Analysis." Documento de Trabajo N°3, Universidad de Michigan.

Layard, R., S. Nickell y R. Jackman (1991). *Unemployment: Macroeconomic Performances and the Labour Market*. Oxford University Press, Oxford, Reino Unido.

OCDE (1999). Employment Outlook.

OCDE (2003). OECD Economic Surveys: Chile – Item 17.

Rama, M. y R. Artecona (2002). "A Database of Labor Market Indicators Across Countries." Mimeo, Banco Mundial. Washington D.C.

Viñals, J. y J.F. Jimeno (1996). "Monetary Union and European Unemployment." CEPR Discussion Paper N°1485.

LA DINÁMICA DE LOS INGRESOS LABORALES EN CHILE

Cristóbal Huneeus L.
*Andrea Repetto L.**

I. INTRODUCCIÓN

La incertidumbre juega un rol clave en las decisiones individuales: cuando los mercados son incompletos, no existen seguros que permitan enfrentar toda contingencia. La incertidumbre afecta la evolución del consumo y ahorro a lo largo del ciclo de vida, la oferta laboral y la asignación de activos, y las decisiones de educación y ocupación. Asimismo, la incertidumbre y el riesgo determinan la desigualdad entre individuos, pues personas que son idénticas *ex ante* enfrentan sendas de consumo distintas *ex post*: mientras algunas tienen suerte y obtienen buenas realizaciones de ingreso, empleo y salud, otras son menos afortunadas y consumen menos a lo largo de su vida. Por último, la movilidad de ingresos y la persistencia de la desigualdad y de la pobreza dependen de la dinámica de ingresos laborales, salud y oportunidades de inversión.

En este artículo medimos la incertidumbre de ingresos laborales que enfrentan los trabajadores chilenos. La mayor parte de la literatura utiliza datos de ingresos y salarios en países desarrollados (Abowd y Card, 1989; Pischke, 1995; Meghir y Pistaferri, 2004). Nuestros datos provienen de una encuesta de hogares chilenos: la Encuesta Suplementaria de Ingresos (ESI), realizada por el Instituto Nacional de Estadísticas (INE). Este trabajo permite analizar si los grados de incertidumbre en las economías emergentes son o no similares a los de economías desarrolladas. Aun si fueran iguales, sin embargo, las consecuencias de la incertidumbre sobre el bienestar podrían ser muy distintas: los individuos de las economías en desarrollo tienen menos oportunidades para compartir riesgos en los mercados y el sistema público de seguridad social suele ser más pequeño. Por lo tanto, los trabajadores en economías como la chilena cuentan con una oferta limitada de mecanismos para protegerse de eventos negativos.

El modelo que estimamos permite distinguir un componente predecible del ingreso y uno aleatorio. Asimismo, nos permite separar la parte estocástica entre innovaciones permanentes y transitorias. Es decir, el marco de análisis nos permite modelar la parte no explicada del ingreso individual como la suma de una perturbación permanente y una transitoria, aunque persistente. Adicionalmente, el modelo permite que las varianzas de estas innovaciones cambien en el tiempo y evaluar así si estas se correlacionan con el ciclo económico. Nuestras estimaciones utilizan paneles sintéticos, pues los datos provenientes de la ESI representan cortes transversales repetidos. Este seudo panel contiene observaciones anuales de cohortes de cinco años en el período 1990-2000.

Nuestros resultados para hombres entre 25 y 60 años de edad indican que el perfil de ingresos laborales tiene forma de U invertida, y que existen efectos educacionales importantes. Un hombre de 50 años, con educación universitaria completa, espera ganar dos veces y media los ingresos de un individuo que solo completó la educación básica. Asimismo, encontramos que los hombres casados ganan más que los solteros y separados, y que el tamaño del hogar incide negativamente sobre los ingresos.

Nuestra descomposición de la parte no explicada del ingreso revela un *shock* permanente y muy persistente, pero de baja varianza, y un *shock* transitorio de varianza no significativa. Las bajas varianzas estimadas pueden ser resultado del uso de paneles sintéticos, pues al promediar los datos la variabilidad observada se reduce. Para investigar la importancia de la agregación sobre las estimaciones, comparamos nuestros resultados con los obtenidos

* *Respectivamente: Universidad de Stanford y Universidad de Chile.*
Agradecemos a Paulina Granados y al Banco Central de Chile por darnos acceso a la base de datos ESI, y a Giuseppe Bertola, Olivier Blanchard, David Bravo, Eduardo Engel, Juan Jimeno, Norman Loayza, Jorge Restrepo, Rodrigo Valdés, Klaus Schmidt-Hebbel y Andrea Tokman por sus comentarios y sugerencias. Repetto agradece el financiamiento ortogado por la Fundación Hewlett por medio de un grant institucional al Centro de Economía Aplicada de la Universidad de Chile (CEA).

utilizando una muestra para Estados Unidos del *Panel Study of Income Dynamics* (PSID). Una réplica de nuestro método de cohortes con datos americanos muestra una dinámica de ingresos similar, pero con varianza significativamente más alta que la encontrada para Chile. Esta evidencia es coherente con la hipótesis de que el mercado laboral chileno es sustancialmente mas rígido que el norteamericano. Asimismo, encontramos que al promediar dentro de cohortes, la varianza estimada se reduce en un orden de magnitud. Al extrapolar este resultado a los datos chilenos, obtenemos que la varianza de la perturbación permanente es cercana a 0.021. Dado que la varianza de la innovación transitoria no resulta estadísticamente significativa en todas nuestras especificaciones, no podemos proveer una estimación precisa de esta.

Si los mercados son completos, entonces los individuos pueden protegerse de toda contingencia posible. En tal caso, la medición de la incertidumbre es irrelevante. Sin embargo, existe amplia evidencia de que muchos eventos importantes no pueden asegurarse y que los mercados no permiten compartir totalmente el riesgo (Attanasio y Davis, 1996; Dynarski y Gruber, 1996). Sin embargo, los individuos tienen a su alcance un número de mecanismos que les permiten aislar —al menos parcialmente— su consumo de *shocks* de ingreso, como son cambios en su oferta laboral, el ingreso de su pareja, transferencias públicas y privadas y la progresividad del sistema de impuestos. En este trabajo estudiamos si las transferencias gubernamentales permiten a los consumidores compensar, al menos en parte, cambios permanentes de su capacidad de generación de ingresos. Para responder esta pregunta, reestimamos nuestro modelo base utilizando el ingreso laboral más subsidios públicos como medida del ingreso individual. Los resultados indican que la inclusión de las transferencias públicas escasamente afecta la estimación del proceso de ingresos, a pesar de que el ingreso autónomo tiene un efecto negativo sobre la probabilidad de recibir una transferencia.

Para ilustrar la importancia de nuestros resultados, en este trabajo ofrecemos dos aplicaciones (a la desigualdad y a la movilidad de ingresos) simulando los perfiles de ingreso que se obtienen de las estimaciones. Dado que el ingreso resulta altamente persistente, se debería observar una baja movilidad de los individuos a lo largo de la distribución del ingreso. En efecto, nuestras simulaciones indican que un individuo que empieza su vida laboral en el quintil más bajo de la distribución de ingresos permanecerá en ese quintil por un año más con una probabilidad entre 0.77 y 0.84. Asimismo, la chance de que el individuo permanezca en ese quintil por diez años seguidos fluctúa entre 0.40 y 0.58. En el extremo superior de la distribución, la movilidad sigue un patrón similar. En otras palabras, nuestro trabajo sugiere que la desigualdad es altamente persistente en Chile, porque el proceso generador de ingresos individuales también lo es. Por último, nuestras simulaciones muestran que una proporción importante de la desigualdad se explica por la variabilidad de la dinámica subyacente de ingresos de los trabajadores.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En la sección que sigue se describen los datos y se compara la ESI con la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (Casen), la encuesta más utilizada para el análisis del comportamiento de los hogares chilenos. La sección 2 presenta el modelo y técnicas de estimación. En la sección 3 estimamos el ingreso promedio, para luego caracterizar la parte no explicada con dinámicas alternativas. También comparamos los resultados para Chile con una muestra similar de trabajadores de los Estados Unidos. En la sección 4 presentamos las aplicaciones de nuestros resultados. Las conclusiones se encuentran en la sección 5.

II. Datos

Los datos utilizados en este trabajo provienen de la Encuesta Suplementaria de Ingresos (ESI), suplemento a la encuesta nacional de empleo que conduce mensualmente el INE. El objetivo principal de la ESI es recolectar información sobre ingresos a nivel individual y de hogar. La ESI reúne información a lo largo del último trimestre de cada año sobre una muestra de casi 36,000 hogares representativos de la población chilena. La encuesta contiene datos sobre todos los miembros del hogar de quince años de edad o más, y registra los montos percibidos provenientes de todas las fuentes de ingresos en el mes anterior a la encuesta, además de características individuales como el nivel educacional alcanzado, estado civil, sexo y situación ocupacional. La encuesta contiene, además, pesos poblacionales. Los datos están disponibles para

CUADRO 1

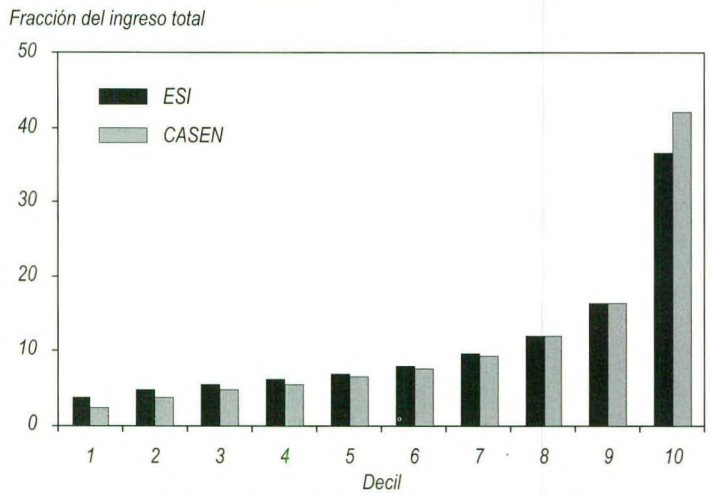
Estadísticas Descriptivas - ESI

	Promedio	Desv.Est.	Mínimo	Máximo	Mediana
Ingreso Laboral Mensual (pesos Dic.99)	168,534	191,520	6	4,189,475	107,729
Edad	38.8	9.4	25	60	38
Años de escolaridad	9.26	4.25	0.00	20.00	9.00
Tamaño del hogar	4.58	1.98	1.00	26.00	4.00
Estado civil (casado=1)	0.70	0.46	0.00	1.00	1.00
% de individuos residentes en					
RM	0.22%	0.42%	0.00%	1.00%	0.00%
V Región	0.11%	0.31%	0.00%	1.00%	0.00%
VIII Región	0.13%	0.34%	0.00%	1.00%	0.00%

Fuente: 1990-2000 ESI.

GRÁFICO 1

Distribución del Ingreso Laboral
ESI y CASEN



el período comprendido entre 1990 y 2000, excepto 1994, año en el que la encuesta no se realizó. El uso de la ESI como fuente de información de ingresos es bastante limitado; Granados (2001) es la única excepción.

Nuestro análisis considera a los hombres entre 25 y 60 años de edad, que trabajan en forma dependiente. Para corregir por la inflación, deflactamos todas las variables nominales utilizando el índice de precios al consumidor (IPC) del mes de la entrevista. Todas las variables reales están expresadas en pesos chilenos de diciembre de 1999. Nuestros resultados revelan que los individuos de la muestra ganan casi 170 mil pesos mensuales en promedio, mientras que la mediana apenas supera los 100 mil pesos mensuales (cuadro 1). Esta brecha es un reflejo de la desigualdad de la distribución de ingresos en Chile. Alrededor de 17% de los individuos reporta ingresos por debajo del salario mínimo. El individuo típico de la muestra tiene 38 años, está casado, ha completado nueve años de escolaridad y vive en un hogar conformado por cuatro personas. La mayor parte de los individuos reside en las regiones V, VIII y Metropolitana.

La distribución del ingreso personal en Chile es muy desigual, hecho que ha sido analizado extensamente en la literatura (ver gráfico 1, que muestra, además, la distribución del ingreso según la Casen de 1996, tomada de Baytelman, Cowan y De Gregorio, 1999).[1] Estas

[1] *La Casen es la encuesta más utilizada para el análisis de ingresos de hogares e individuos chilenos. La encuesta comenzó en 1985, y ha sido realizada con una frecuencia casi bianual desde entonces. La Casen mide el ingreso de hogares e individuos para una muestra representativa de la población chilena. En 1998 se encuestaron 48107 hogares. Al igual que la ESI, la encuesta recopila información sobre todas las fuentes de ingreso y sobre una variedad de características demográficas. También contiene datos sobre transferencias no monetarias, como educación pública, vivienda y salud, además de información sobre posesión de bienes durables. Estos datos han sido utilizados para realizar estudios detallados de pobreza y desigualdad en Chile, así como del rol de las políticas sociales (Anríquez, Cowan y De Gregorio, 1998; Larrañaga, 1994; Contreras y otros, 2001). En este trabajo no podemos utilizar la Casen debido a su frecuencia bianual. La dinámica que obtenemos es altamente persistente, de modo que la Casen no captura toda acción en los ingresos por su rezago de dos años. En el apéndice presentamos una derivación formal de este problema.*

distribuciones no son directamente comparables, pues los datos de la Casen incluyen transferencias y representan un año en particular.[2] Asimismo, la distribución basada en la ESI está construida utilizando nuestra muestra de hombres en edad de trabajar y no toda la población. Aun así, las distribuciones son muy parecidas, en particular en los deciles medios. Las diferencias tienden a concentrarse en los extremos: la razón de la participación del 20% de individuos de mayores ingresos sobre la del 20% de menores ingresos es de 7.9 en la ESI y de 13.8 en la Casen, mientras que la razón entre el decil más rico y el decil más pobre es 13.2 en la ESI y 29.5 en la Casen.

En promedio, los ingresos reales —medidos en logaritmos— crecieron a una tasa anual de 4.7% entre los años 1990 y 2000 (gráfico 2).[3] El gráfico presenta, además, tres grupos de trabajadores de acuerdo con su educación: trabajadores con educación primaria, que han completado ocho años de escolaridad; con educación secundaria, que han completado doce años; y los que tienen educación universitaria, con 17 años aprobados.[4] En todos los casos, la senda del ingreso promedio tiene pendiente positiva. Por último, las tasas de crecimiento se correlacionan positivamente con el logro educacional, lo que implica que, al igual que en otros países, la distribución de ingresos laborales se ha ensanchado en Chile.[5]

GRÁFICO 2

Ingresos Reales Promedio
(logaritmos)

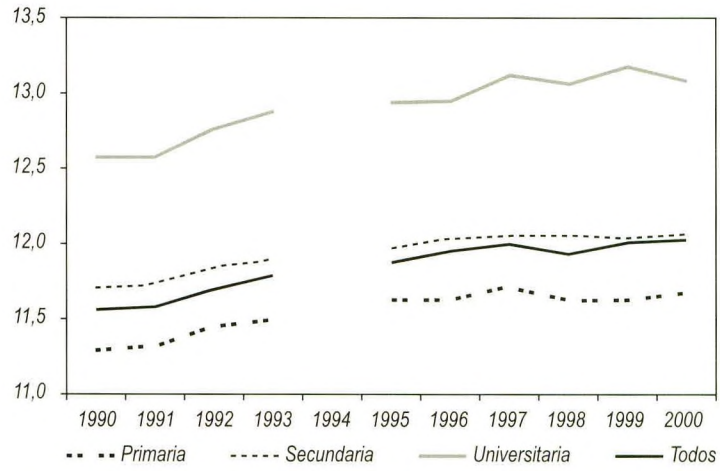
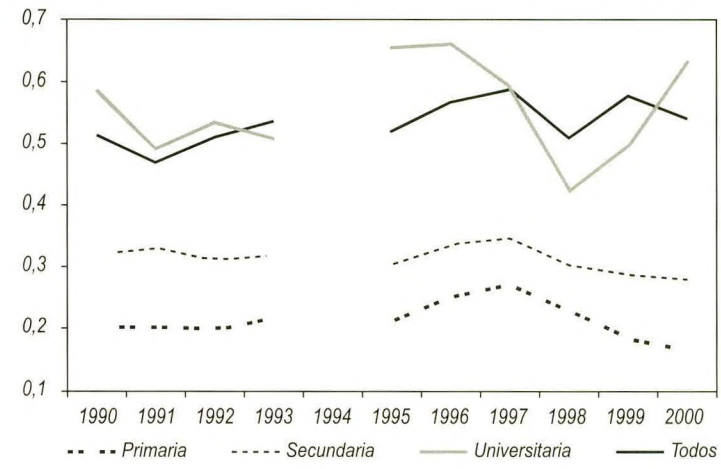


GRÁFICO 3

Varianza del Logaritmo de Ingresos Reales



La evolución de la varianza del logaritmo del ingreso a lo largo del período muestral, para todos los individuos y clasificados según su educación, muestra que los individuos de mayor educación enfrentan también una mayor varianza, hecho que es coherente con la hipótesis de retornos privados altos a la educación superior, al costo de un mayor riesgo de ingresos (gráfico 3). La varianza de ingresos del grupo de menor educación es bastante estable a lo largo del período. Esta estabilidad contrasta con el comportamiento de la varianza de

[2] *Sin embargo, la distribución del ingreso prácticamente no ha variado en la última década. Ver Baytelman, Cowan y De Gregorio (1999).*

[3] *El PIB per cápita creció a una tasa cercana al 5% en el período de análisis.*

[4] *En Chile, las universidades otorgan simultáneamente un grado de licenciatura y un título profesional. La mayoría de las carreras duran cinco años.*

[5] *Evidencia para EE.UU. se encuentra en Bound y Johnson (1992), Katz y Murphy (1992) y Murphy y Welch (1992). Bravo y Marinovic (1997) y Beyer y Le Foulon (2002) presentan evidencia para Chile.*

CUADRO 2

Número de Observaciones por Año y Cohorte

Cohorte (edad en 1990)	Año										
	1990	1991	1992	1993	1995	1996	1997	1998	1999	2000	Total
56-60	808	652	503	323	0	0	0	0	0	0	2,286
51-55	1,226	1,186	1,071	979	843	589	451	312	148	0	6,805
46-50	1,642	1,640	1,524	1,492	1,179	1,181	1,167	983	958	972	12,738
41-45	2,045	2,032	1,945	1,832	1,615	1,607	1,617	1,545	1,478	1,437	17,153
36-40	2,471	2,370	2,346	2,215	1,994	2,274	1,881	1,782	1,697	1,860	20,890
31-35	3,054	2,952	2,745	2,680	2,620	2,436	2,640	2,462	2,404	2,435	26,428
26-30	3,520	3,370	3,134	3,091	2,767	2,950	2,847	2,819	2,783	3,030	30,311
21-25	702	1,333	1,955	2,671	2,928	3,004	2,849	2,729	2,715	2,818	23,704
16-20	0	0	0	0	573	1,101	1,691	2,114	2,530	2,873	10,882
Total	15,468	15,535	15,223	15,283	14,519	15,142	15,143	14,746	14,713	15,425	151,197

los graduados de la educación superior, la que experimentó grandes saltos en un plazo de diez años.

En la sección que sigue utilizamos los datos de la ESI para estimar perfiles de ingreso medio a lo largo del ciclo de vida del individuo chileno típico. Luego utilizamos la porción no explicada del ingreso para estimar su dinámica. El uso de la ESI para estos efectos tiene una limitación importante: el análisis de la dinámica requiere seguir a los mismos individuos en el tiempo, pero esta encuesta representa cortes transversales repetidos. Para abordar este problema, construimos paneles sintéticos basados en cohortes de nacimiento de cinco años (cuadro 2).

III. El Modelo de Ingresos

En este trabajo consideramos modelos en los que todos los individuos de una categoría educacional tienen el mismo proceso de ingresos, pero enfrentan diferentes realizaciones de él.[6] El ingreso consiste en la suma de un componente predecible y uno estocástico. Sea y_{it} el logaritmo del ingreso real del individuo *i* el año *t*. Sea Z_{it} un vector de características demográficas y sea η_{it} el componente aleatorio del ingreso. Suponemos que la parte no explicada puede ser descompuesta en una innovación permanente, y_{it}^{p} (por ejemplo, *shocks* a la salud que afectan la capacidad generadora de ingresos de manera duradera y desempleo de largo plazo), y una perturbación transitoria, μ_{it} (como bonos y horas extra). Adicionalmente, suponemos que existe un error de medición clásico, ω_{it}. Por último, suponemos que y^{p} y μ no están correlacionados a todo rezago y adelanto. De este modo, el modelo que proponemos para el ingreso individual es:

$$y_{it} = Z_{it}\beta + \eta_{it}$$

$$y_{it} = Z_{it}\beta + y^{p}_{it} + \mu_{it} + \omega_{it}$$

En nuestras estimaciones permitimos distintas especificaciones para el proceso de ambos componentes. En el caso base, suponemos que la parte permanente sigue un camino aleatorio, mientras que el *shock* transitorio tiene alguna persistencia:

$$y^{p}_{it} = y^{p}_{it-1} + \upsilon_{it}$$

$$\mu_{it} = \varepsilon_{it} - \theta\,\varepsilon_{it-1}$$

Permitimos que haya persistencia en la innovación transitoria con el fin de modelar *shocks*, como horas extra y bonos, que los trabajadores pueden recibir durante algún tiempo, pero que no ganan de manera continua.

Alternativamente, exploramos un modelo en el que los *shocks* permanentes siguen un proceso

[6] *La literatura más reciente sobre procesos de ingreso permite heterogeneidad a través de agentes. Ver Álvarez, Browning y Ejrnæs (2002).*

autorregresivo de primer orden, AR(1), mientras el componente transitorio está independiente e idénticamente distribuido (i.i.d.); es decir,

$$y^{p}_{it} = \rho y^{p}_{it-1} + \upsilon_{it}$$

para $0 < \rho < 1$, y

$$\mu_{it} = \varepsilon_{it}.$$

Estimamos el modelo completo en dos etapas. En la primera usamos el ingreso a nivel individual para estimar β y calcular $\hat{\eta} = y - Z\hat{\beta}$ $\hat{\eta} = y - Z\hat{\beta}$ para cada observación en la muestra. En la segunda etapa, clasificamos las observaciones según el año de nacimiento del individuo y tomamos promedios para construir un panel sintético de medias por cohorte y año.[7] Es decir, generamos

$$\hat{\eta}_t^c = \frac{\sum_{i \in c,t} \hat{\eta}_{it}^c}{n_t^c}$$

donde el supraíndice c indica cohortes de año de nacimiento y n_t^c representa el número de observaciones disponibles de la cohorte c en el año t. Luego usamos este panel sintético para estimar las varianzas de los componentes permanente y transitorio del ingreso ($\sigma_{\upsilon t}$ y $\sigma_{\varepsilon t}$ respectivamente) y la persistencia de las innovaciones transitorias (θ). La estructura del modelo permite que las varianzas cambien en el tiempo. Para estimar los parámetros, utilizamos el Método Generalizado de Momentos (MGM) con iguales ponderaciones, minimizando la distancia entre las autocovarianzas teóricas y empíricas de la primera diferencia del componente estocástico del ingreso.[8]

Si suponemos que no hay error de medición y que la dinámica de ingresos se caracteriza por un camino aleatorio más un *shock* transitorio que sigue una media móvil de primer orden, MA(1), entonces[9]

$$\Delta \eta_{it} = \eta_{it} - \eta_{it-1} = \upsilon_{it} + \varepsilon_{it} - (\theta + 1)\varepsilon_{it-1} + \theta\varepsilon_{it-2}$$

Luego, las autocovarianzas están dadas por

$$\mathrm{Var}(\Delta \eta_{it}) = \sigma_{\upsilon t} + \sigma_{\varepsilon t} + (\theta + 1)^2 \sigma_{\varepsilon t-1} + \theta^2 \sigma_{\varepsilon t-2}$$

$$\mathrm{Cov}(\Delta \eta_{it}, \Delta \eta_{it-1}) = -(\theta + 1)\sigma_{\varepsilon t-1} - \theta(\theta + 1)\sigma_{\varepsilon t-2}$$

$$\mathrm{Cov}(\Delta \eta_{it}, \Delta \eta_{it+1}) = -(\theta + 1)\sigma_{\varepsilon t} - \theta(\theta + 1)\sigma_{\varepsilon t-1}$$

$$\mathrm{Cov}(\Delta \eta_{it}, \Delta \eta_{it-2}) = \theta \sigma_{\varepsilon t-2}$$

$$\mathrm{Cov}(\Delta \eta_{it}, \Delta \eta_{it+2}) = \theta \sigma_{\varepsilon t}$$

$$\mathrm{Cov}(\Delta \eta_{it}, \Delta \eta_{it-j}) = 0, \qquad j > 2$$

$$\mathrm{Cov}(\Delta \eta_{it}, \Delta \eta_{it+j}) = 0, \qquad j > 2$$

Seguimos un procedimiento similar para estimar los parámetros bajo especificaciones alternativas.

Al construir un panel sintético y seguir cohortes en vez de individuos, basamos nuestro análisis en medias. De este modo, esperamos que nuestros resultados subestimen el verdadero grado de incertidumbre que enfrentan los trabajadores chilenos. En el análisis que sigue estimamos nuestro modelo para Chile y para una muestra comparable de EE.UU. con el fin de determinar cuánto cambian nuestros resultados al pasar de datos individuales a cohortes agregadas.

IV. Resultados

Los resultados de la primera etapa de la estimación se presentan en el cuadro 3. La regresión controla por edad, educación, estado civil y tamaño del hogar, así como por interacciones y efectos no lineales de estas variables. También controlamos por la región de residencia y por el año y mes de la entrevista.

Nuestros resultados muestran que el perfil del ciclo de vida del ingreso laboral tiene la forma de U invertida típicamente estimada utilizando otras fuentes de datos para Chile y otros países. Encontramos, además, que los efectos asociados al nivel de educación son importantes en magnitud. El gráfico 4 grafica los perfiles estimados para los tres grupos educacionales. Las demás variables han sido fijadas en el promedio muestral. Se puede ilustrar la magnitud del efecto educacional comparando tres individuos idénticos, salvo por los años de escolaridad cursados. A los 25 años de edad, un individuo con educación básica gana,

[7] *Utilizamos los ponderadores de la encuesta para construir las medias.*

[8] *Ver Altonji y Segal (1996) para un análisis de procedimientos alternativos para ponderar.*

[9] *Suponemos que el error de medición se cancela al colapsar los datos individuales en medias por cohorte, por lo que ignoramos este error en adelante.*

CUADRO 3

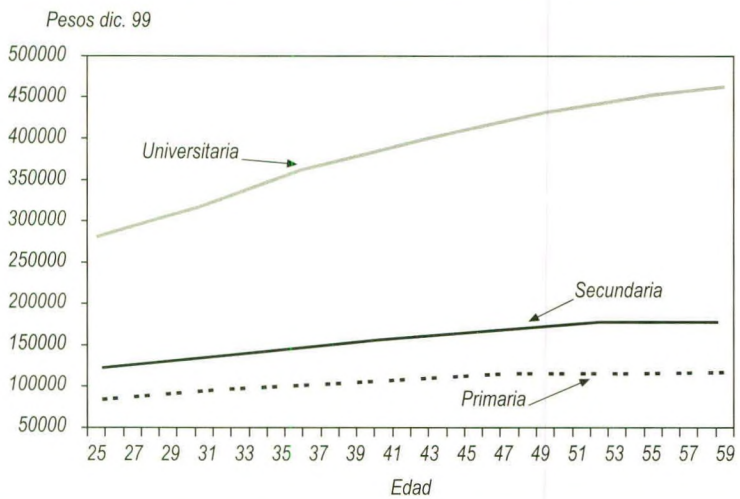
Ingreso Promedio
(variable dependiente: logaritmo del ingreso mensual)

	Coeficiente	Error estándar robusto
Edad	0.030152	0.002192
Edad^2	-0.000312	0.000025
Años de escolaridad	-0.024810	0.004483
Años de escolaridad^2	0.003484	0.000285
Edad* años de escolaridad	0.000641	0.000062
Años de escolaridad^4	0.000006	0.000001
Tamaño del hogar	-0.009955	0.001391
Estado civil (casado=1)	0.190891	0.010351
Tamaño del hogar*estado civil	-0.002730	0.001902
Constante	10.93174	0.052274
R^2	0.56	

Estimación propia basada en la ESI, 1990-2000.
Las regresiones incluyen un set completo de *dummies* de año, de mes de entrevista y de región de residencia.

GRÁFICO 4

Ingreso Laboral Mensual Promedio



en promedio, alrededor de 85,000 pesos mensuales, mientras que un trabajador con educación media gana casi 120,000 pesos mensuales, una diferencia de 40 por ciento. Una persona con educación universitaria gana, en promedio, cerca de 280,000 pesos mensuales a los 25 años; es decir, 2.3 veces los ingresos de un individuo con educación secundaria. Estas diferencias aumentan con la edad. A los 50 años, un trabajador que cursó la educación superior gana 2.5 veces los ingresos de una persona que terminó solo la media, y 3.8 veces los ingresos de un individuo con octavo año básico. Estas diferencias se agrandan al reconocer que la educación y el tamaño del hogar se relacionan inversamente, y que este tiene un impacto negativo sobre las remuneraciones. Asimismo, las personas más educadas tienen menor probabilidad de estar casadas, aunque esta correlación es bastante baja en la muestra.

1. La Dinámica del Ingreso

Como no podemos seguir a los mismos individuos en el tiempo, estimamos el modelo utilizando técnicas de panel sintético. Para cada individuo de la muestra obtenemos el componente no explicado del ingreso como $\hat{\eta} = y\text{-}Z\,\hat{\beta}$. Luego clasificamos las observaciones de acuerdo a la cohorte de nacimiento para formar nuestro panel sintético. El gráfico 5 sigue la varianza de la parte no explicada del ingreso para cada cohorte a lo largo del período de análisis. La varianza aumenta claramente con la edad, reflejo del hecho de que individuos que son idénticos ex ante tienen perfiles de ingreso muy distintos ex post. En otras palabras, en una muestra de agentes idénticos ex ante, la desigualdad de ingresos aumenta con el tiempo toda vez que la incertidumbre de ingresos posee un componente permanente. Si todas las innovaciones fueran i.i.d., la distribución de ingresos sería independiente de la edad. Adicionalmente, los individuos comienzan su vida laboral en niveles muy distintos, pues la varianza inicial es bastante alta.

El gráfico 5 no muestra diferencias importantes a través de cohortes. Excepto por los más jóvenes, la senda de la varianza de dos cohortes consecutivas típicamente se cruzan, sin un patrón claro. Este resultado implica que personas nacidas en años distintos no debieran esperar diferencias en los

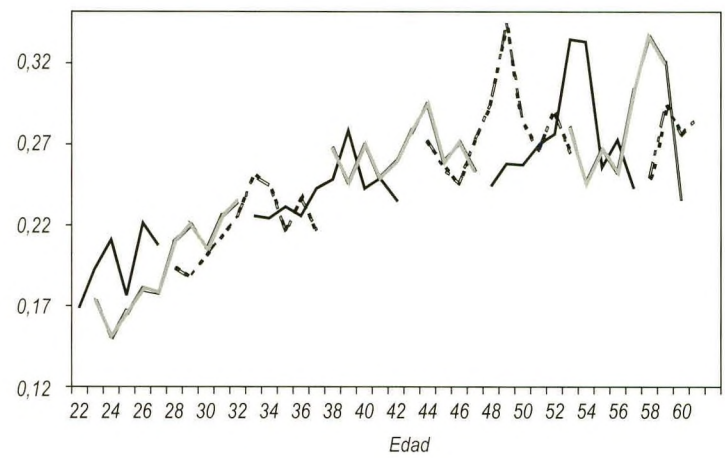
niveles de incertidumbre a una edad dada. Para todas las cohortes, la varianza alcanza su máximo alrededor del año 1996, lo que indica la presencia de efectos temporales en la varianza en el corte transversal de ingresos, posiblemente como resultado de fluctuaciones agregadas que alteran la dispersión de remuneraciones.

El cuadro 4 presenta la matriz de autocovarianzas del residuo del logaritmo del ingreso en la muestra. El triángulo superior derecho reporta las covarianzas, mientras que el inferior izquierdo, las correlaciones. Las autocorrelaciones de primer orden son altas y son seguidas por una caída importante a órdenes mayores. Estos patrones sugieren que los cambios en el ingreso pueden ser modelados como un proceso MA(1).

Los resultados de nuestra especificación base se encuentran en el cuadro 5, en el que definimos el ingreso como el ingreso individual anual sin transferencias gubernamentales. En el cuadro se analizan tres casos, dependiendo de si el componente permanente sigue un camino aleatorio o un proceso AR(1) estacionario, y de si la parte transitoria sigue un proceso i.i.d. o un MA(1). En todos los casos, la varianza del componente transitorio no resulta estadísticamente significativa al 5 por ciento. Este

GRÁFICO 5

Varianza Residual a través de Cohortes
ESI 1990-2000



CUADRO 4

Matriz de Covarianzas de Cambios en el Logaritmo del Ingreso - ESI

	1991	1992	1993	1996	1997	1998	1999	2000
1991	0.000075	5.40E-06	2.20E-06	-5.1E-05	-3.10E-06	7.40E-06	0.000053	-0.000029
1992	0.70860 (0.0491)	0.00005	-0.00004	-0.00007	-0.00002	0.00004	0.00001	0.00003
1993	-0.54160 (0.1656)	-0.87000 (0.005)	0.00022	-0.00019	-0.00009	0.00027	-0.00011	-0.00006
1996	-0.07240 (0.8774)	-0.53340 (0.2175)	-0.03530 (0.9402)	0.00042	0.00010	-0.00041	0.00011	-0.00001
1997	0.29510 (0.5205)	-0.27810 (0.5459)	0.41300 (0.3571)	0.32160 (0.4373)	0.00017	-0.00019	-0.00004	0.00011
1998	-0.10130 (0.8289)	0.31320 (0.4939)	0.23720 (0.6086)	-0.86830 (0.0052)	-0.55230 (0.1558)	0.00050	-0.00014	-0.00003
1999	0.28160 (0.5406)	0.13170 (0.7784)	-0.53580 (0.2152)	0.21680 (0.6061)	-0.34050 (0.4091)	-0.33580 (0.4162)	0.00019	-0.00015
2000	-0.19110 (0.7169)	0.26450 (0.6124)	-0.23820 (0.6494)	-0.11660 (0.8033)	0.49230 (0.2617)	-0.01620 (0.9725)	-0.59620 (0.1577)	0.00032

Correlaciones bajo la diagonal, covarianzas sobre la diagonal.
Significancia entre paréntesis.

CUADRO 5

El Proceso Dinámico del Ingreso Laboral - ESI

	Componente Permanente		Componente Transitorio	
	Varianza	Autocorrelación	Varianza	Coef. MA(1)
Sin transferencias				
Permanente AR(1) Transitorio i.i.d.	0,00395 (0,00062)	0,93095 (0,02830)	-0,00028 (0,00028)	
Permanente camino aleatorio Transitorio MA(1)	0,00326 (0,00080)		0,00014 (0,00067)	0,15868 (2,64100)
Permanente camino aleatorio Transitorio i.i.d.	0,003028 (0,00067)		0,000303 (0,000264)	
Con transferencias				
Permanente AR(1) Transitorio i.i.d.	0,00394 (0,00062)	0,93077 (0,02900)	-0,00026 (0,00028)	
Permanente camino aleatorio Transitorio MA(1)	0,00327 (0,00081)		0,00014 (0,00068)	0,15871 (2,6169)
Permanente camino aleatorio Transitorio i.i.d.	0,00304 (0,00069)		0,00031 (0,00027)	

Errores estándar entre paréntesis.

shock tampoco presenta persistencia. Estos resultados son coherentes con la hipótesis de que el componente transitorio es i.i.d a nivel individual y que su relevancia desaparece al promediar dentro de cohortes. En otras palabras, el componente transitorio no se puede distinguir de un error clásico de medición. El componente permanente sigue un proceso AR(1), con un coeficiente de autocorrelación que es significativamente menor que 1. La varianza estimada de este componente es mucho mayor que la estimada para la parte transitoria. Sin embargo, es un orden de magnitud menor que la estimada por diversos autores utilizando paneles de datos individuales para EE.UU., como el PSID.[10] Esta gran diferencia puede deberse a que seguimos cohortes y no individuos en el tiempo.[11] Más abajo estudiamos esta hipótesis en mayor detalle.

El cuadro 5 presenta, además, las estimaciones de la dinámica incorporando las transferencias gubernamentales en la definición de ingresos. El objetivo es determinar el nivel de seguros que implícitamente otorga el gobierno a través de los subsidios monetarios. Existe una vasta literatura que analiza el rol de las transferencias públicas en la reducción de la pobreza y de la desigualdad en Chile (Baytelman, Cowan y De Gregorio, 1999; Engel, Galetovic y Raddatz, 1999). Nuestro trabajo analiza si estas transferencias reducen la incertidumbre que enfrentan los trabajadores.

El proceso estimado del ingreso, con y sin transferencias públicas, es muy similar. Este resultado se debe a que solo unos pocos individuos de la muestra reportan recibir transferencias.[12] Sin embargo, al estimar por medio de una regresión *probit* la probabilidad de recibir subsidios monetarios en función del ingreso laboral y *dummies* de año, mes y región, obtenemos un efecto negativo y significativo de las remuneraciones percibidas. Luego, las transferencias del Gobierno sí juegan un rol redistributivo, aunque limitado, en nuestra muestra.[13]

Las estimaciones del modelo base restringe las varianzas a ser constantes, a pesar de que el modelo

[10] *Para resultados recientes, ver Meghir y Pistaferri (2004).*

[11] *Una comparación entre la variabilidad y la persistencia del ingreso usando datos individuales y agregados se encuentra en Pischke (1995).*

[12] *Solo 1.5 por ciento de los encuestados reporta haber recibido transferencias. La subdeclaración de subsidios monetarios puede ser consecuencia del hecho de que la mayor parte de estos se reciben con el salario, lo que puede llevar a los entrevistados a reportar incorrectamente las transferencias como parte de sus ingresos laborales.*

[13] *El efecto marginal es igual a $-2.08£10^{-8}$, de modo que por cada 200,000 pesos adicionales de ingreso (alrededor de una desviación estándar en la muestra) reducen la probabilidad de recibir una transferencia pública en 0.42 puntos porcentuales.*

estructural permite que varíen en el tiempo. Siguiendo a Meghir y Pistaferri (2004), podemos identificar la evolución de la varianza del *shock* utilizando las siguientes condiciones sobre los momentos:

$$E\left[\Delta\eta^{c}{}_{t}\left(\sum_{j=-(1+q)}^{(1+q)}\Delta\eta^{c}{}_{t+j}\right)\right]=E\left(\sigma_{\upsilon t}\right)$$

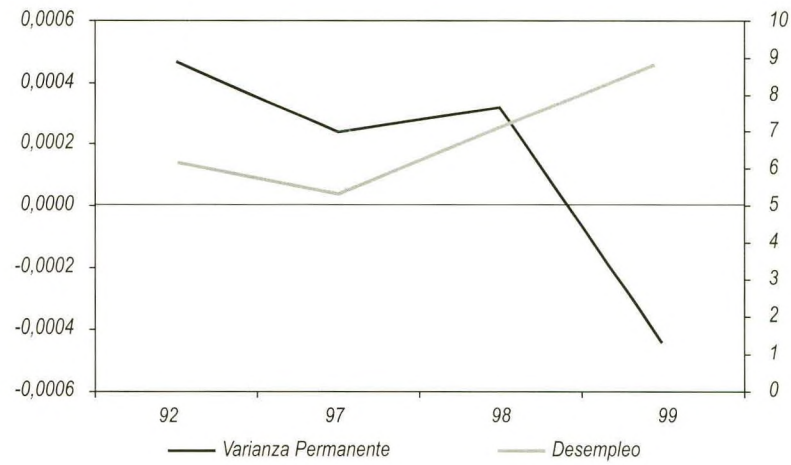
donde el supraíndice c indica cohortes, el subíndice t indica años y q es el orden del componente MA transitorio. El gráfico 6 presenta la evolución de la varianza del componente permanente junto con la tasa de desempleo. Lamentablemente, la muestra disponible es corta y fue interrumpida en 1994, de modo que solo podemos estimar la varianza para 1992, 1997, 1998 y 1999. Excepto por 1999, la varianza permanente y la tasa de desempleo se mueven de manera sincronizada. La estimación punto para 1999 es negativa; sin embargo, no es estadísticamente significativa. Luego, nuestros resultados sugieren que la incertidumbre de ingresos efectivamente se correlaciona con el ciclo económico.

2. Cohortes Sintéticas y Subestimación de la Varianza: Una Comparación entre Chile y EE.UU.

Para investigar con mayor detalle la hipótesis de que promediar cohortes lleva a una subestimación de la varianza, reproducimos nuestro procedimiento de estimación utilizando datos para Estados Unidos. En particular, comparamos nuestros resultados para Chile con los que se obtienen de una muestra similar de trabajadores norteamericanos, usando tanto datos individuales como paneles sintéticos. La muestra se toma del PSID, encuesta longitudinal representativa que recopila datos anualmente sobre unos 8,000 hogares. El PSID reúne datos individuales y de hogares desde 1968, y desde entonces sigue anualmente a los mismos hogares y los que de ahí han nacido. La encuesta contiene vasta información sobre un gran número de variables económicas y demográficas. Para efectuar nuestras estimaciones, aprovechamos el hecho de que el PSID tiene estructura de panel, lo que nos permite estimar directamente la dinámica enfrentada a nivel

GRÁFICO 6

Varianza del *Shock* Permanente y Desempleo



CUADRO 6

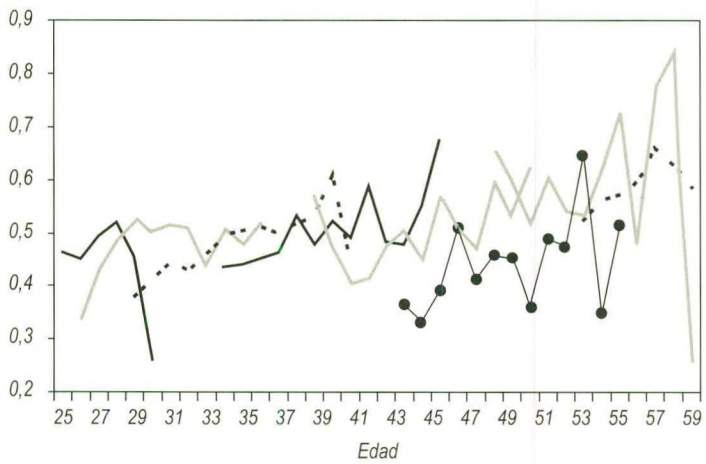
Estadísticas Descriptivas - PSID

	Promedio	Desv.Est.	Mínimo	Máximo	Mediana
Ingreso laboral anual (dólares 96)	39,714	40,119	1,076	1,274,859	32,617
Edad	39.3	8.5	25	60	38
Años de escolaridad	13.1	2.8	0	21	12
Tamaño del hogar	3.2	1.5	1	13	3
Estado civil (casado=1)	0.79	0.40	0	1	1

Fuente: PSID, 1988-97.

GRÁFICO 7

varianza Residual a Través de Cohortes
PSID 1988-1997



individual. Luego reestimamos el modelo utilizando datos de cohorte para así determinar los efectos sobre los parámetros de usar un panel sintético. Para nuestro análisis utilizamos las encuestas entre 1988 y 1997 (cuadro 6).

Nuestro análisis de los datos norteamericanos reproduce los pasos seguidos en las estimaciones con datos chilenos. Primero restringimos la muestra a hombres entre 25 y 60 años de edad. Luego deflactamos el ingreso salarial por el índice de precios al consumidor para residentes urbanos (CPI-U) y estimamos el componente predecible del ingreso utilizando las mismas formas funcionales escogidas para Chile. Finalmente, construimos una serie de la parte aleatoria del ingreso para cada individuo de la muestra. En todas las etapas usamos los pesos poblacionales provistos en el PSID para realizar las estimaciones.

Al igual que en el caso chileno, los resultados del análisis del comportamiento de la varianza residual para cada cohorte a lo largo del período muestral no revelan efectos cohorte importantes. Sin embargo, existen diferencias: (1) la varianza es bastante plana a lo largo del ciclo de vida, mientras que en Chile esta crece con la edad, y (2) la varianza es mucho más alta en Estados Unidos que en Chile: casi 2.05 veces mayor. Este resultado —que parece ser contraintuitivo pues los mercados emergentes se caracterizan por una mayor incertidumbre— no se debe a las distintas denominaciones del ingreso, puesto que este está expresado en logaritmos (gráfico 7).[14]

La brecha en el riesgo de ingresos puede ser resultado de las rigideces institucionales que reducen la dispersión salarial en Chile en comparación con el mercado laboral estadounidense. De acuerdo con Bertola e Ichino (1995), la desigualdad salarial depende de la habilidad de los trabajadores para moverse entre firmas, ocupaciones y regiones, en respuesta a *shocks* de demanda y de productividad. Luego, las diferencias en la dispersión de salarios puede ser reflejo de las instituciones que caracterizan el mercado laboral, los costos de reasignación de trabajadores y la estructura de los contratos salariales.

Alternativamente, si los ingresos laborales son endógenos, la brecha puede ser explicada por la mayor disposición de los trabajadores de Estados Unidos para enfrentar la incertidumbre, pues cuentan con una gama más amplia de oportunidades para compartir riesgos en mercados de más alto desarrollo. Asimismo, el sistema de bienestar social es más grande en Estados Unidos que en Chile, y la participación femenina en la fuerza laboral es mayor. Todas estas son fuentes adicionales de protección para los trabajadores ante contingencias negativas. De este modo, los resultados son coherentes con la hipótesis de que los trabajadores estadounidenses pueden permitirse tomar riesgos mayores que quienes laboran en Chile, y pueden, por lo tanto, escoger trabajos y ocupaciones menos seguros.

La brecha entre las varianzas de los trabajadores de estos países se reduce con la edad de los individuos.

[14] *Las metodologías muestrales y la importancia del error de medición pueden, en parte, explicar estas diferencias. Sin embargo, la varianza del logaritmo del ingreso en los Estados Unidos es mayor que en Chile aún antes de corregir por las características de los trabajadores. Asimismo, el R^2 de la regresión es sustancialmente mayor en el caso chileno que en el nortamericano, de modo que una mayor porción de la variabilidad total se explica por la parte predecible de los ingresos. Estos hechos son consistentes con la noción de que los trabajadores chilenos enfrentan una menor incertidumbre de ingresos que los trabajadores norteamericanos. Los resultados utilizando la Current Population Survey (CPS) entre los años 1990 y 2000 son similares. Estos resultados están disponibles a petición de los interesados.*

Este hecho también tiene una explicación basada en factores institucionales: las leyes de salario mínimo pueden tener un efecto proporcionalmente mayor entre los jóvenes en Chile que en Estados Unidos. En efecto, el salario mínimo real chileno aumentó 72% durante el período muestral, mientras que en Estados Unidos subió solo 18%.

CUADRO 7

La Dinámica del Ingreso Laboral en Chile y Estados Unidos

	Varianza permanente	Varianza transitoria
ESI - cohortes	0.00303 (0.00067)	0.00030 (0.00026)
PSID - cohortes	0.01181 (0.00362)	0.00080 (0.00157)
PSID - individuos	0.08150 (0.00839)	0.11173 (0.00644)

Errores estándar entre paréntesis.

En el cuadro 7 presentamos las estimaciones de la dinámica de remuneraciones utilizando información de los trabajadores americanos, y suponiendo que el proceso se puede caracterizar por un camino aleatorio más un *shock* transitorio i.i.d.. Para facilitar la comparación, el cuadro muestra nuevamente los resultados obtenidos con la ESI y luego presenta las estimaciones con el PSID usando cohortes sintéticas e individuos. Al igual que en el caso chileno, el proceso que encontramos puede ser descrito únicamente por el camino aleatorio, pues el *shock* transitorio desaparece al agregar. Asimismo, la varianza del *shock* permanente es mucho mayor en los Estados Unidos que en Chile, confirmando los resultados de los gráficos 5 y 7. [15]

Finalmente, al estimar los parámetros utilizando datos individuales del PSID, encontramos que la varianza del *shock* permanente es un orden de magnitud mayor que la obtenida utilizando cohortes. Asimismo, la varianza del *shock* transitorio resulta estadísticamente significativa (cuadro 7).[16] Nuestros resultados son coherentes con los que presenta la literatura. Por ejemplo, Meghir y Pistaferri (2004) usan una muestra similar del PSID para encontrar que la varianza del componente permanente es 0.03130, mientras que la del error transitorio está entre 0.00779 y 0.03000.[17]

Si extrapolamos al caso chileno la información contenida en los ejercicios basados en el PSID, la varianza del *shock* permanente es un orden de magnitud mayor a la estimada usando el panel de cohortes, es decir, cerca de 0.0209. Asimismo, es muy probable que la varianza del error transitorio sea mayor que cero. Estos resultados tienen implicancias importantes para el comportamiento de los consumidores. Por un lado, si las innovaciones son permanentes y los individuos son prudentes, entonces el ahorro por precaución adquiere relevancia cuantitativa (Deaton, 1992). Por otro lado, la desigualdad de la distribución del ingreso laboral resulta ser muy persistente. Por último, la posición de un individuo en particular en tal distribución también se vuelve duradera. En la sección que sigue generamos simulaciones que nos permiten ilustrar estos hechos. Primero simulamos los perfiles de ingreso basados en los procesos estimados y luego los utilizamos para generar distribuciones del ingreso y estimar la movilidad de los individuos a lo largo de ellas.

V. Aplicación a la Movilidad de Ingresos

Los ejercicios que aquí presentamos se refieren a la desigualdad de ingresos y a su persistencia en el ciclo de vida. Usando los resultados del modelo base, ilustramos los efectos de la varianza y persistencia de las remuneraciones totales. Primero estimamos matrices de transición —la probabilidad condicional de que un individuo se mueva a lo largo de la distribución del ingreso— que resultan de la persistencia estimada. Luego construimos la distribución que resulta de las varianzas estimadas.

Para construir las matrices de transición y las

[15] *Los resultados cualitativos no cambian si suponemos un error AR(1) más un* shock *i.i.d., o un camino aleatorio más un MA(1).*

[16] *Como la metodología de estimación no es lineal, no se debe esperar que la varianza a nivel de cohortes sea igual a la varianza a nivel individual dividida por el número de individuos en la cohorte.*

[17] *En el trabajo de Meghir y Pistaferri (2004) se permite un error de medición. Los autores demuestran que no es posible distinguir el proceso de este error del proceso del* shock *transitorio sin información externa. Ellos estiman que la varianza del error de medición debe estar entre 0.01 y 0.03, si suponemos una estructura MA(1) para el componente transitorio. Asimismo, estiman que el coeficiente MA(1) debe estar acotado entre –0.18 y –0.25.*

CUADRO 8

Movilidad Laboral Simulada

a. Matriz de Transición a Un Año - ESI - Camino Aleatorio

	Quintil en t+1				
Quintil en t	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**
1	0.84	0.14	0.01	0.00	0.00
2	0.14	0.65	0.19	0.02	0.00
3	0.01	0.19	0.60	0.18	0.01
4	0.00	0.02	0.19	0.65	0.15
5	0.00	0.00	0.01	0.15	0.84

b. Matriz de Transición a Un Año - ESI - AR(1)

	Quintil en t+1				
Quintil en t	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**
1	0.77	0.20	0.03	0.00	0.00
2	0.20	0.50	0.25	0.05	0.00
3	0.03	0.25	0.45	0.25	0.03
4	0.00	0.05	0.25	0.50	0.20
5	0.00	0.00	0.03	0.20	0.76

CUADRO 9

Movilidad Laboral Simulada

a. Matriz de Transición a Diez Años - ESI - Camino Aleatorio

	Quintil en t+10				
Quintil en t	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**
1	0.58	0.25	0.11	0.05	0.02
2	0.25	0.32	0.24	0.13	0.05
3	0.11	0.24	0.29	0.24	0.11
4	0.04	0.14	0.24	0.32	0.26
5	0.01	0.05	0.12	0.25	0.56

b. Matriz de Transición a Diez Años - ESI - AR(1)

	Quintil en t+10				
Quintil en t	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**
1	0.40	0.24	0.18	0.12	0.06
2	0.25	0.24	0.21	0.18	0.12
3	0.18	0.22	0.22	0.21	0.18
4	0.12	0.18	0.21	0.24	0.25
5	0.06	0.12	0.18	0.25	0.39

distribuciones generamos 5,000 perfiles de ingresos basados en nuestras estimaciones. Suponemos un ciclo de vida laboral que dura 35 años a partir de los 25 años de edad y fijamos los parámetros del modelo en los niveles presentados en el cuadro 5.

Suponemos que los individuos son idénticos al iniciar sus ciclos de vida. El cuadro 8 muestra las matrices de transición que resultan de suponer un camino aleatorio y un proceso autorregresivo de primer orden con coeficiente igual a 0.93095. Como las innovaciones son altamente persistentes, la movilidad resultante es bastante limitada. Por ejemplo, un individuo en el quintil más pobre permanece allí por otro período con una probabilidad de entre 0.77 y 0.84. La movilidad es muy similar en el otro extremo de la distribución. Como es de esperar, la movilidad se concentra en los quintiles medios, pero aun ahí la persistencia es bastante alta. El cuadro 9 muestra las transiciones a diez años (es decir, la probabilidad de que un individuo en un quintil *i* cualquiera esté en el quintil *j* en diez años más). Como los procesos estimados son altamente persistentes, la movilidad también es limitada aún en un horizonte de diez años. Los gráficos 8 y 9 muestran la probabilidad de que un individuo esté en los quintiles tercero y primero (el más pobre), respectivamente, bajo los dos niveles alternativos de persistencia, en algún momento de su vida. Una implicancia importante de nuestros resultados es que la pobreza y la distribución del ingreso en Chile deberían cambiar muy poco en el tiempo.

El nivel de la varianza del proceso estimado tiene consecuencias relevantes para la asimetría de la distribución del ingreso (cuadro 10). En el cuadro mostramos la participación en el ingreso total que se lleva cada quintil a distintas edades. La primera columna presenta los resultados utilizando la varianza estimada con la ESI, mientras que la segunda escala la varianza de modo de corregir la

CUADRO 10

Distribución Simulada del Ingreso

		Participación en el Ingreso		Part. Q. V / Part. Q. I	
		ESI	ESI Escalada	ESI	ESI Escalada
30 años	Quintil I	0.17	0.12	1.41	2.48
	Quintil II	0.19	0.16		
	Quintil III	0.20	0.19		
	Quintil IV	0.21	0.23		
	Quintil V	0.24	0.30		
40 años	Quintil I	0.15	0.08	1.80	4.62
	Quintil II	0.18	0.13		
	Quintil III	0.20	0.17		
	Quintil IV	0.22	0.23		
	Quintil V	0.26	0.38		
50 años	Quintil I	0.13	0.06	2.14	7.43
	Quintil II	0.17	0.11		
	Quintil III	0.19	0.16		
	Quintil IV	0.22	0.23		
	Quintil V	0.28	0.45		
60 años	Quintil I	0.12	0.05	2.46	10.59
	Quintil II	0.16	0.09		
	Quintil III	0.19	0.14		
	Quintil IV	0.23	0.22		
	Quintil V	0.30	0.50		

subestimación por el uso de cohortes sintéticas. Los resultados indican, por ejemplo, que el 20% más rico entre los individuos de 30 años recibe una fracción de los ingresos totales que es 1.41 veces mayor que la fracción que se lleva el 20% más pobre en ese grupo etario, suponiendo la varianza sin corrección. Esta razón crece a 2.48 veces si utilizamos la varianza corregida según las estimaciones basadas en el PSID. La desigualdad simulada crece con la edad, porque los ingresos son altamente persistentes. A pesar de que las brechas simuladas son grandes, nuestro modelo no es capaz de explicar la desigualdad observada en los datos. De acuerdo con la Casen, el quintil más rico recibe una fracción 13.8 veces mayor que la que recibe el quintil más pobre. Nuestra subestimación es el resultado de suponer que los individuos comienzan su vida laboral con idénticas características, en particular, el nivel educacional. Los resultados contenidos en el gráfico 4 muestran que la escolaridad explica una fracción importante de la desigualdad de ingresos en Chile. Sin embargo, una fracción importante de los sesgos de la distribución se explica por la varianza del proceso generador de ingresos individuales subyacente, una vez que redefinimos la escala de la varianza.

VI. Conclusiones

En este trabajo estimamos la dinámica del proceso de ingresos laborales chilenos utilizando la Encuesta Suplementaria de Ingresos, ESI. Nuestros resultados sugieren que los ingresos son altamente persistentes. Asimismo, encontramos una baja varianza del ingreso individual; sin embargo, este resultado se debe al uso de paneles sintéticos en la estimación. Utilizando datos para trabajadores de Estados Unidos, encontramos que la metodología subestima la varianza en un orden de magnitud. Para analizar en detalle esta subestimación es necesario contar con paneles largos a nivel individual. Estos datos han sido recolectados por distintas organizaciones en Chile, incluso con frecuencia mensual. Lamentablemente, sin embargo, estas muestras no están disponibles para uso público.

Referencias

Abowd, J. y D. Card (1989). "On the Covariance Structure of Earnings and Hours Changes." *Econometrica* 57(2): 411–45.

Anríquez, G., K. Cowan y J. De Gregorio (1998). "Poverty and Macroeconomic Policies: Chile 1987–1994." Documento de Trabajo 27. Centro de Economía Aplicada, Universidad de Chile.

Altonji, J.G. y L.M. Segal (1996). "Small-sample Bias in GMM Estimation of Covariance Structures." *Journal of Business and Economic Statistics* 14(3): 353–66.

Álvarez, J., M. Browning y M. Ejrnæs (2002). "Modelling Income Processes with Lots of Heterogeneity." Manuscrito preparado para la Décima Conferencia Internacional sobre Datos de Panel. Berlín, Alemania, 5–6 de julio.

Attanasio, O. y S.J. Davis (1996). "Relative Wage Movements and the Distribution of Consumption." *Journal of Political Economy* 104(6): 1227–62.

Baytelman, Y., K. Cowan y J. De Gregorio (1999). "Política Económico-social y Bienestar: El Caso de Chile." Documento de Trabajo 56. Universidad de Chile, Centro de Economía Aplicada.

Bertola, G. y A. Ichino (1995). "Wage Inequality and Unemployment: United States vs. Europe." En *NBER Macroeconomics Annual 1995*, editado por B.S. Bernanke y J. Rotemberg: 13–66. MIT Press.

Beyer, H. y C. Le Foulon (2002). "Un Recorrido por las Desigualdades Salariales en Chile." *Estudios Públicos* 85: 139–75.

Bound, J. y G. Johnson (1992). "Changes in the Structure of Wages in the 1980s: An Evaluation of Alternative Explanations." *American Economic Review* 82(3): 371–92.

Bravo, D. y A. Marinovic (1997). "Wage Inequality in Chile: 40 Years of Evidence." Mimeo, Universidad de Chile, Departamento de Economía.

Contreras, D., O. Larrañaga, J. Litchfield y A. Valdés (2001). "Poverty and Income Distribution 1987–1998. New Evidence." *Cuadernos de Economía* 38(114): 191–208.

Deaton, A. (1992). *Understanding Consumption*. Oxford University Press.

Dynarski, S. y J. Gruber (1996). "Can Families Smooth Variable Earnings?" *Brookings Papers on Economic Activity* 1: 229–303.

Engel, E., A. Galetovic y C. Raddatz (1999). "Taxes and Income Distribution in Chile: Some Unpleasant Redistributive Arithmetic." *Journal of Development Economics* 59(1): 155–92.

Granados, P. (2001). "Evolución de Ingresos de la Familia Chilena: 1990–1998." Tesis de Magister en Economía Aplicada, Universidad de Chile, Departmento de Ingeniería Industrial.

Katz, L.F. y K.M. Murphy (1992). "Changes in Relative Wages, 1963–1987: Supply and Demand Factors." *Quarterly Journal of Economics* 107(1): 35–78.

Larrañaga, O. (1994). "Gasto Social en Chile: Incidencia Distributiva e Incentivos Laborales." Research paper I-76. Santiago: Universidad Alberto Hurtado.

Meghir, C. y L. Pistaferri (2004). "Income Variance Dynamics and Heterogeneity." *Econometrica* 72(1): 1–32.

Murphy, K.M. y F. Welch (1992). "The Structure of Wages." *Quarterly Journal of Economics* 107(1): 285–326.

Pischke, J-S. (1995). "Individual Income, Incomplete Information, and Aggregate Consumption." *Econometrica* 63(4): 805–40.

APÉNDICE

ESTIMACIÓN DE LA DINÁMICA CON LA ENCUESTA CASEN

La literatura que analiza el ingreso de los hogares chilenos típicamente utiliza la encuesta Casen. Lamentablemente, esta encuesta recopila información con frecuencia bianual. Nuestros resultados basados en la ESI muestran que la dinámica de ingresos tiene alta persistencia, por lo que las estimaciones con la Casen no alcanzan a capturar la dinámica en el rezago de dos años. En este apéndice mostramos formalmente que no es posible estimar nuestro proceso de ingresos utilizando esta encuesta.

El modelo base supone que se puede descomponer la parte estocástica del ingreso entre un *shock* transitorio y uno permanente:

$$\eta_{it} = y^{p}_{it} + \mu_{it} + \omega_{it}.$$

Si el *shock* permanente sigue un camino aleatorio y el *shock* transitorio sigue un proceso MA(1), entonces

$$y^{p}_{it} = y^{p}_{it-1} + \upsilon_{it}$$

$$\mu_{it} = \varepsilon_{it} - \theta\,\varepsilon_{it-1}$$

Para identificar los parámetros del modelo, utilizamos el MGM que minimiza la distancia entre momentos poblacionales y muestrales. Para usar la Casen, se debe, entonces, especificar las varianzas y covarianzas de las segundas diferencias:

$$\Delta_2\eta_{it} = \eta_{it} - \eta_{it-2} = \upsilon_{it} + \upsilon_{it-1} + \varepsilon_{it} - \theta\,\varepsilon_{it-1} - \varepsilon_{it-2} + \theta\,\varepsilon_{it-3}$$

Los momentos poblacionales relevantes son:

$$\mathrm{Var}(\Delta_2\eta_{it}) = \sigma_{\upsilon t} + \sigma_{\upsilon t-1} + \sigma_{\varepsilon t} + \theta^2\sigma_{\varepsilon t-1} + \sigma_{\varepsilon t-2} + \theta^2\sigma_{\varepsilon t-3}$$

$$\mathrm{Cov}(\Delta_2\eta_{it}, \Delta_2\eta_{it-2}) = -\sigma_{\varepsilon t-2} - \theta^2\sigma_{\varepsilon t-3}$$

$$\mathrm{Cov}(\Delta_2\eta_{it}, \Delta_2\eta_{it-j}) = 0, \qquad j \geq 4$$

Si las varianzas son constantes en el tiempo, entonces las condiciones de identificación se reducen a

$$\mathrm{Var}(\Delta_2\eta_{it}) = 2\sigma_{\upsilon} + 2(1+\theta^2)\sigma_{\varepsilon}$$

$$\mathrm{Cov}(\Delta_2\eta_{it}, \Delta_2\eta_{it-2}) = -(1+\theta^2)\sigma_{\varepsilon}$$

$$\mathrm{Cov}(\Delta_2\eta_{it}, \Delta_2\eta_{it-j}) = 0, \qquad j \geq 4$$

Este modelo no tiene una solución única: solo provee de dos ecuaciones con información útil, pero tiene tres incógnitas que determinar. De este modo, la Casen no contiene información suficiente como para estimar los parámetros subyacentes del modelo propuesto.

NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Esta sección tiene por objetivo divulgar artículos breves escritos por economistas del Banco Central de Chile sobre temas relevantes para la conducción de las políticas económicas en general y monetarias en particular. Las notas de investigación, de manera frecuente, aunque no exclusiva, responden a solicitudes de las autoridades del Banco.

¿CUÁNTO SE ALEJAN DE SU OBJETIVO LOS PAÍSES QUE SIGUEN METAS DE INFLACIÓN?

*Elías Albagli I.**

I. INTRODUCCIÓN

En los últimos seis meses, la inflación anual se ha ubicado por debajo del límite inferior de la meta definida entre 2 y 4%, situación que se espera continúe el resto del año 2004. Esto constituye un fenómeno relativamente nuevo para la economía nacional desde que se estableció el régimen de metas de inflación. Para evaluar qué tan común es esta situación, esta nota compara el desempeño chileno en el cumplimiento de sus metas con el de un grupo de países que siguen objetivos similares de política monetaria.

El primer país en adoptar formalmente un marco de política monetaria basado en metas de inflación fue Nueva Zelanda, a comienzos de 1990. Los buenos resultados, en términos de convergencia de la inflación a niveles bajos y estables, explican que el número de economías con objetivos similares supere hoy la veintena. La mayoría de los países se ha planteado metas que convergen gradualmente a niveles bajos de inflación, en el rango de 1 a 4%. Mientras algunos siguen metas puntuales, otros han optado por regirse en torno a un rango, como es el caso chileno. Si bien en un comienzo las metas definían un horizonte relativamente corto para el anclaje del nivel de precios, hoy los horizontes son a más largo plazo, típicamente dos años o más. La mayoría de los países utiliza el índice general de precios al consumidor (IPC) como medida de comparación, mientras unos pocos se guían por medidas que excluyen los componentes más volátiles de ese cálculo, como los precios de los alimentos perecibles y los combustibles.

A pesar del buen resultado del régimen de metas de inflación, el alejamiento de la misma respecto de su objetivo por intervalos de tiempo medianos —doce a dieciocho meses— en más de un punto porcentual, situación proyectada para la economía nacional durante el 2004, no es un fenómeno nuevo ni infrecuente, como muestra la evidencia recogida de las economías incluidas en el presente trabajo. La comparación incluye tanto medidas generales de efectividad inflacionaria como el análisis más detallado de episodios particulares en que la trayectoria de los precios se alejó en forma pronunciada de su objetivo de largo plazo.

II. DEFINICIÓN DE METAS Y MEDIDAS DE INFLACIÓN

El primer paso para calcular cualquier medida de desempeño es contar con una serie de metas de inflación para cada país. Este no es un tema trivial, puesto que no solo existe diferencia en las definiciones entre países, guiándose algunos por rangos y otros por puntos concretos, sino que en varios casos dichas definiciones se han alternado dentro de un mismo país a través del tiempo. Por otra parte, los niveles de inflación iniciales para un número importante de economías en desarrollo eran sustancialmente mayores que los de economías

* *Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Chile.* ealbagli@bcentral.cl.

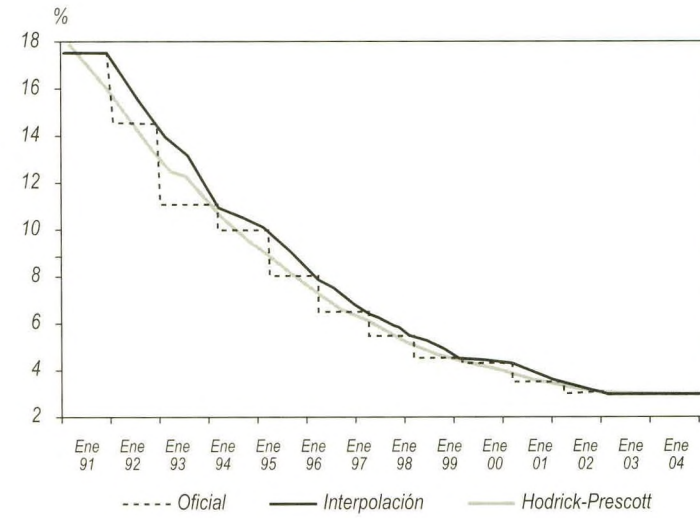
industrializadas, por lo que las metas tienen una trayectoria fuertemente decreciente en sus inicios. Esto plantea la duda entre medir metas como la publicación oficial, o como una interpolación de la trayectoria temporal de la misma.

Para homogeneizar metas entre países con puntos y rangos, se calculó el punto medio del rango para estos últimos. Como interesa tanto el cumplimiento anual de la meta como el desempeño mes a mes de las medidas relevantes de inflación, se utilizaron series de frecuencia anual y mensual. Esta última frecuencia presenta ambigüedades respecto de la medición apropiada de la meta. Para efectos de robustez, dichas series se construyeron de tres formas alternativas: La meta oficial para el año en cuestión (MOF), una serie suavizada con el filtro Hodrick-Prescott de la meta oficial (MHP), y la interpolación mensual correspondiente a partir de la trayectoria de las metas oficiales (MIP). Para ejemplificar la tercera alternativa, si Chile anuncia en septiembre una baja para la meta de inflación a partir del próximo año, el valor utilizado como meta en enero del año siguiente es la interpolación lineal correspondiente entre la meta antigua y la nueva. Este criterio permite que ajustes graduales a nuevas metas —un proceso de convergencia normal— no sean considerados como desviaciones, lo cual es especialmente relevante en países que han convergido desde niveles altos de inflación. Chile, por ejemplo, comenzó con objetivos cercanos al 18% de inflación, reduciéndolos gradualmente al rango centrado en 3% hace ya tres años. El gráfico 1 muestra la medición de la meta de inflación para Chile, bajo los tres enfoques.

Por su parte, la medida de inflación efectiva se obtuvo, para la serie anual, como la variación en doce meses a diciembre de cada año, mientras que para la serie mensual es la variación en doce meses al mes en cuestión.

GRÁFICO 1

Medidas de Metas de Inflación para Chile



Fuente: Construcción propia con datos del Banco Central de Chile.

III. Medidas de Efectividad en la Conducción de Metas de Inflación

Las medidas de desempeño presentadas intentan medir dos aspectos principales: Las desviaciones o errores típicos de la inflación con respecto al objetivo, y el análisis más detallado de episodios puntuales donde dichos errores sobrepasan cierta magnitud por un tiempo prolongado.

El primer aspecto se aborda con el cálculo de tres medidas:

1. La desviación absoluta promedio: valor absoluto de la desviación de la inflación, promediado para la serie completa.
2. La desviación absoluta promedio estándar: valor absoluto de la desviación de la inflación dividido en la meta, promediado para la serie completa. Esta medida ajusta la anterior, permitiendo comparar economías que han convergido desde niveles radicalmente distintos de inflación.
3. La vida media de los errores de inflación: número de períodos que se demora la desviación de la inflación en converger a un valor de 0.5%, después de haber aumentado en forma inesperada de 0 a 1%. Esta medida se obtiene

de simulaciones estadísticas a partir de la serie de desviaciones construida, y refleja la persistencia en el tiempo de las desviaciones con respecto a la meta (ver apéndice).

Para abordar el segundo aspecto, se define un episodio como un conjunto de meses consecutivos que registran inflaciones mayores (menores) que 1% (-1%) respecto de la meta. Aquí se presenta el problema de cuándo considerar un episodio como terminado. Nuevamente, se consideraron dos definiciones para efectos de robustez. Según la primera (E1), el episodio se termina si existe un mes para el cual la desviación de la inflación vuelve a ser menor que 1%, en valor absoluto. De esta manera, seis meses de inflación alejada en más de 1% de la meta, seguidos por un mes de error bajo, y luego otros seis meses de inflación alejada, serían considerados como dos episodios separados. Debido a que intuitivamente parece razonable, en ocasiones, considerar dicho ejemplo como un solo evento, la segunda definición (E2) considera como episodios separados aquellos que tengan como mínimo un intervalo de seis meses de errores bajos.

El análisis de episodios intenta responder qué tan habituales son los episodios de desviaciones pronunciadas respecto de las metas definidas, así como la duración y profundidad de tal alejamiento, mediante las siguientes estadísticas:

1. Frecuencia: número de meses que registran episodios, dividido por el número de meses totales.
2. Duración promedio: número de meses que registran episodios, dividido por el número de episodios totales.
3. Duración máxima: duración del episodio más largo registrado.
4. Desviación acumulada promedio: suma de puntos porcentuales en exceso de 1% (-1%), dividido por el número de episodios.

Antes de comentar los resultados, es útil mencionar los criterios utilizados para seleccionar la muestra. Esta incluye solo países que hayan seguido este marco de política por un mínimo de cuatro años, además de contar con metas de inflación claras en el pasado que permitan realizar un análisis confiable, lo que permite considerar 16 economías. Para el caso de Chile, se incluyen dos períodos: 1991-2004 y 1999-2004, para tener una idea de la evolución en el tiempo de las desviaciones de inflación. En la mayoría de los casos, las series de inflación se calculan a partir de datos disponibles en los sitios web de los respectivos bancos centrales, o en su defecto, datos de los institutos nacionales de estadísticas.

IV. Resultados

Los resultados reportados consideran solo un subconjunto de las posibilidades abiertas por las definiciones alternativas de metas de inflación y separación de episodios. El cuadro 1 muestra un resumen estadístico utilizando series mensuales, con la meta obtenida de la interpolación de la meta anual oficial, para un criterio de separación de 1 mes entre episodios. Chile se encuentra entre las economías con menores desviaciones de la meta, en términos tanto absolutos como relativos a la misma.

Poniendo en perspectiva el actual episodio que atraviesa la economía nacional, el cuadro muestra para Chile episodios de desvíos pronunciados de la meta con una frecuencia algo mayor hacia el alza, y bastante menor a la baja, con respecto al universo de países considerados. Además, dichos episodios no solo tienden a ser más cortos en promedio en Chile, sino que la duración proyectada de la situación actual no difiere del promedio de los episodios de mayor duración en el resto de los países, el que supera levemente los 18 meses de desvío. Esto es coherente con la baja persistencia encontrada para las desviaciones de inflación; para el período completo, la vida media de las desviaciones es la menor. Si se realiza el cálculo con la muestra a partir de 1999, sin embargo, se encuentra que la persistencia ha aumentado en forma considerable.

Por supuesto, es importante tomar en cuenta no solo la frecuencia y duración de dichos episodios, sino también la profundidad de los mismos. Chile es de los países con menor inflación acumulada, para episodios de desvíos tanto por sobre como por debajo de la meta.

Los cuadros 2 y 3 respaldan el buen desempeño relativo de Chile, mostrando el ranking de los países

CUADRO 1

Cumplimiento de Metas de Inflación

(meta = MIP; episodio = E1)

País	Fecha comienzo	Meta actual (%)	Desviación absoluta promedio (%)	Desviación absoluta promedio estándar (%)	Frecuencia Episodios >1 (%)	Frecuencia Episodios <-1 (%)	Duración promedio episodio >1 (meses)	Duración promedio episodio <-1 (meses)	Duración máxima episodio >1 (meses)	Duración máxima episodio <-1 (meses)	Desviación acumulada episodio prom. >1 (%)	Desviación acumulada episodio prom. <-1 (%)	Vida media error (meses)
Australia	Sep-94	2-3	1.74	0.54	24	24	14	14	15	21	36	-26	*
Brasil	Jun-99	3-8	4.97	1.07	57	22	36	7	36	10	262	-23	25
Canadá	Feb-91	1-3	1.12	0.43	13	32	4	7	9	37	8	-14	13
Chile 91-03	Jun-91	2-4	1.13	0.16	19	18	4	4	9	6	11	-6	5
Chile 99-03	Jun-91	2-4	0.82	0.24	8	21	3	4	3	6	3	-8	37
Colombia	Sep-99	5-6	2.08	0.20	17	49	6	16	10	28	9	-50	18
Corea	Ene-98	2.5	1.90	0.45	20	29	5	11	10	22	10	-47	18
Inglaterra	Oct-92	2	0.70	0.28	13	14	5	4	10	7	6	-5	11
México	Ene-99	3	1.78	**0.22**	27	44	4	28	10	28	13	-48	15
Nueva Zelanda	Mar-90	0-3	1.09	0.73	31	22	12	17	19	21	21	-29	22
Perú	Ene-94	1.5-3.5	2.12	0.32	17	47	4	12	9	25	17	-28	9
Polonia	Oct-98	<4	2.85	0.46	35	52	13	20	16	32	42	-62	21
Rep. Checa	Ene-98	2-4	2.59	0.54	26	47	9	16	11	17	34	-48	14
Sudáfrica	Feb-00	3-6	2.79	0.62	58	16	15	4	17	5	56	-12	16
Suecia	Ene-93	2	0.99	0.50	5	34	2	10	2	20	2	-17	25
Suiza	Ene-00	<2	0.47	0.47	0	4	0	1	0	1	0	-1	5
Tailandia	Abr-00	0-3.5	0.66	0.66	22	37	6	6	15	12	9	-10	17
Promedio			1.81	0.48	23	30	8	11	12	18	33	-27	16
Mediana			1.74	0.46	20	29	5	10	10	20	11	-23	17

* la frecuencia trimestral de datos de Australia no permite aplicar el mismo análisis que al resto de los países.

Fuente: Construcción propia a partir de datos publicados por bancos centrales y oficinas nacionales de estadísticas.

CUADRO 2

Ranking de Desempeño Bajo Definiciones Alternativas de Metas de Inflación

(Episodio = E1)

País	Desviación absoluta promedio estándar				Frecuencia episodios (alzas + bajas)				Duración máx. episodio (prom. alzas/bajas)				Vida media errores inflación			
	MOF	MIP	MHP	Prom.	MOF	MIP	MHP	Prom.	MOF	MIP	MHP	Prom.	MOF	MIP	MHP	Prom.
Australia	11	11	12	11.3	7	6	7	6.7	13	10	14	12.3	16	16	16	16.0
Brasil	16	16	16	16.0	16	15	15	15.3	16	14	15	15.0	15	14	15	14.7
Canadá	6	6	6	6.0	5	5	5	5.0	12	15	6	11.0	4	5	3	4.0
Chile 99-03	3	3	2	2.7	2	3	2	2.3	2	2	2	2.0	14	15	14	14.3
Chile 91-03	2	1	1	1.3	4	3	3	3.3	8	2	7	5.7	1	1	1	1.0
Colombia	1	2	2	1.7	6	11	11	9.3	4	11	13	9.3	14	10	6	10.0
Corea	7	7	8	7.3	9	7	6	7.3	11	8	8	9.0	5	11	5	7.0
Inglaterra	4	4	4	4.0	2	2	2	2.0	3	3	2	2.7	6	4	4	4.7
México	3	3	3	3.0	10	12	8	10.0	2	12	3	5.7	3	7	8	6.0
Nueva Zelanda	15	15	15	15.0	11	8	9	9.3	14	13	12	13.0	12	13	12	12.3
Perú	5	5	5	5.0	8	10	10	9.3	7	9	9	8.3	9	3	7	6.3
Polonia	8	8	7	7.7	15	16	16	15.7	15	16	16	15.7	11	12	14	12.3
Rep. Checa	12	12	11	11.7	14	13	13	13.3	9	7	10	8.7	7	6	9	7.3
Sudáfrica	13	13	13	13.0	13	14	14	13.7	5	4	4	4.3	8	8	10	8.7
Suecia	10	10	10	10.0	3	4	4	3.7	6	5	5	5.3	13	15	13	13.7
Suiza	9	9	9	9.0	1	1	1	1.0	1	1	1	1.0	2	2	2	2.0
Tailandia	14	14	14	14.0	12	9	12	11.0	10	6	11	9.0	10	9	11	10.0

CUADRO 3

Comparación entre Episodios, Definición Alternativa
(episodio = E2)

País	Duración promedio (meses)		Duración máxima (meses)		Desviación acumulada episodio promedio (%)	
	>1	<-1	>1	<-1	>1	<-1
Australia	5	9	15	30	36	-26
Brasil	36	14	36	18	262	-45
Canadá	5	13	9	37	10	-24
Chile 91-03	6	6	15	9	17	-10
Chile 99-03	3	4	3	6	19	-17
Colombia	6	16	10	28	9	-50
Corea	8	11	13	22	14	-47
Inglaterra	6	7	10	10	9	-9
México	6	28	10	28	18	-48
Nueva Zelanda	16	17	27	21	28	-29
Perú	5	19	12	40	25	-47
Polonia	13	20	16	32	42	-62
Rep. Checa	9	16	11	17	34	-48
Sudáfrica	15	4	17	5	56	-12
Suecia	2	13	2	22	2	-22
Suiza	0	1	0	1	-	-1
Tailandia	11	10	15	12	19	-1
Promedio	9	12	13	20	37	-30
Mediana	6	13	12	21	19	-26

considerados bajo definiciones alternativas de metas de inflación, y algunas medidas para la segunda definición de duración de episodios. El cuadro 4 resume algunos resultados para las series anuales, encontrando para Chile una frecuencia de desviaciones similar al promedio, pero una desviación típica bastante menor.

V. Conclusiones

En definitiva, la experiencia que puede recogerse del conjunto de economías que siguen metas de inflación indica que la mayoría de los países ha logrado con éxito reducir y mantener la evolución del nivel de precios en los rangos deseados. No obstante, es frecuente observar episodios donde la evolución de mediano plazo de la inflación se aleja en forma pronunciada del centro de la meta definida.

Chile ha tenido un buen desempeño en términos comparativos, encontrándose entre los países con menores desvíos de la inflación con respecto a su meta. En cuanto a los episodios de desvíos persistentes, el desempeño ha sido mejor que la media internacional. En particular, el presente

CUADRO 4

Desempeño de las Metas de Inflación
(series anuales)

País	Frecuencia episodios (%)		absoluta promedio estándar (%)
	>1	<-1	
Australia	20	10	0.50
Brasil	60	0	1.27
Canadá	15	31	0.61
Chile	23	31	0.17
Colombia	0	40	0.18
Corea	17	33	0.40
Inglaterra	8	8	0.23
México	20	40	0.21
Nueva Zelanda	36	29	0.83
Perú	10	50	0.27
Polonia	33	50	0.43
Republia Checa	17	50	0.48
Sudáfrica	50	25	0.81
Suecia	0	22	0.46
Suiza	0	0	0.42
Tailandia	0	25	0.44
Promedio	19	28	0.48
Mediana	17	30	0.43

episodio, con desvíos de más de un punto porcentual del centro de la meta con una duración proyectada de alrededor de 18 meses, se encuentra dentro de los rangos normalmente observados para el conjunto de economías consideradas.

REFERENCIAS

Banco Central do Brasil (2004). *Inflation Report*, marzo.

Reserve Bank of Australia (2004). *Statement on Monetary Policy* mayo 2004.

Bank of Canada (2004). *Monetary Policy Report.*

Banco Central de Chile (2004) *Informe de Política Monetaria*, mayo.

Banco Central de Reserva del Perú (2004). *Reporte de Inflación*, mayo.

Banco de la República de Colombia (2004). *Informe sobre Inflación*, marzo.

Banco de México (2003). *Informes Trimestrales sobre Inflación*, marzo.

Bank of England (2004). *Inflation Report*, mayo.

Bank of Korea (2003). *Monetary Policy in Korea*, enero.

Bank of Thailand (2004). *Inflation Report*, mayo.

Czech National Bank (2004). *Inflation Report*, abril.

National Bank of Poland (2004). *Inflation Report*, mayo.

Reserve Bank of New Zealand (2004). *Monetary Policy Statement*, junio.

South African Reserve Bank (2004). *Monetary Policy Review*, mayo.

Sveriges Riksbank (2004). *Inflation Report*, mayo.

Swiss National Bank (2004). *Monetary Policy Report*, marzo.

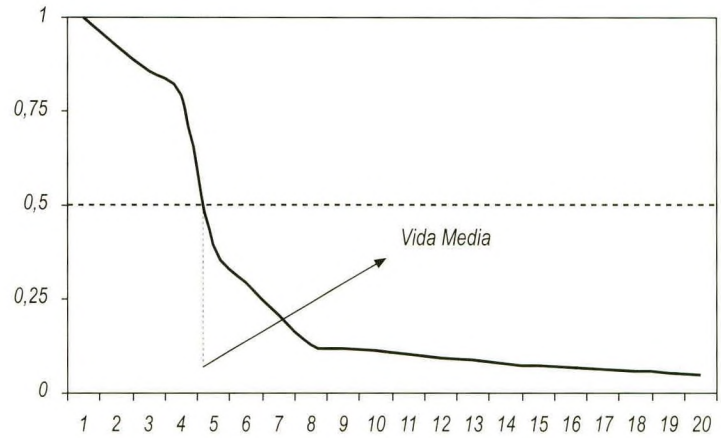
APÉNDICE

MEDICIÓN DE PERSISTENCIA: VIDA MEDIA DE ERRORES DE INFLACIÓN

La vida media de un evento se define como el tiempo que transcurre hasta que cierta variable alcanza la mitad del valor registrado en la fecha inicial de dicho evento. Es una medida estadística frecuentemente utilizada para medir la persistencia, en procesos convergentes, de determinados *shocks* que perturban el equilibrio inicial de alguna variable.

GRÁFICO A1

Vida Media del Error de Inflación en Chile



En el caso de interés, la vida media del evento definido como "un error de inflación de 1%" se calcula mediante la simulación de las supuestas respuestas de dicho error a partir de la serie histórica mensual de errores de inflación. La simulación se basa en la estimación de un proceso autorregresivo AR(p) del tipo

$$e_{it} = c_i + \alpha_{1i-1} e_{it-1} + \alpha_{2i-1} e_{it-2} + \ldots\ldots\ldots + \alpha_{pi-1} e_{it-p}$$

donde e_{it} es el error de inflación con respecto a la meta del país i en el período t, y los coeficientes α_{ji} representan la persistencia en el valor actual del error de su valor j períodos atrás. A partir de la estimación de dichos parámetros es posible simular la trayectoria del error de inflación, y luego calcular el tiempo necesario para que el error llegue a la mitad del valor inicial, lo que representa una medida de la persistencia típica de los *shocks* sobre esta variable. El orden óptimo de rezagos (p) se escoge con los criterios usuales de autocorrelación de residuos de la ecuación estimada (estadístico Q de Ljung-Box).

El gráfico A1 muestra el ejemplo para el caso chileno, a partir de los parámetros estimados de la serie mensual para el período completo (1991-2003), con los errores calculados para la definición de meta MOF.

SHOCKS DE INFLACIÓN, INFLACIÓN NEGATIVA Y RIGIDEZ SALARIAL

Álvaro García M.
*I. Igal Magendzo W.**

I. INTRODUCCIÓN

La presente nota estudia el rol que juegan las rigideces salariales en la trayectoria de inflación en presencia de *shocks*, en particular de aquellos que llevan la inflación a valores negativos. Para lo anterior se utiliza el modelo estructural de proyecciones MEP —que se supone en equilibrio inicial— el cual es perturbado con un *shock* negativo y permanente al valor de equilibrio del tipo de cambio real bilateral con Estados Unidos (TCRUSE) y un *shock* de igual magnitud, pero por un único período a su valor *spot* (TCRUS). El ejercicio anterior se repite considerando y no considerando rigidez a la baja en los salarios, y variando tanto la magnitud del *shock* como el nivel inicial de inflación.

Los resultados encontrados muestran que, comparada con el caso sin rigidez salarial, la incorporación de rigideces salariales hace variar la respuesta de la inflación en función de la magnitud del *shock* y del nivel inicial de inflación. En efecto, la diferencia entre la inflación resultante de los ejercicios con y sin rigidez salarial es mayor mientras (i) mayor es la magnitud del *shock* y (ii) menor es el nivel inicial de inflación. Se concluye, entonces, que la rigidez salarial, en un contexto de inflación negativa y *shocks* de inflación, actúa como un estabilizador de la inflación, ayudando a retomar la senda hacia la meta con más rapidez que cuando se permite que los salarios se ajusten a la baja. Además, y como consecuencia de lo anterior, se muestra que el coeficiente de traspaso de depreciación a inflación también es menor mientras menor es la inflación inicial y mayor el *shock*, aunque esta última característica se pierde cuando se considera una inflación inicial de cero.

El resto del trabajo se organiza como sigue: en la sección II se presentan los resultados de aplicar *shocks* de distintas magnitudes al TCRUS y al TCRUSE para distintos niveles de inflación inicial. En la sección III se presentan los resultados de la repetición del ejercicio anterior, pero considerando en el modelo de proyección una ecuación de salarios privados con rigidez a la baja. En la cuarta sección se analiza el efecto de las rigideces salariales sobre el traspaso de depreciación a inflación. La quinta y última sección resume las conclusiones.

II. EJERCICIO BASE

Para estudiar el comportamiento de la inflación en presencia de *shocks* negativos se utilizó el modelo MEP, al cual se le aplicó un *shock* permanente –y negativo– al TCRUSE y un *shock* de igual magnitud y por un solo período al TCRUS. Este *shock* trae como consecuencia una caída del tipo de cambio nominal (TCN). Como el TCN influye sobre algunos precios regulados y sobre la inflación importada, su caída, a la vez, implica una caída de la inflación.[1] Para lo anterior se consideró una versión del MEP en la que el estado estacionario se caracteriza por que todos los precios crecen al 3%, mientras el crecimiento de las variables reales es cero. Además se hicieron distintos supuestos respecto del nivel inicial de inflación y la magnitud del *shock*.

- Inflación inicial: Se consideraron distintos niveles iniciales de inflación (de 3 a 0%). En todos los casos el modelo converge a una inflación de 3%.
- Magnitud del *shock* de TCRUS y TCRUSE: Se consideraron dos *shocks* simultáneamente: uno permanente al TCRUSE, de -5 a -20%, y otro por un solo período y de igual magnitud al TCRUS. Esto equivale a un *shock* sorpresivo y permanente al tipo de cambio real.

* *Gerencia de Análisis Macroeconómico, Banco Central de Chile.*

[1] *Para más detalles del modelo utilizado y los efectos del tipo de cambio en el modelo, consultar Banco Central de Chile (2003).*

Los resultados encontrados para los distintos escenarios se pueden resumir así:

- El efecto sobre la trayectoria de la inflación es creciente y lineal en la magnitud del *shock*, teniéndose que el mayor efecto se alcanza entre fines del primer año y principios del segundo. La linealidad del efecto sobre la inflación es un resultado esperable por la forma en que está construido el modelo, pues este es lineal (cuadros 1 y 2).[2]
- El nivel inicial de inflación es irrelevante a la hora de cuantificar el efecto de los *shocks* sobre las trayectorias base. De hecho, los cuadros 1 y 2 no presentan mayores diferencias, a excepción de la columna que muestra la trayectoria base. Esto permitiría concluir que la magnitud del traspaso es independiente del nivel de inflación en que se encuentra la economía al enfrentar un *shock* externo. Al igual que en el caso anterior, este resultado se debe a la linealidad del modelo.

CUADRO 1

Trayectoria de Inflación con Inflación Inicial de 3% y *Shocks* al Tipo de Cambio Real
(puntos porcentuales)

	Base sin *shock* (%)	magnitud del *shock* a TCRUS y TCRUSE 5%	10%	15%	20%
		desviación con respecto a base			
Trimestre 1	3.0	-0.5	-0.9	-1.4	-1.9
Trimestre 4	3.0	-1.1	-2.3	-3.5	-4.7
Trimestre 8	3.0	-0.8	-1.5	-2.3	-3.2
Trimestre 12	3.0	-0.4	-0.8	-1.3	-1.7
Año 1	3.0	-0.8	-1.6	-2.4	-3.3
Año 2	3.0	-0.8	-1.7	-2.6	-3.5
Año 3	3.0	-0.5	-1.1	-1.6	-2.2

Fuente: elaboración propia.

CUADRO 2

Trayectoria de Inflación con Inflación Inicial de 1% y *Shocks* al Tipo de Cambio Real
(puntos porcentuales)

	Base sin *shock* (%)	magnitud del *shock* a TCRUS y TCRUSE 5%	10%	15%	20%
		desviación con respecto a base			
Trimestre 1	1.0	-0.5	-0.9	-1.4	-1.9
Trimestre 4	1.0	-1.1	-2.2	-3.4	-4.6
Trimestre 8	1.6	-0.7	-1.5	-2.3	-3.1
Trimestre 12	2.4	-0.4	-0.8	-1.2	-1.7
Año 1	1.0	-0.8	-1.6	-2.4	-3.2
Año 2	1.3	-0.8	-1.7	-2.5	-3.4
Año 3	2.1	-0.5	-1.1	-1.6	-2.2

Fuente: elaboración propia.

III. Incorporación de Rigidez a la Baja en los Salarios Nominales

La ecuación (1) para el reajuste de salarios nominales privados del MEP resume la siguiente situación: en la economía existen dos grupos de trabajadores. El primero (una fracción α_1) reajusta el salario nominal según la inflación ($\Delta\ln(ipc)$) acumulada cada trimestre, mientras el resto de los trabajadores ($1-\alpha_1$) lo hace según la inflación acumulada cada seis meses. Adicionalmente, se incluye un término que mide la brecha entre el desempleo efectivo y el que se considera el nivel natural de desempleo ($u-u_n$): si el desempleo es mayor que el nivel natural, entonces hay una sobreoferta de trabajadores en el mercado laboral, los que están dispuestos a recibir un salario menor, y lo contrario ocurre cuando el desempleo está por debajo del nivel de equilibrio. Así,

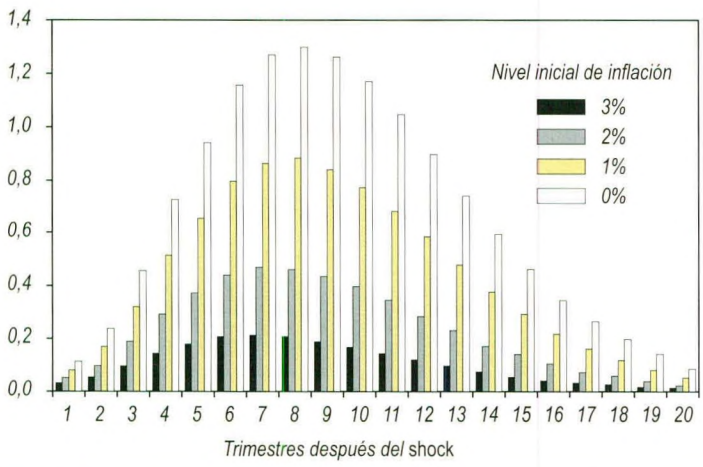
$$\Delta\ln(w) = \alpha_1\Delta\ln(ipc_{-1}) + (1-\alpha_1)\frac{\Delta\ln(ipc_{-1})+\Delta\ln(ipc_{-2})}{2} - \alpha_2(u-u_n) \quad (1)$$

donde w corresponde a los salarios nominales privados. La regla anterior implica que cuando la inflación trimestral o semestral es negativa, la fracción correspondiente de los salarios nominales se ajusta a la baja. Sin embargo, esto no necesariamente se da en la práctica. El *Informe de Política Monetaria* de enero del 2004 considera entre sus escenarios de riesgo la posibilidad de que "la trayectoria de los salarios nominales no se acomode al escenario de menor inflación" (p. 80). En Chile, dictámenes de la

[2] *El modelo es lineal en logaritmos, a excepción de las ecuaciones correspondientes a la suma de los componentes del IPC total, la suma de los componentes del PIB total y la suma de los componentes del precio de la locomoción colectiva.*

GRÁFICO 1

Trayectoria de Inflación con Salarios Nominales Rígidos y *Shock* de 15% al Tipo de Cambio real: Diferencias con Respecto a Salarios Nominales Flexibles
(puntos porcentuales)



Fuente: elaboración propia.

Dirección del Trabajo han establecido que, aun cuando las partes de un contrato salarial hayan pactado una reajustabilidad vinculada a la variación del IPC durante un período determinado, no resulta procedente rebajar nominalmente las remuneraciones si la variación del índice en referencia resultare negativa al término del período convenido para el reajuste de las remuneraciones (dictámenes N°2643/0124 del 31-07-01 y N°2928/76 del 23-07-03). Aquí consideramos la situación particular en que habría que otorgar un reajuste negativo por inflación pasada, pero lo que en realidad sucede es que no se otorga reajuste (reajuste cero), de modo que los salarios nominales son rígidos a la baja. Esto modifica la ecuación , la cual se reformula como:

$$\Delta \ln(w) = \alpha_1 \max\left[\Delta \ln(ipc_{-1}), 0\right] + (1-\alpha_1)\max\left[\begin{array}{c}\Delta \ln(ipc_{-1}) \\ +\Delta \ln(ipc_{-2}) \\ \hline 2\end{array}, 0\right] - \alpha_2(u-u_n) \qquad (2)$$

Lo anterior no afecta solo la evolución de los salarios, sino también la de la inflación. En efecto, si la inflación es negativa, pero los salarios no se reajustan, entonces los salarios reales aumentan, lo que en definitiva se traduce en presiones inflacionarias por el lado de la demanda. En consecuencia, la inflación resultante cuando se considera rigidez en los salarios debe ser mayor —o al menos igual— que la que resulta cuando se considera indexación a todo evento.

Al realizar el mismo ejercicio que en la sección II (cuadros 1 y 2), pero considerando esta vez la nueva ecuación de salarios, se obtiene la diferencia entre las simulaciones con salarios rígidos y salarios flexibles. Por ejemplo, para un *shock* de 20% al tipo de cambio real, con inflación inicial de 3%, se tiene que con la nueva ecuación la inflación es 0.1 punto porcentual mayor para el primer trimestre que con la ecuación antigua, lo que se interpreta como que la rigidez salarial atenúa en 0.1 punto la caída de la inflación en el trimestre.

Los resultados de esta sección se resumen así:

- El efecto de la rigidez depende del nivel inicial de inflación, de manera que mientras mayor es la inflación inicial, menor es la incidencia (gráfico 1).
- Para el cuarto trimestre, a partir de un *shock* de 15% al tipo de cambio real, y con inflación inicial de 3%, la simulación que considera salarios rígidos es 0.1 punto porcentual mayor que en el caso en que los salarios pueden ajustarse a la baja (cuadro 3, tercera columna).

CUADRO 3

Trayectoria de Inflación con Salarios Nominales Rígidos e Inflación Inicial de 3%
(puntos porcentuales)

	magnitud del *shock* a TCRUS y TCRUSE			
	5%	10%	15%	20%
	diferencia con respecto a salarios flexibles			
Trimestre 1	0.0	0.0	0.0	0.1
Trimestre 4	0.0	0.0	0.1	0.3
Trimestre 8	0.0	0.0	0.2	0.5
Trimestre 12	0.0	0.0	0.1	0.3
Año 1	0.0	0.0	0.1	0.2
Año 2	0.0	0.0	0.2	0.5
Año 3	0.0	0.0	0.1	0.4

Fuente: elaboración propia.

Para un nivel inicial de 1%, esta diferencia alcanza 0.5 punto porcentual (cuadro 4, tercera columna). Si el nivel inicial es 2%, el efecto es de 0.3 punto porcentual y, si se parte de 0%, es de 0.7 punto porcentual (gráfico 1).

- En el gráfico 1 se observa, además, que el efecto de la rigidez salarial sobre la trayectoria de la inflación alcanza su máximo en el octavo trimestre después de ocurrido el *shock*, resultado que es independiente de la inflación inicial. Este efecto sobre la trayectoria de la inflación al octavo trimestre fluctúa entre 0.2 y 1.3 punto porcentual, dependiendo del nivel inicial de inflación.
- Dado un nivel de inflación inicial, mientras mayor es el *shock*, mayor es el efecto que tiene incluir la rigidez salarial.
- Además, para el cuarto trimestre a partir de un *shock*, se tiene que cuando el *shock* al tipo de cambio real es de -5%, la simulación que considera salarios rígidos es prácticamente idéntica al caso en que los salarios pueden ajustarse a la baja. Para un *shock* de -10%, esta diferencia alcanza 0.2 punto porcentual. Si el *shock* negativo es de 15%, el efecto es de 0.5 punto porcentual y si es de 20%, el efecto es de 0.8 punto porcentual.
- Se puede corroborar que el efecto de la rigidez salarial sobre la trayectoria de inflación alcanza su máximo en el octavo trimestre después de ocurrido el *shock*, resultado que es independiente no solo de la inflación inicial, sino también de la magnitud del *shock*. Este efecto sobre la trayectoria de la inflación al octavo trimestre fluctúa entre 0.1 y 1.3 punto porcentual, dependiendo del tamaño del *shock* al tipo de cambio real (gráfico 2).

IV. TRASPASO DE DEPRECIACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO NOMINAL A INFLACIÓN

Un último ejercicio consistió en calcular el coeficiente de traspaso de depreciación a inflación, para lo cual se siguió una lógica similar a la de las secciones anteriores, considerando distintos niveles iniciales de inflación y *shocks* de distinta magnitud.

CUADRO 4

Trayectoria de Inflación con Salarios Nominales Rígidos e Inflación Inicial de 1%
(puntos porcentuales)

	magnitud del *shock* a TCRUS y TCRUSE			
	5%	10%	15%	20%
	diferencia con respecto a salarios flexibles			
Trimestre 1	0.0	0.0	0.1	0.1
Trimestre 4	0.0	0.3	0.5	0.8
Trimestre 8	0.1	0.4	0.9	1.4
Trimestre 12	0.0	0.3	0.6	0.9
Año 1	0.0	0.1	0.3	0.4
Año 2	0.1	0.4	0.8	1.2
Año 3	0.0	0.3	0.7	1.1

Fuente: elaboración propia.

El coeficiente de traspaso (CT) se define como:

$$CT_T = \frac{\Delta IPC_T}{\Delta TCN_T} \qquad (3)$$

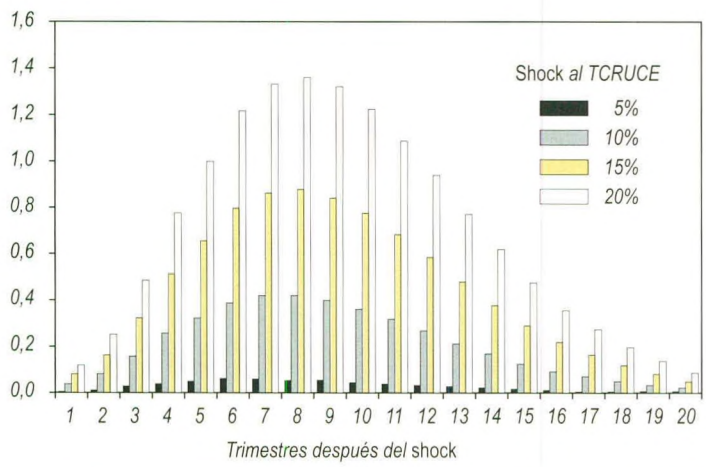
donde ΔIPC_t corresponde a la variación porcentual acumulada en los T períodos posteriores al *shock* al tipo de cambio real (t=0). A modo de resumen, los cuadros 5 y 6 presentan los valores del coeficiente de traspaso uno y dos años después del *shock*.

Se observa que:

- El coeficiente de traspaso no varía en el caso de salarios flexibles, lo cual está relacionado con la linealidad del modelo.
- Para un *shock* de la misma magnitud se tiene que a mayor nivel inicial de inflación, mayor es el traspaso en el caso con rigidez.
- Dado un nivel inicial de inflación se tiene que, en casi todos los casos, mientras mayor es el *shock*, menor es el traspaso.
- La excepción a lo anterior la constituye una economía donde en su estado inicial los precios crecen a 0%. En tal caso se observa un aumento de 1.5% en el coeficiente de traspaso al primer año y de 0.9% al segundo año cuando la magnitud del *shock* pasa de 5 a 10%. Si la magnitud del *shock* aumenta aun más, la variación del coeficiente de traspaso es menor, siendo en la mayoría de los casos muy cercana a cero.

GRÁFICO 2

Trayectoria de Inflación con Salarios Nominales Rígidos e Inflación Inicial de 1%: Diferencias con Respecto a Salarios Nominales Flexibles
(puntos porcentuales)



Fuente: elaboración propia.

CUADRO 5

Coeficiente de Traspaso de Depreciación a Inflación Un Año Después del *Shock*
(puntos porcentuales)

Magnitud del *shock (%)*	Caso flexible	Casos con rigidez nivel inicial de inflacion 3%	2%	1%	0%
5	16.8	16.8	16.8	15.5	9.6
10	16.8	16.4	15.7	13.8	11.1
15	16.8	15.8	14.6	13.0	11.4
20	16.8	15.0	13.8	12.6	11.5

Fuente: elaboración propia.

CUADRO 6

Coeficiente de Traspaso de Depreciación a Inflación Dos Años Después del *Shock*
(puntos porcentuales)

Magnitud del *shock (%)*	Caso flexible	Casos con rigidez nivel inicial de inflacion 3%	2%	1%	0%
5	24.0	24.0	24.0	21.1	13.6
10	24.0	22.9	21.5	18.0	14.5
15	24.0	21.6	19.4	16.7	14.5
20	24.0	20.0	17.8	16.0	14.4

Fuente: elaboración propia.

- El efecto sobre el coeficiente de traspaso de disminuir el nivel de inflación inicial es no lineal. Si se considera un *shock* de -10%, al pasar la inflación inicial de 3 a 2% el traspaso cae 0.7%, mientras que si pasa de 2 a 1%, la caída en el coeficiente es de 1.9%. Una posible explicación para este hecho es que, mientras más baja es la inflación inicial, más efectivo es un *shock* negativo para mantener la inflación en valores negativos.

V. Conclusiones

En esta nota de investigación se ha estudiado el efecto que tiene un tipo particular de rigidez salarial sobre la trayectoria de la inflación en presencia de *shocks*. Cuando no se consideran las rigideces salariales, el efecto de un *shock* al tipo de cambio real respecto de la trayectoria original de la inflación es independiente del nivel inicial de esta y proporcional a la magnitud del *shock*, hecho que se explica por la linealidad del modelo utilizado. Al incorporar rigideces salariales al modelo, se pierde esta simetría. La presencia de rigideces salariales tiene como efecto una disminución de las consecuencias del *shock* negativo sobre la inflación, y la magnitud de este efecto depende del nivel inicial de inflación y del tamaño del *shock*.

Por ejemplo, en ausencia de rigideces en el salario nominal, para una inflación inicial de 1% y un *shock* negativo al tipo de cambio real de 10%, la inflación sería 0.1% en el trimestre inmediatamente después del *shock*, –1.2% a los cuatro trimestres y 0.1% a los ocho trimestres desde el *shock*, para luego converger paulatinamente a la inflación meta de 3%. Al incorporar las rigideces salariales arriba descritas, la trayectoria de la inflación resulta menos negativa, con una inflación equivalente para el primer trimestre tras el *shock* (indicando que en esa fecha aún no se registran inflaciones trimestrales o semestrales negativas), una inflación de –0.9% a los cuatro trimestres y 0.5% a los ocho trimestres desde el *shock*, para luego converger paulatinamente a la inflación meta de 3%.

Al analizar el coeficiente de traspaso desde depreciación de tipo de cambio a inflación, se observa que las rigideces salariales también tienen un efecto tal, que el traspaso es menor mientras menor es la inflación inicial. También se muestra que el traspaso es menor cuanto mayor es la magnitud del *shock*, aunque esta característica se pierde en el caso en que la inflación inicial es cero.

En conclusión, las rigideces salariales actúan como estabilizadores de la inflación, contrarrestando en parte los *shocks* negativos de inflación, sobre todo cuando estos son de gran magnitud u ocurren en momentos en que la inflación está muy por debajo de la meta.

REFERENCIAS

Banco Central de Chile (2003). *Modelos Macroeconómicos y Proyecciones del Banco Central de Chile*.

Banco Central de Chile (2004). *Informe de Política Monetaria*, enero.

MEDICIÓN DE LA GENERACIÓN ELÉCTRICA EN EL IMACEC

*M. Pilar Pozo F.**
Felipe Stanger V.

I. INTRODUCCIÓN

La electricidad es esencial en la vida diaria, y juega un papel fundamental en la economía nacional. Ejemplos de ello son el actual desarrollo de las comunicaciones e informática y de los procesos productivos industriales y mineros, cuyo motor de funcionamiento es la energía eléctrica. Desde la perspectiva de las Cuentas Nacionales (CCNN), la electricidad afecta el PIB no solo por su incidencia sobre la evolución de la actividad energética nacional, sino también por la que tiene sobre el resto de las actividades de la economía.

El subsector eléctrico incluye los procesos de generación, transmisión y distribución de electricidad, siendo el primero de ellos el más relevante al representar el 62% de la actividad eléctrica, según las últimas CCNN, correspondientes al año 2003. A su vez, el subsector eléctrico destaca como el de mayor importancia dentro del sector Electricidad, Gas y Agua (EGA) al representar el 88.5% de este. Así, y dado que EGA representa el 2.9% del PIB de la economía chilena, la actividad eléctrica, por sí sola, aporta el 2.6% del PIB.

En atención a la relevancia de la generación dentro del subsector eléctrico, esta nota describe el parque generador actual en Chile, en su composición y como organización industrial. En la sección II se presenta la metodología del cálculo sectorial dentro del Imacec y en la sección III se realiza un análisis de las estimaciones para el año 2003. A continuación, la sección IV desarrolla un ejercicio de simulación de la estimación del Imacec de EGA en base a la información pública disponible para el subsector electricidad y las diferencias respecto de las cifras incluidas en el Imacec. La sección V presenta las conclusiones.

II. LA INDUSTRIA DE LA GENERACIÓN EN CHILE

1. Tipos de Generación

En Chile se utilizan varias formas y tecnologías para generar electricidad, desde pequeñas centrales eólicas hasta centrales de gran tamaño de naturaleza hidrológica, pasando por una multiplicidad de tamaños de centrales a combustión y vapor. Las centrales generadoras en el país se pueden clasificar en tres tipos principales:[1]

- **Hidroeléctricas:** Centrales que transforman la energía potencial (si es una central de "embalse") o cinética (si es una central de "pasada") en energía eléctrica.
- **Termoeléctricas de ciclo combinado:** Centrales con tecnología "nueva" y de tamaño relativamente grande, cuya función de producción depende inicialmente de la combustión de gas natural para generar movimiento en las turbinas de generación eléctrica, de las cuales se obtiene vapor, el que a su vez alimenta otras turbinas para generar más electricidad (de ahí el nombre de ciclo combinado, que considera ciclos a gas y a vapor).
- **Termoeléctricas tradicionales:** Centrales de variados tamaños, tecnologías (edades) y combustibles. A diferencia de las anteriores, la generación por este tipo de centrales responde solo a un ciclo a combustión (de distintos tipos de combustible: gas natural, gas diésel, licor negro, carbón y petróleo, entre otros).

En síntesis, en Chile la generación eléctrica está en función del uso de los recursos hidrológicos y de

* *Gerencia de Información e Investigación Estadística, Banco Central de Chile.*

[1] *Los tamaños de las centrales están referidos a la potencia máxima de las mismas, vale decir, la capacidad máxima de generación. Esto se puede asimilar a la potencia del motor de un automóvil, asociada a la capacidad de propulsión en un periodo de tiempo más que al volumen físico de éste, pese a que en general, existe una relación directa entre ambas.*

diversos combustibles. La disponibilidad de los primeros depende de las condiciones pluviales y de la acumulación de hielos y nieves en las montañas, mientras la de los segundos depende de factores externos tales como los niveles de producción mundial de petróleo —dada su incidencia en el precio— y la calidad de las relaciones internacionales, en lo que se refiere a contar con un escenario propicio para la integración económica, en el que se respeten los acuerdos comerciales. Claro ejemplo de una infracción a estos es la actual situación de escasez de gas natural por la que atraviesa Chile como resultado del recorte del suministro decretado por el gobierno argentino. Bolivia no queda al margen de esta situación, al haber condicionado la exportación del hidrocarburo hacia Argentina a la prohibición a este país de revenderlo a Chile.

2. Organización del Parque Generador

En Chile existen cuatro sistemas eléctricos interconectados, siendo los principales el del Centro (SIC) y el del Norte Grande (SING). El primero concentra 64.3% de la capacidad instalada del país y cubre el territorio que se extiende entre Tal-Tal y Chiloé, suministrando electricidad a más de 90% de la población del país. El SING, por su parte, cuenta con 34.8% de la capacidad instalada del país y abastece a las regiones I y II. En lo que respecta al segmento generación, mientras el parque de este último es eminentemente termoeléctrico, constituido en 99.6% por centrales térmicas, el del SIC está constituido en más de 60% por centrales hidráulicas (en términos de potencia instalada), mientras el resto está conformado por centrales térmicas a carbón, gas, diesel y de ciclo combinado. La preponderancia que tiene la generación hídrica por sobre la térmica en el SIC se aprecia claramente en el cuadro 1, que muestra dicha relación en los últimos seis años; las últimas cifras, correspondientes al año 2003, indican que la generación de naturaleza hídrica alcanzó a 65% del total. Adicionalmente, y como se aprecia en el cuadro, cabe mencionar el crecimiento de la participación de la generación de ciclo combinado dentro de la oferta bruta total, pues de representar 14% de esta en 1998 —año en que comenzó la operación de este tipo de plantas—, pasó a 22% en el año 2003.

La función de determinar la composición de la generación dentro de cada sistema interconectado recae en los Centros de Despacho Económico de Carga (CDEC). Así, el CDEC-SIC y el CDEC-SING son en Chile los encargados de regular el funcionamiento coordinado de las centrales generadoras, garantizando una operación segura y de mínimo costo.

Dado que entre los distintos tipos de generación, el de naturaleza hídrica es el menos costoso, se tiende a pensar que en la determinación de la composición del parque generador, la generación hídrica debería ser la primera en seleccionarse, para después continuar con los tipos de generación más costosos. Precisamente eso es lo que se hace; sin embargo, como el costo marginal de la generación térmica es creciente, y en cierto punto explosivo, se le asigna un costo de oportunidad al uso del agua. Si hoy se consume toda el agua, el costo de generación térmica será muy alto mañana en comparación con el escenario en el que se genere energía de acuerdo a un *mix* de óptimo intertemporal, restringido por la demanda esperada.

En el SIC, los planes de generación futura se desarrollan de acuerdo con un modelo utilizado por el CDEC (descrito detalladamente en el apéndice). Dicho modelo analiza cerca de 40 escenarios hidrológicos con el objetivo de minimizar la probabilidad de déficit en el suministro —es decir,

CUADRO 1

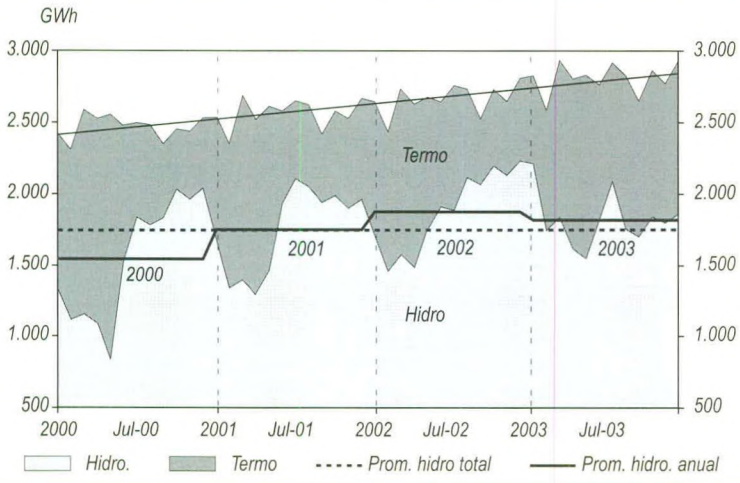
Participación por Tipo de Generación el Total del SIC, período 1998-2003

Tipo de Generación	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Hidroeléctrica	55%	48%	63%	68%	70%	65%
Termoeléctrica-Tradicional	32%	32%	18%	14%	12%	14%
Ciclo Combinado	14%	20%	19%	18%	18%	22%

Fuente: BCCh a partir de información del CDEC-SIC.

GRÁFICO 1

Generación Eléctrica según Tipo de Generación
(2000-2003)



Fuente: BCCh basado en información de CDEC-SIC.

que la oferta de energía sea menor que la demanda proyectada— a un mínimo costo de operación. Según eso se decide cuál será el plan de generación óptimo.

Algunas de las variables que se consideran en el modelo de proyecciones son: cotas de embalses, caudales de pasada, restricciones de generación por mantenimiento programado, restricciones de generación por fallas imprevistas, potencias máximas de centrales en funcionamiento, restricciones de capacidad en redes de transmisión, fecha esperada de puesta en marcha de futuras centrales, costos de los insumos, además de todos los escenarios hidrológicos esperados. La restricción es la demanda esperada según ciclo y estacionalidad. Así, como resultado de minimizar la probabilidad de falla del sistema a mínimo costo, podría ocurrir, por ejemplo, que un "buen nivel" de cotas no implique un aumento del suministro hidroeléctrico hoy, sino que, dado el escenario previsto, aquel se guarde para generación futura.

CUADRO 2

Comparación entre las Variaciones de VBP y VA en la Generación Eléctrica por Tipo de Generación

Tipo de generación	Var. quantum	Var. VA
Hidro	-3.0%	-2.6%
Termo tradicional	21.7%	21.7%
Ciclo combinado	27.9%	28.2%
Total	**5.4%**	**1.5%**

Fuente: BCCh, metodología de CCNN con información del CDEC-SIC.

III. Metodología de Cálculo del Imacec Generación

Para la construcción del Imacec, la evolución mensual de la generación eléctrica se calcula extrapolando el valor agregado (VA), en base al registrado en la matriz insumo-producto (MIP) del año 1996, de acuerdo con los indicadores mensuales obtenidos de los CDEC. Dentro de este cálculo se distingue según tipo de planta, puesto que el VA asociado a cada una difiere según su tecnología, determinante de la estructura de costos de cada generadora. Por ejemplo, como los costos variables directos de la generación hidroeléctrica son prácticamente nulos, el VA asociado a esta es muy alto en proporción al valor bruto de producción. Por su parte, dada su mayor estructura de costos, las centrales termoeléctricas tienen asociado un VA menor que el de las hidráulicas, el que a su vez difiere según la función productiva de la planta termoeléctrica. En consecuencia, para compensar el VA aportado por cada kWh producido por una central hídrica, se necesita una porción mayor de kWh producidos en centrales térmicas.[2] A modo de ejemplo, mientras en el año 2003 la generación bruta del SIC registró un crecimiento superior a 5%, el VA asociado a esta aumentó solo 1.5% (cuadro 2).

Adicionalmente, en el análisis de la evolución del VA dentro de un año, se debe tener en cuenta que la estacionalidad de la cual depende la generación — no así la demanda— obliga a compensar la baja en la generación de tipo hídrico con generación térmica, por lo que durante un año los niveles de VA varían. En tasas año a año, estas diferencias no se perciben, a no ser que las precipitaciones de cada año sean muy disímiles. Claro ejemplo de lo último es el año 2003, que si bien acumuló lluvias equivalentes al

[2] *Los costos variables directos de la generación hídrica son nulos y los de la generación de ciclo combinado representan en promedio 60% de los costos variables directos de las térmicas tradicionales eficientes. Las térmicas ineficientes (en general se trata de antiguas generadoras a carbón) tienen costos altísimos, por lo que se utilizan solo para contingencias esporádicas (SYNEX, Ingenieros Consultores).*

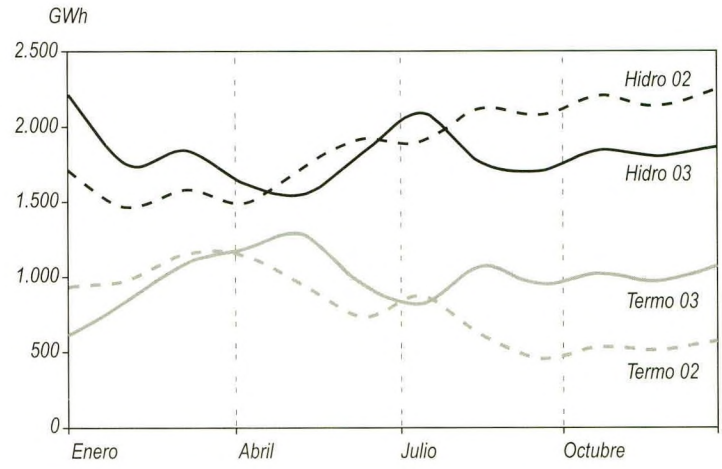
promedio anual, la estacionalidad rompió con los patrones de años anteriores (gráfico 1).

IV. Resultados del Año 2003

La actividad del sector EGA registró un crecimiento de 4.1% durante el año 2003. Si bien se observó un buen comienzo de año, con tasas de variación de 8.1% promedio como resultado de la acumulación de reservas hídricas remanentes del año anterior, tras comenzar el habitual período de lluvias estas fueron menores que las del 2002, por lo que a partir de mayo comenzó la sustitución de generación hídrica por térmica (a excepción del mes de julio en que llovió bastante). Por esta razón, las tasas de variación de la actividad cayeron a promedios en torno a 2.3% para el resto del año[3] (gráfico 2).

GRÁFICO 2

Generación Eléctrica según Tipo de Generación
(2002-2003)



Fuente: BCCh, basado en información de CDEC-SIC.

Finalmente, la generación bruta del SIC registró un crecimiento de 5.4% en el año, impulsado principalmente por el aumento de la generación termoeléctrica (cuadro 3).

Cabe mencionar que la caída de la generación hídrica se explica por la alta base de comparación del año 2002, cuando se registró la mayor generación de esa naturaleza de los últimos ocho años. Se puede concluir, entonces, que el 2003 fue un año normal[4] en términos de participación de la generación hídrica, aunque con una estacionalidad diferente al promedio.

V. Aproximación al Imacec de Ega a través de Información Pública

Con el fin de evaluar la calidad de la estimación que los analistas privados pueden hacer de la actividad eléctrica —y así acercarse a la estimación de EGA—, en comparación a la que realiza el Departamento de Cuentas Nacionales, se realizó un ejercicio de simulación de la evolución mensual de dicho subsector a partir de la información pública disponible para la generación y distribución desde el año 1996 a la fecha.

Para la generación, tanto el SIC como el SING publican en sus páginas web la generación bruta mensual. Respecto de la distribución, el INE publica mensualmente la facturación en términos físicos, diferenciando entre consumo residencial, comercial, minero, agrícola, industrial y varios.

El ejercicio de simulación extrapola, a partir de la información pública, la variación del VA del subsector electricidad, tomando como base las ponderaciones de VA de la generación a partir de la MIP del año 1996.

CUADRO 3

Variación de Valores Agregados por Tipo de Generación (CCNN)
año 2003 - generación en GWh

Generación	Var. %	Pond. %*	Incid.
Hidroeléctrica	-2.6	84.7	-2.2
Termoeléctrica	24.4	15.3	3.7
Total	**5.4****	**100.0**	**1.5**

Fuente: BCCh, con metodología de CCNN, basado en información de CDEC-SIC.
* Corresponde a la participación en términos de Valor Agregado para el año 2002. ** Corresponde a la variación de generación total.

[3] *Un punto a destacar es que la estación de las precipitaciones comienza más bien en el segundo trimestre, por lo que la variación de la generación según tipo golpea con mayor fuerza en los meses de verano. De esta manera, un buen año 2002 repercute en un año siguiente normal (base de comparación), aunque se nota más en los meses más secos (estacionalmente hablando).*

[4] *Sin considerar los años 1998 y 1999, que fueron anormalmente secos, el promedio anual de generación hídrica de los años 1996-2000 fue levemente superior a 19,000 GWh.*

Los resultados permiten concluir que para el período de enero 2001 a diciembre 2003, las diferencias en valor absoluto se encuentran en 1.8% del valor efectivo, de manera que los valores estimados se aproximan a los valores efectivos. Se concluye, entonces, que con la información pública disponible es posible obtener una estimación relativamente cercana al Imacec de EGA. Sin embargo, se debe mencionar que, dadas las limitaciones de la información, esta no lograría capturar la evolución del VA de cada componente del sector, como sí lo hace la metodología de Cuentas Nacionales, que se basa en una mayor apertura del sector.

VI. Conclusiones

- La generación eléctrica juega un importante papel en la economía chilena. Es el principal componente de la actividad eléctrica y, a su vez, esta es la que predomina dentro del sector EGA. Dado lo anterior, y la relación directa que se observa entre la generación y la distribución en términos de quántum, la primera parece bastar para estimar la actividad del sector en el corto plazo.
- En Chile se distinguen tres tipos de centrales de generación eléctrica: hidroeléctrica, termoeléctrica y de ciclo combinado.
- El SIC, que abastece a la zona central, y el SING, que abastece al norte grande, son los principales sistemas interconectados del país. El segmento generación del primero está constituido en su mayoría por centrales hidroeléctricas, mientras el del segundo es eminentemente termoeléctrico.
- Los CDEC son los entes que regulan el funcionamiento coordinado de las centrales generadoras, determinando los planes de generación que garantizan una operación segura y de mínimo costo.
- Para el cálculo del Imacec, la evolución de la generación eléctrica se obtiene de extrapolar el VA, con base en la MIP 96, según los indicadores físicos publicados por el CDED-SIC y el CDED-SING. En el cálculo se distingue por tipo de generación, dado que el valor agregado que aporta cada uno difiere según su tecnología; el valor agregado a la generación hídrica es mayor que el VA asociado a la generación termoeléctrica.
- La actividad de EGA creció 4.1% en el año 2003. Si bien el año comenzó con acumulación de recursos hídricos provenientes del 2002, las menores lluvias hicieron del 2003 un año normal.
- Un ejercicio exploratorio para medir la evolución de la actividad de EGA en el corto plazo, utilizando información pública, permitió concluir que los analistas privados podrían acercarse a la estimación de EGA que hace el Banco Central para el cálculo del Imacec. Sin embargo, esta solo podría hacerse en forma agregada, y no al grado de apertura con el que hace su cálculo el Banco Central.

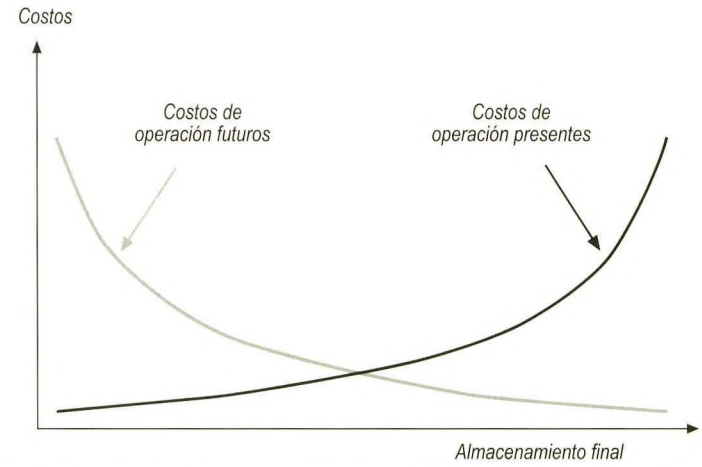
APÉNDICE

PLANIFICACIÓN DE LA OPERACIÓN DEL CDEC-SIC: DESPACHO HIDRO-TÉRMICO

Dada la naturaleza del parque generador, es importante distinguir que, si bien los costos marginales directos asociados a la generación hidroeléctrica son nulos en un período t determinado, existe la restricción de acumulación del agua. La cantidad de agua acumulada destinada a la generación hidroeléctrica no es de reposición inmediata; de hecho, su renovación es dificilmente predecible, por lo que el uso del recurso en el período t restringe su utilización en el futuro inmediato. De esta manera, el agua acumulada tiene un costo implícito relativo a los costos marginales de inyección en el período en el cual es utilizada, los que corresponden a la curva (creciente) de costos marginales de la generación termoeléctrica. En el caso de que en t se genere solo energía termoeléctrica, los costos serán muy altos, aunque en el período t+1 se tendrá un almacenamiento mayor de aguas, de manera que los costos asociados a la generación podrían caer si se utilizara generación hidroeléctrica.

GRÁFICO A1

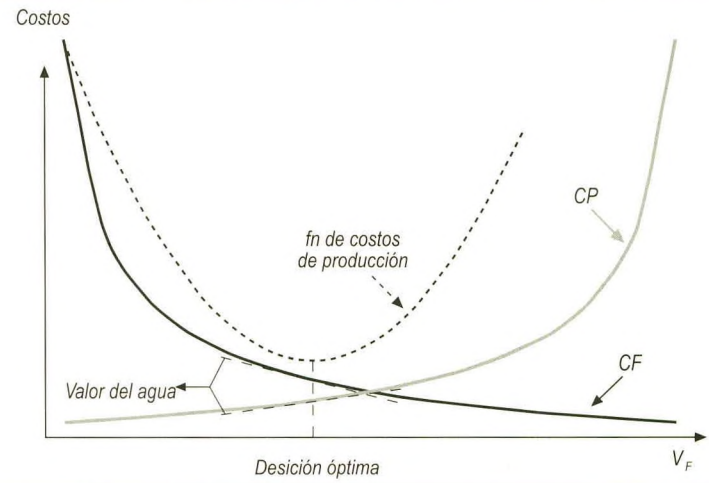
Costos de Operación Presentes y Futuros



Fuente: Planificación Económica – CDEC-SIC.

GRÁFICO A2

Decisión Óptima de Generación en el Período "t"



Fuente: Planificación Económica – CDEC-SIC.

Así, la optimización del despacho se refiere al mínimo costo de generación (asociado a la termoeléctrica) el cual depende, a su vez, del almacenamiento de aguas. Gráficamente vemos que los costos de operación, tanto presentes como futuros, dependen del nivel de almacenamiento final (gráfico A1).

La función de costos presentes está relacionada con la cantidad de generación termoeléctrica requerida en el período actual, de manera que a medida que el almacenamiento futuro aumenta se requiere más generación termoeléctrica y, por tanto, mayores son los costos presentes. Por otra parte, la curva de costos futuros está asociada al valor esperado de la generación termoeléctrica desde el período t+1 hasta el final del horizonte de planificación. Los costos futuros decrecen a medida que se almacena agua, ya que hay disponibilidad del recurso a futuro.

Existe un óptimo en el uso del agua almacenada y es el que minimiza la suma de costos presentes y futuros. Dicho punto se encuentra donde los costos marginales futuros y presentes, relativos al almacenamiento futuro, se igualan (en valor absoluto). De manera que se busca:

$$\frac{\partial CF}{\partial V_F} + \frac{\partial CP}{\partial V_F} = 0$$

Estas derivadas son conocidas como los "valores del agua" (gráfico A2).

Por tanto, la decisión óptima de despacho se decide a través de una programación dinámica dual (mínimos costos presentes y futuros) a un horizonte de dos años, considerando distintas variables estocásticas y restringiendo el modelo según las necesidades de generación en cada instante del tiempo. Las variables que se consideran en el análisis son las probables condiciones hidrológicas, la estimación de consumo (energía) y demanda (potencia), la disponibilidad de plantas (probabilidad de fallas), las restricciones de seguridad del sistema (de tal manera que resista contingencias), los programas de mantenimiento de centrales y de sistemas de transmisión, y disponibilidad de los sistemas de transmisión (que se constituyen en una restricción). De esta manera, y junto con la condición de borde que proviene del cálculo de la fijación de precios de la CNE, y considerando además las distintas hidrologías probables, se estima la generación económicamente eficiente que permite operar el sistema con seguridad, determinando así la combinación óptima de centrales que entrarán en el despacho en cada instante del tiempo.

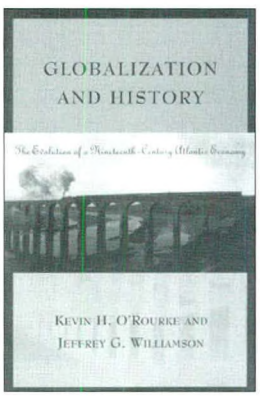
REVISIÓN DE LIBROS

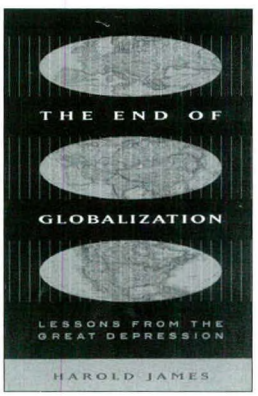
COMENTARIO A LOS LIBROS

"GLOBALIZATION AND HISTORY. THE EVOLUTION OF A NINETEENTH CENTURY ATLANTIC ECONOMY" de Kevin H. O'Rourke y Jeffrey G. Williamson MIT PRESS, 2000

"THE END OF GLOBALIZATION. LESSONS FROM THE GREAT DEPRESSION" de Harold James HARVARD UNIVERSITY PRESS, 2002

"GLOBAL CAPITAL MARKETS: INTEGRATION, CRISIS AND GROWTH" de Maurice Obstfeld y Alan M. Taylor CAMBRIDGE UNIVERSITY PRESS, 2004







*Andrés Solimano R.**

La globalización —la integración de los mercados de bienes, capital y trabajo entre países, además de la creciente circulación internacional de ideas, patrones culturales y prácticas institucionales— es probablemente el más importante tema económico y social de nuestra época. Mucho se ha escrito sobre este asunto. Los tres libros que se reseñan aquí corresponden a excelentes análisis históricos y contemporáneos de distintos aspectos de la globalización, relevantes tanto para entender el último siglo y medio de historia económica global como para iluminar dilemas y controversias en torno a la globalización.

Globalization and History, de Kevin O'Rourke y Jeffrey Wiliamson, dos distinguidos historiadores económicos, se concentra en la segunda mitad del siglo XIX hasta 1930 aproximadamente. Estos autores (y otros) han llamado como la "primera ola de la globalización" al período que cubre desde alrededor de 1870 hasta 1913. Esta fue una época dominada por el patrón oro, en que había amplia movilidad de capitales entre países, ayudada por la estabilidad monetaria de este sistema monetario y por la ausencia de restricciones a la circulación internacional de capitales. El centro financiero del mundo era Inglaterra, principal exportador de capitales, seguido por Francia y Alemania. La capacidad de exportación de capitales de Inglaterra era notable: entre 1900 y 1913 el excedente de ahorro interno sobre la inversión (superávit de cuenta corriente de balanza de pagos) representó, en promedio, casi la mitad de la inversión. También fue esta una época de amplia movilidad internacional de personas, principalmente entre

* *Asesor regional, UN-CEPAL*

Europa y los países del "Nuevo Mundo": Argentina, Australia, Canadá, Estados Unidos y Nueva Zelanda. Los historiadores económicos también agregan a este grupo a Brasil y Sudáfrica. Los países del norte de Europa, como los escandinavos y los del sur (España, Portugal, Italia y otros) disponían de abundante dotación de trabajo. En contraste, las economías del Nuevo Mundo eran relativamente escasas en trabajo y abundantes en recursos naturales (tierras, minerales, etcétera).

El libro analiza en detalle —aportando argumentos teóricos y experiencia empírica— la transferencia internacional de recursos, principalmente trabajo y capital desde el Viejo Mundo (Europa) al Nuevo Mundo. El capital, sobre todo el inglés, financió la construcción de puertos, caminos, el ferrocarril y las viviendas requeridas por los inmigrantes, fundamentalmente europeos, en Argentina, Australia, Estados Unidos, Canadá y Nueva Zelanda. Un tópico importante en que se concentra el libro es el de la convergencia económica. Es decir, en qué medida la integración económica (globalización) lleva a una convergencia del ingreso por habitante (o por trabajador) y de los salarios reales entre países. Un resultado significativo del análisis del libro es que la migración internacional explica alrededor de 70 por ciento de la convergencia observada en los salarios reales y el producto por trabajador entre países del Nuevo y el Viejo Mundo en la primera ola de la globalización (*circa* 1870-1913). El 30 por ciento restante es explicado por el comercio internacional (ver capítulos 2 y 9). Un tema menos estudiado en general es el grado de convergencia (o divergencia) entre los salarios reales o ingreso por trabajador del Nuevo y del Viejo mundo por un lado, y las economías de la periferia mundial de aquella época, por otro. *Globalization and History* se ocupa también de la economía política de la globalización y de cómo la apertura comercial y los cambios en los precios relativos de bienes y factores afectan el bienestar de los distintos grupos que presionaron en la segunda mitad del siglo IX por alza de aranceles al comercio y por establecer restricciones a la inmigración (capítulos 5 y 6). El libro documenta tendencias proteccionistas y de restricciones a la inmigración en Estados Unidos, Australia (la llamada política de "Australia blanca") y otros países, cuotas a la inmigración desde Asia, particularmente a inmigrantes provenientes de China. En cambio, Argentina, en la segunda mitad del siglo XIX, siguió una activa política de atraer inmigrantes europeos, ofreciéndoles costear los costos de viaje, y proveyéndoles vivienda, tierras y ciudadanía argentina (aunque no el derecho a voto) a inmigrantes europeos. Años después, Argentina dejó de tener políticas tan favorables a la inmigración.

El tema de la inmigración internacional ocupa una parte importante de *Globalization and History*. En el capítulo 7 se analiza el origen y las características sociodemográficas de los inmigrantes en la primera ola de la globalización y las causas de las migraciones transatlánticas de la época. Cabe observar que cerca de 55 millones de europeos se mudaron a países del Nuevo Mundo entre 1850 y 1913. En el libro se estiman econométricamente ecuaciones de inmigración neta explicada por variables tales como diferenciales de salarios reales entre países, la tasa de crecimiento de la población, los efectos de persistencia de cohortes anteriores de inmigrantes, la influencia de los ciclos económicos en los países de origen y destino sobre los flujos de inmigración. En general, variables muy robustas en dichas estimaciones son la brecha salarial y los efectos de persistencia. El capítulo 8 analiza el efecto de la migración sobre los mercados laborales de los países de origen (que ven reducida la oferta de trabajo y presionan al alza de salarios) y de los países de destino (con el efecto opuesto). El tema de los efectos distributivos de la movilidad de factores entre países y del comercio se trata en el capítulo 9. La distinción más importante que aquí se hace es entre efectos distributivos *entre países* o el tema de desigualdad internacional y el efecto de la globalización sobre la distribución (factorial) del ingreso al *interior* de los países. La desigualdad internacional se relaciona con el tema de la convergencia. La evidencia muestra una reducción de las brechas de salarios (y del cuociente entre salario y renta de la tierra) entre el Viejo y el Nuevo Mundo entre 1870 y 1913. En los países del Nuevo Mundo, que eran los relativamente más ricos y más escasos en trabajo, la globalización (principalmente por la inmigración masiva) amplificó las desigualdades internas entre terratenientes y trabajadores. Al contrario, en los países relativamente más pobres —la periferia europea— la globalización redujo las desigualdades, particularmente por la válvula de escape de la emigración masiva. Finalmente, el libro examina el tema de la movilidad internacional de capital en

ese período (capítulos 11 y 12), tema que veremos más en detalle al reseñar el libro de Obstfeld y Taylor. El capítulo 13 examina la interrogante de si el comercio de bienes es sustituto o complemento de la movilidad internacional de factores. Señala que la relación entre comercio de bienes y movilidad internacional de factores depende del tipo de modelo teórico (número de factores) adoptado, del período histórico considerado y de la frecuencia de los datos (ciclos de corto plazo o promedios de décadas). La conclusión de los autores es que los datos rechazan, para la economía atlántica entre 1870 y 1940, la hipótesis del comercio de bienes como sustituto de la migración y los movimientos de capitales. Ambos se movieron juntos (complementariamente). El libro *The End of Globalization* de Harold James analiza el complejo período entre las dos guerras mundiales del siglo XX, principalmente los años veinte y treinta, con miras a extraer lecciones de estas turbulentas décadas para los debates actuales sobre las consecuencias de la globalización. Harold James es un historiador con amplia formación económica, que sitúa el período entre las guerras en el contexto político y social de esa época, caracterizada por un aumento virulento del nacionalismo y del activismo social con gobiernos débiles y frágiles equilibrios internacionales. El libro se centra en los temas de inestabilidad monetaria y financiera (capítulo 2), política comercial y colapso del comercio (capítulo 3) y política migratoria (capítulo 4), nacionalismo y movilidad del capital (capítulo 5). Lo que preocupa al autor es si los eventos del período de entreguerras pueden repetirse en la actualidad ya que ambas épocas están precedidas por procesos de globalización. El contexto geopolítico de esa época es importante de destacar. Con la Primera Guerra Mundial desaparecieron los principales imperios que dieron estabilidad al mundo durante la mayor parte del siglo XIX hasta 1913. La guerra terminó con el imperio austro-húngaro y el imperio alemán del Káiser. La revolución bolchevique de 1917 acabó con el imperio de los zares, y el imperio británico se debilitó fuertemente tras la guerra. Económicamente, la "gran guerra" deterioró las finanzas públicas. A principios de la década de los veinte se produjeron hiperinflaciones en Alemania, Austria y Hungría, las que fueron estabilizadas por programas diseñados y apoyados financieramente por la Liga de las Naciones, bastante similares a los programas del Fondo Monetario Internacional de la segunda mitad del siglo XX. La primera guerra aumentó significativamente también la deuda pública de Inglaterra, Rusia, Alemania, Francia y Estados Unidos. Además, llevó a prácticas nunca vistas en la época del patrón oro, como la monetización de los déficit fiscales y el uso de controles de precios, control de cambios y de los movimientos de capital. Se buscó restablecer la estabilidad monetaria a través de una restauración del patrón oro (se introdujo el llamado *gold-exchange standard*) bajo condiciones sancionadas en la conferencia monetaria de Génova de 1922. Dichas condiciones incluyeron la convertibilidad completa del oro, bancos centrales independientes, políticas fiscales austeras y préstamos internacionales a países con planes creíbles de estabilización. En la segunda mitad de los años veinte, se observó una reactivación de los mercados internacionales de capital, ahora con Estados Unidos como el principal exportador de capitales en vez de Gran Bretaña. Sin embargo, el nuevo patrón oro probó ser de corta duración y fue abandonado por Estados Unidos, Gran Bretaña y otros países, incluyendo algunos latinoamericanos a principios de la década de los treinta. Al contrario del patrón oro anterior a 1914, que resistió varios auges de créditos y crisis de deudas (ver la crisis de Barings en la década de 1890) el *gold–exchange standard* de entreguerras fue incapaz de resistir la combinación de contracción del sector real y crisis financieras de inicios de los años treinta. El capítulo 4 documenta cómo la inestabilidad monetaria de los años veinte y la Gran Depresión de los treinta tuvieron como correlatos frecuentes una tendencia de creciente proteccionismo. La Gran Depresión fue precedida, por ejemplo, por la legislación proteccionista de Hawley-Smoot en Estados Unidos en 1930. Las conferencias internacionales de 1927 y 1933 convocadas por la Liga de las Naciones no pudieron impedir el movimiento alcista de los aranceles. James señala un punto interesante que nos conecta con uno de los temas del libro anterior: en los años veinte, a pesar de la inestabilidad macroeconómica, el comercio internacional se mantuvo relativamente estable, gracias al restablecimiento de los flujos de capitales internacionales. Al contrario, en la década siguiente, dichos flujos se secaron y colapsó también el comercio. Comercio internacional y flujos de

capital internacionales van de la mano. Harold James señala que la pérdida del liderazgo británico en materias financieras y el nuevo cuadro geopolítico con Alemania, la Unión Soviética y otros actores claves de la época hacían muy difícil la cooperación entre naciones para lograr un ajuste ordenado de los desequilibrios económicos de la época. El capítulo 4 del libro analiza el giro hacia una política poco favorable a la inmigración en el período entreguerras. Si bien estas tendencias estuvieron presentes a comienzos del siglo XX por la oposición de los sindicatos a la inmigración —sumada a cierta xenofobia, principalmente en los países anglosajones—, la inestabilidad económica del período entreguerras, que alcanzó altos niveles de desempleo en los treinta, unidos al surgimiento de nacionalismos exacerbados en Alemania y otros países redujeron fuertemente la inmigración internacional en dicho período.

James, en el capítulo 5, llama la atención a que Europa, principalmente, se alejó del internacionalismo (tanto en lo económico como en lo político) anterior a 1914, a pesar de intentos en contrario de la Liga de las Naciones y algunos gobiernos individuales. La inestabilidad económica, la falta de empleos y la fuga de capitales se identificaron con el internacionalismo (no se usaba la palabra globalización en esa época). Las prácticas de controles de cambios y controles de capitales se popularizaron en los distintos gobiernos. El aumento del rol del Estado fue promovido tanto por la derecha nacionalista (Alemania Nazi) como por la izquierda oficial en la URSS, aunque naturalmente con racionalizaciones ideológicas distintas. Claramente el mundo de la libre movilidad de capital y la regla del patrón oro era incompatible con el nacionalismo económico predominante en la década de los treinta. El libro concluye en el capítulo 6 "¿Puede pasar nuevamente?". Se menciona que la alta frecuencia de crisis financieras y económicas de los noventa y tempranos 2000 (México, Asia, Rusia, Brasil, Turquía, Argentina) y el sentimiento antiglobalización de distintos grupos son síntomas parecidos a los que se vivieron en el período entreguerras. James nota que el antiglobalismo puede ser tanto de "izquierda" como de "derecha', tanto antes como ahora. Noam Chomski versus Pat Buchanan en EE.UU. o Le Pain versus la *gauche traditionelle* (izquierda tradicional) en Francia ilustran lo anterior. La globalización también genera temores económicos y culturales más específicos: la pérdida de empleos en sectores no calificados en los países desarrollados, los efectos desestabilizadores de los flujos de capital, el trabajo infantil, la degradación del medio ambiente, la pérdida de identidad cultural y otros. James señala que hoy no hay alternativas que capturen las esperanzas de la gente como fueron el comunismo y más perversamente el fascismo y el nacional-socialismo en los años veinte y treinta, modelos hoy desacreditados. Sin embargo, James llama la atención hacia el desafío que ofrece la globalización a las instituciones nacionales e internacionales, creadas en contextos muy distintos a las realidades de hoy.

El tercer libro de esta reseña es *Global Capital Markets*, de Maurice Obstfeld y Alan Taylor. Este libro provee un completísimo análisis de la naturaleza, evolución y efectos de los mercados internacionales de capital en una perspectiva histórica desde el siglo XIX hasta el presente. Además, el libro provee evidencia y tests empíricos de una variedad de temas: magnitud y tipo de flujos de capital en distintos períodos, evolución de stocks brutos y netos de capital extranjero, convergencia internacional de tasas de interés, grado de integración de los mercados financieros internacionales, relación entre ahorro e inversión en economías financieramente integradas, credibilidad del patrón oro anterior a 1914 y en los años veinte, entre otros.

Global Capital Markets ofrece una clasificación de períodos históricos para analizar los mercados internacionales de capital que es coherente y complementaria con las de *Globalization and History* y *The End of Globalization*. Obstfeld y Taylor distinguen cuatro principales períodos históricos: desde 1870 hasta 1913 con el patrón oro, el período 1913-1945 de alta inestabilidad y colapso de la economía internacional, el período de 1945-1971, o era de Bretton Woods con movilidad privada de capital restringida, bajo tipos de cambio fijos con respecto al dólar (este, a su vez, en paridad fija con el oro) y el período de globalización financiera desde los años setenta en adelante basado en tipos de cambio flexibles y creciente movilidad de capitales. Los autores utilizan además como instrumento analítico para entender los distintos regímenes de política económica en los siglos XIX y XX y la evolución de los mercados de capital, el trilema de política económica en que los gobiernos deben escoger entre tres objetivos, que juntos (simultáneamente) son imposibles de

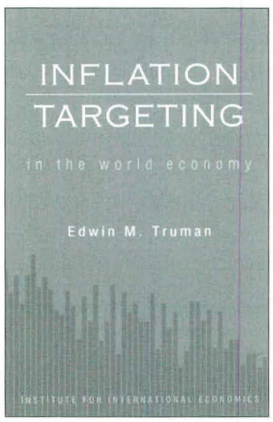
lograr: (i) libertad de movimiento de capitales entre países, (ii) tipos de cambio fijos y (iii) autonomía monetaria para conseguir objetivos de política económica interna. Usando la trilogía vemos que el período anterior a 1914 del patrón oro es un sistema basado en (i) y (ii): libre movilidad de capitales y tipo de cambio fijo, pero ausencia de autonomía monetaria para los países individuales. En el período 1914-1945 se intenta, en los años veinte, restablecer el modelo del patrón oro pero, como ya vimos, fracasa el intento y en los treinta el sistema se acerca más a una combinación de (ii) y (iii). En el período de Bretton-Woods se restringe la movilidad internacional de capitales bajo tipos de cambio fijo y se privilegia el logro de objetivos internos de política económica (objetivos ii y iii). En el período actual, post Bretton-Woods, se restablece la movilidad internacional de capitales privados, pero para las principales monedas, y se adoptan tipos de cambio flexible. Esto debe calificarse. Por ejemplo, la Unión Europea tiene una moneda unificada entre sus miembros (lo que les obliga a renunciar a la soberanía monetaria). También hay economías dolarizadas como las de Ecuador, Panamá, El Salvador y otras con cajas de convertibilidad (por ejemplo, Hong Kong).

De la variedad de tópicos de que se trata en el libro quisiera destacar algunos resultados. Un análisis exhaustivo de cada tema del libro queda a cargo del lector interesado. Un primer resultado importante es que el grado de integración financiera fue más alto en la primera ola de la globalización (1870-1913) bajo el patrón oro, que en la globalización de fines del siglo XX, ya sea medido como proporción de los flujos de capitales (o saldos de la cuenta corriente de la balanza de pagos) sobre el ahorro nacional, la inversión o el PIB. Asimismo, en el primer período, el principal exportador neto de capitales era Inglaterra, situación que cambió en el período entreguerras pasando Estados Unidos a ocupar dicha posición. Sin embargo, desde la década de 1980 Estados Unidos ha pasado a ser un importador neto de capitales y una economía deudora del resto del mundo. La paradoja es que este país se transforma en económicamente dependiente del resto del mundo a fines del siglo XX aunque mantiene su supremacía militar en el planeta. Un segundo resultado importante del libro es que en la primera ola de la globalización hubo un aumento muy importante de los stocks netos de activos extranjeros, mientras que en la segunda ola de globalización financiera posterior a 1970 hubo una expansión grande de activos y pasivos con el exterior, sin aumentos importantes de los activos *netos*, principalmente entre naciones desarrolladas. Los autores llaman al primer caso "development finance" y a la segunda modalidad "diversification finance", ya que la diversificación de riesgos es la principal característica de los flujos financieros bidireccionales. Un tercer resultado del libro, conectado a lo anterior, es que los beneficios de la integración financiera internacional están concentrados en un grupo de países y que el capital fluye poco a economías escasas en capital y abundantes en trabajo (con salarios bajos) como Sub-Sahara Africano, países pobres de América Latina y Asia. Esta es la llamada "paradoja de Lucas". Es interesante observar que la relativa concentración de los destinos y orígenes de los flujos internacionales son casi una constante histórica: en la primera ola de la globalización de fines del siglo XIX e inicios del siglo XX los flujos de capital se concentraron en el Viejo Mundo (Europa) como exportadores —y los países del Nuevo Mundo como importadores— de capital. En la actualidad, el grueso de los movimientos de capital tiene lugar al interior de la OCDE (un club de países ricos) que se extiende a un grupo de economías emergentes (China, India, Corea, México, Brasil, Argentina y otros). Los autores investigan los efectos de los controles de capital en tiempos normales, con flujos financieros relativamente estables y con la economía creciendo. Aquí estos controles imponen costos de bienestar que pueden ser nada despreciables. Sin embargo, en períodos de alta volatilidad tales controles pueden contribuir a reducir la volatilidad inducida de los ciclos de auge de crédito externo y endeudamiento. En general, el libro enfatiza la naturaleza contingente (según períodos históricos) de los costos y beneficios de la apertura financiera. En síntesis, estos tres libros reseñados son una importante contribución a la literatura sobre la globalización, los mercados internacionales de capital y trabajo, la desigualdad internacional y varios tópicos relacionados. Todos proveen análisis rigurosos, combinando con talento teoría con evidencia empírica y un amplio conocimiento de la historia. Un método digno de emular por las nuevas generaciones de economistas y otros científicos sociales que estén interesados en los grandes temas de nuestra época.

COMENTARIO AL LIBRO "INFLATION TARGETING IN THE WORLD ECONOMY"

de Edwin M. Truman
Institute for International Economics: Washington DC, 2003

Eric Parrado H. *



El número de países que han adoptado regímenes de metas de inflación se ha expandido en forma creciente desde que Nueva Zelanda introdujo este nuevo régimen monetario en 1989. Una política de metas de inflación conlleva el compromiso de lograr un objetivo inflacionario explícito. Además de este principio fundamental, este tipo de régimen requiere de otros elementos: i) un compromiso institucional con la estabilidad de precios como objetivo primordial de la política monetaria, al cual otros objetivos deben estar subordinados; ii) una estrategia de transparencia y comunicación con el público acerca de los objetivos, estrategias y decisiones de las autoridades monetarias y iii) reglas de evaluación en el cumplimiento del objetivo de inflación. Es evidente que la continua y positiva experiencia de los países que han adoptado metas de inflación,[1] incluida la chilena, ha transformado este nuevo régimen en algo más que el nuevo sabor del mes.

Edwin Truman, ex economista de la Reserva Federal de Estados Unidos, en su libro *Inflation Targeting in the World Economy*, ofrece su dilatada experiencia para presentar un diagnóstico integral en torno a los potenciales beneficios del régimen de metas de inflación en un mundo cada vez más globalizado. En los primeros dos capítulos del libro, los cuales han sido tratados exhaustivamente en otros trabajos, Truman revisa analíticamente y desde una perspectiva histórica este esquema monetario con énfasis en las condiciones económicas iniciales de los países que lo han implementado. Con esta base, los siguientes capítulos, relativamente inéditos en la literatura, cubren cuatro temas de política económica internacional: i) los alcances para la economía mundial de la adopción del régimen de metas de inflación, individual o colectivamente, por parte del Grupo de los Tres (EE.UU., la Unión Europea y Japón); ii) la potencial implementación de este régimen en economías emergentes que carecen de estabilidad económica, credibilidad y experiencia en el manejo activo de la política monetaria; iii) la eventual importancia del régimen de metas de inflación sobre la arquitectura financiera internacional y, por último, iv) la interacción y compatibilidad entre el sistema de metas de inflación y diferentes regímenes cambiarios.

Para Truman, las ventajas de un régimen de metas de inflación superan con creces las estrategias monetarias más tradicionales. La tesis principal del libro es que la economía mundial se beneficiaría si EE.UU., la Unión Europea y Japón adoptaran formalmente un régimen de metas de inflación. Esta idea viene a sumarse al renovado debate tanto

* *Economista, Fondo Monetario Internacional.*

[1] *Bernanke et al. (1999) y Mishkin y Schmidt-Hebbel (2002), entre otros autores, plantean que el régimen de metas de inflación ha ayudado a los países a disminuir las tasas de inflación a niveles que no habrían sido posibles sin él. Por su parte, Levin, Natalucci y Piger (2004) concluyen que los bancos centrales que han manejado su política monetaria con metas de inflación han logrado desconectar las expectativas de inflación de largo plazo de la inflación pasada, mientras que esta conexión está presente en los países que no lo han adoptado.*

académico como del ámbito de la política económica, particularmente en EE.UU., acerca de los beneficios de implementar tal sistema. Además, Truman argumenta que no se debe desmotivar a los países emergentes en la implementación de un régimen de metas de inflación flexibles cuando no cumplen con los requisitos usuales —incluyendo un régimen cambiario completamente flexible— que han estado meridianamente presentes en países con metas de inflación. El libro es cuidadosamente reflexivo y provocativo, pero como dice un refrán anglosajón "el diablo está en los detalles". Truman se describe a sí mismo como un simpatizante y no como un proselitista del régimen de metas de inflación, aunque tanto el diagnóstico como las recomendaciones que presenta en el libro demostrarían lo contrario.

El libro comienza explicando las características y ventajas únicas del régimen de metas de inflación. Truman señala que la simplicidad y la claridad de apuntar a un objetivo inflacionario permiten al público y a los mercados entender mejor el proceso de decisión y los efectos de la política monetaria. Esta estrategia, según Truman, también aumentaría la responsabilidad de las autoridades monetarias frente al desempeño de la inflación y podría acomodar flexiblemente, incluso discrecionalmente, las acciones de la política monetaria sin sacrificar la credibilidad de los bancos centrales. Truman señala que la manera actual de hacer política monetaria en un contexto de metas de inflación es, de alguna manera, flexible. Es decir, un régimen en el que el objetivo primordial de la política monetaria es la estabilidad de precios, pero al mismo tiempo le da algo de peso a la estabilización de la actividad económica. Estos son juicios bastante sensatos y acordes con la experiencia internacional actual. Sin embargo, Truman tiende a exagerar los beneficios latentes de un régimen basado en metas de inflación.

Al concentrarse en el caso de EE.UU., muchos economistas han estado debatiendo públicamente acerca de la conveniencia de que la Reserva Federal de EE.UU. adopte formalmente un régimen de metas de inflación.[2] Este debate se encuentra incluso dentro del Consejo de la Reserva Federal de EE.UU. A favor se encuentra el gobernador Ben Bernanke, quien sugiere que la Reserva Federal de EE.UU. incrementaría la transparencia de la institución y mejoraría las decisiones de política con la introducción de un régimen de metas de inflación y, por lo tanto, su actual credibilidad no dependería del presidente de turno. Los escépticos, por su parte, entre los cuales se cuenta el gobernador Donald Kohn, señalan que no se debería comprometer el éxito de la actual estrategia monetaria discrecional. Otro de los siete gobernadores, Edward Gramlich, sugiere que la Reserva Federal de EE.UU. podría adoptar un objetivo inflacionario explícito de largo plazo con el fin de dar una concesión para incrementar la transparencia, pero sin limitar la flexibilidad del régimen actual. Estos diversos puntos de vista confirman que la evidencia todavía no es concluyente con respecto a si la claridad y la transparencia tenderían a ser más importantes que cualquier riesgo de excesiva rigidez, especialmente en el caso de Estados Unidos.

De igual forma, los beneficios para la economía mundial que esboza Truman respecto de la adopción formal de este régimen en EE.UU. y la Unión Europea se encuentran sobredimensionados en diversos ámbitos; mientras que en el caso japonés, las ventajas para la economía mundial deberían manifestarse con otro tipo de reformas. En particular, tanto EE.UU. como la Unión Europea disfrutan de tasas de inflación bajas y estables, y el riesgo de una deflación generalizada parece desvanecerse. A pesar de la recesión, los escándalos corporativos, ataques terroristas y déficits fiscales masivos, EE.UU. ha presentado en los últimos tres años la mayor productividad de todos los tiempos, la cual estimularía la actividad económica sin presiones inflacionarias y, en consecuencia, ayudaría a un aumento paulatino de las tasas de interés. Y un factor aun más importante es el de considerar a la Reserva Federal de EE.UU. como estabilizador del sistema financiero global, al bajar su tasa de interés en situaciones como el desplome accionario de 1987 y los eventos del 11 de Septiembre de 2001, por ejemplo, y así aplacar los temores de un colapso mundial. En el caso japonés, es posible argumentar que reformas al sistema financiero mejorarían la efectividad de la política monetaria y no viceversa. Por lo tanto, se requiere mucho más trabajo e información que el presentado en el libro de Truman antes de poder concluir que el régimen de metas de inflación ha sido más exitoso en términos de

[2] *Ver, por ejemplo, el reciente volumen de la conferencia organizada por la Reserva Federal de St. Louis (2004) sobre el régimen de metas de inflación y su posible implementación en EE.UU.*

desempeño económico que los actuales esquemas monetarios del Grupo de los Tres, fundamentalmente en el caso de EE.UU.

Por otra parte, el libro de Truman concluye que los países emergentes que desean adoptar formalmente un sistema de metas de inflación deben ser serios con respecto a alcanzar y mantener bajas tasas de inflación, y deben gozar de una posición fiscal que no amenace la estabilidad macroeconómica. Ello sugiere que el ambiente económico y la presencia de elementos institucionales —independencia del banco central, profundo conocimiento del mecanismo de transmisión monetaria y estabilidad del sistema financiero— deberían considerarse deseables, pero no esenciales. Truman simplifica este tema al suponer una suerte de endogeneidad entre el sistema de metas de inflación y estos elementos. Ciertamente, la evidencia internacional revela la existencia de un círculo virtuoso en el cual la política monetaria basada en metas de inflación ha mejorado su efectividad conjuntamente con el perfeccionamiento de todos o algunos de los factores considerados. Pero de ahí a que todos los países emergentes puedan ser exitosos en la implementación del régimen de metas de inflación, sin la presencia de estos elementos, hay un buen trecho. Se recomienda un análisis riguroso de las fortalezas y debilidades tanto de los aspectos institucionales como del contexto económico antes de proceder a la implementación indiscriminada del nuevo régimen.

En este sentido, Truman percibe al Fondo Monetario Internacional (FMI) en una posición elitista y poco constructiva respecto de la adopción de regímenes basados en metas de inflación por parte de economías emergentes. Efectivamente, el FMI ha sido cauteloso en sus recomendaciones, pero esta prudencia se ha basado en recomendaciones que consideran las características y circunstancias propias de los países y que, simultáneamente, tratan de maximizar la probabilidad de éxito del nuevo esquema monetario. Es importante destacar que el organismo multilateral ha dado su apoyo constante a la creciente demanda de los países emergentes por asistencia técnica enfocada a la implementación de metas de inflación. Paralelamente, la condicionalidad del FMI impuesta a los países prestatarios con sistemas de metas de inflación formales, específicamente la asociada al desempeño de la política monetaria, ha sido adaptada teniendo en cuenta las desviaciones de sus objetivos inflacionarios.

El libro de Truman también argumenta que un régimen de metas de inflación no inhibe el tipo de régimen cambiario que los países deberían adoptar, incluso en países que tienen miedo a flexibilizar su tipo de cambio (fenómeno conocido en inglés como "fear of floating"). En este caso, la experiencia internacional ha demostrado la viabilidad de un sistema híbrido que combina, tomando el caso chileno en los noventa, un esquema de metas de inflación con una banda cambiaria. Sin embargo, para que el esquema de metas de inflación se mantenga en el largo plazo, deben cumplirse dos condiciones: que el tipo de cambio esté supeditado al objetivo inflacionario y no viceversa, y que se haga la distinción, ausente en el análisis del libro, entre períodos de transición de regímenes cambiarios relativamente rígidos y el estado estacionario de las economías. En el proceso de transición, las autoridades y el mercado aprenderían a convivir y a asumir previsiones por la mayor volatilidad del tipo de cambio. En el largo plazo, en tanto, se requeriría de mayor flexibilidad cambiaria para reforzar la claridad de los objetivos de la política monetaria para así obtener el mayor provecho en la implementación de un esquema de metas de inflación.

A pesar de las objeciones planteadas en este comentario a algunas de las conclusiones de Truman, no cabe duda de que este libro se transformará en una referencia obligada en el debate sobre los desafíos y oportunidades asociados con el régimen monetario basado en metas de inflación.

REFERENCIAS

Bernanke, B., T. Laubach, F. Mishkin y A. Posen (1999). *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press.

Federal Reserve Bank of St. Louis (2004) "Inflation Targeting: Prospects and Problems." *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 86(4): Volumen de conferencia: varios autores.

Levin, A., F. Natalucci y J. Piger (2004). "The Macroeconomic Effects of Inflation Targeting." *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 86(4): 51-80.

Mishkin, F. y K. Schmidt-Hebbel (2002). "One Decade of Inflation Targeting in the World: What Do We Know and What Do We Need To Know?" En *Inflation Targeting: Design, Performance, Challenges*, editado por N. Loayza y R. Soto. Santiago: Banco Central de Chile.

REVISIÓN DE PUBLICACIONES

AGOSTO 2004

Esta sección tiene por objetivo presentar las más recientes investigaciones publicadas sobre diversos tópicos de la economía chilena. La presentación se divide en dos partes: una primera sección de listado de títulos de investigaciones y una segunda de títulos y resúmenes de publicaciones. Las publicaciones están agrupadas por área temática, considerando la clasificación de publicaciones del *Journal of Economic Literature (JEL)*, y por orden alfabético de los autores.

CATASTRO DE PUBLICACIONES RECIENTES

Los resúmenes de los artículos indicados con (*) se presentan en la siguiente sección.

Código JEL: E / *MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA*

* De Gregorio, J. (2004). "Productivity Growth and Disinflation in Chile." NBER Working Paper N° 10360, Marzo.

* Hallwood, P., I.W. Marsh, y J. Scheibe (2004). "An Assessment of the Case for Monetary Union or Official Dollarization in Argentina, Brazil, Chile, Uruguay and Venezuela." Working Paper N° 2004-13. Department of Economics, University of Connecticut.

Código JEL: F / *ECONOMÍA INTERNACIONAL*

* Caballero, R., K. Cowan, y J. Kearns (2004). "Fear of Sudden Stops: Lessons from Australia and Chile." NBER Working Paper N° 10519, Mayo.

Calvo, G.A. y F.S. Mishkin (2003). "The Mirage of Exchange Rate Regimes for Emerging Market Countries." *The Journal of Economic Perspectives* 17(4): 99-118.

* Claro, S. (2004). "Oportunidades y Desafíos para Chile de la Apertura Económica en China." Documento de Trabajo N° 264. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, Abril.

Código JEL: G / *ECONOMÍA FINANCIERA*

Devlin, J. y S. Titman (2004). "Managing Oil Price Risk in Developing Countries." *The World Bank Research Observer* 19(1): 119-39.

* Fernández, V. (2004). "Time-Scale Decomposition of Price Transmission in International Markets." Serie Economía N° 189. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.

Funke, N. (2004). "Is there a Stock Market Wealth Effect in Emerging Markets?." *Economics Letters* 83(3): 417-21.

* Gelos, R.G. y J. Roldós (2004). "Consolidation and Market Structure in Emerging Market Banking Systems." *Emerging Markets Review* 5(1): 39-59.

Klapper, L., V. Sulla, y D. Vittas (2004). "The Development of Mutual Funds Around the World." *Emerging Markets Review* 5(1): 1-38.

* Sandoval, E. y R. Saenz (2004). "The Conditional Relationship Between Portfolio Beta and Return: Evidence from Latin America." *Cuadernos de Economía* 122: 65-89.

Código JEL: O / *DESARROLLO ECONÓMICO, CAMBIO TECNOLÓGICO Y CRECIMIENTO*

* Álvarez, R. y R. Robertson (2004). "Exposure to Foreign Markets and Plant-Level Innovation: Evidence From Chile and Mexico." *Journal of International Trade and Economic Development* 13(1): 57-87.

Amuedo-Dorantes, C. (2004)."Determinants and Poverty Implications of Informal Sector Work in Chile." *Economic Development and Cultural Change* 52(2): 347-68.

* Bergoeing, R. y F. Piguillem (2003). "Innovaciones en Productividad y Dinámica de Plantas." *Revista de Análisis Económico* 18(2): 3-32.

* Caballero, R.J., E. Engel, y A. Micco (2004). "Microeconomic Flexibility in Latin America." NBER Working Paper N° 10398, Marzo.

* Cimoli, M. y M. Di Maio (2004). "Has the Chilean Neo-Liberal Experiment Run Out of Fuel? A View on Specialisation, Technological Gaps and Catching-Up." Working Paper N° 426. Department of Economics, University of Siena.

Díaz, R. y P. Meller (2004). "Crecimiento Económico Regional en Chile: ¿Convergencia?." Serie Economía N° 180. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.

* Morone, P. y R. Taylor (2004). "Small World Dynamics and the Process of Knowledge Diffusion: the Case of the Metropolitan Area of Greater Santiago de Chile." *Journal of Artificial Societies and Social Simulation* 7(2).

* Ramos, J. (2004). "La Macro ha Andado Bien pero ¿la Micro? ¿Cómo le ha ido a la Gente?." *Estudios Públicos* 93: 195-217.

Székely, M. (2003). "The 1990s in Latin America: Another Decade of Persistent Inequality, but with Somewhat Lower Poverty." *Journal of Applied Economics* 6(2): 317-39.

Código JEL: Y / *NO CLASIFICADOS*

* Arellano, S. (2004)."Market Power in Mixed Hydro-Thermal Electric." Serie Economía N° 187. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.

* Berg, J. y D. Contreras (2004). "Political-Economic Regime and the Wage Curve: Evidence from Chile, 1957-96." *International Review of Applied Economics* 18(2): 151-65.

Bustos, A. y A. Galetovic (2004). "Monopoly Regulation, Chilean Style: the Efficient-Firm Standard in Theory and Practice." Serie Economía N° 182. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.

Edwards, G. (2004). "Derechos Transables de Desarrollo y Contratos de Asociación." Documento de Trabajo N° 266. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, Julio.

Fischer, R. y P. Serra (2004). "Efectos de la Privatización de Servicios Públicos en Chile: Casos Sanitario, Electricidad y Telecomunicaciones." Serie Economía N° 186. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.

* Galetovic, A. y J.R. Inostroza (2004). "Transmisión Eléctrica y la 'Ley Corta': por qué Licitar es (mucho) Mejor que Regular." Serie Economía N° 177. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.

Galli, R. y D. Kucera (2004). "Labor Standards and Informal Employment in Latin America." *World Development* 32(5): 809-28.

* Hadjigeorgalis, E. (2004). "Comerciando con Incertidumbre: Los Mercados de Agua en la Agricultura Chilena." *Cuadernos de Economía* 122: 3-34.

* Huneeus, C. y A. Repetto (2004). "The Dynamics of Earnings in Chile." Serie Economía N° 183. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.

Jarvis, L. y E. Vera-Toscano (2004). "The Impact of Chilean Fruit Sector Development on Female Employment and Household Income." Policy Research Working Paper N° 3263.

Larrañaga, O. (2004). "Competencia y Participación Privada: La Experiencia Chilena en Educación." Documento de Trabajo N° 207. Departamento de Economía, Universidad de Chile, Marzo.

* McEwan, P.J. (2003). "Peer Effects on Student Achievement: Evidence from Chile." *Economics of Education Review* 22(2): 131-41.

* Mizala, A., P. Romaguera, y C. Ostoic (2004). "A Hierarchical Model for Studying Equity and Achievement in the Chilean School Choice System." Serie Economía N° 185. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.

Núñez, J. y R. Gutiérrez (2004). "Classism, Meritocracy and Discrimination in the Labor Market: the Case of Chile." Documento de Trabajo N° 208. Departamento de Economía, Universidad de Chile, Abril.

* Peña, J., J. Aguirre, y R. Cerda (2004). "Pesca Demersal en Chile: Eficiencia Técnica y Escalas de Operación." Documento de Trabajo N° 152. Departamento de Economía, Universidad ILADES-Georgetown, Abril.

* Rodríguez, I. (2004). "¿Ventajas Absolutas o Comparativas en las Habilidades Laborales? Evidencia Para el Mercado del Trabajo Chileno a Partir de la Encuesta IALS." *Cuadernos de Economía* 122: 125-62.

Sapelli, C. (2004). "Risk Segmentation and Equity in the Chilean Mandatory Health Insurance System." *Social Science & Medicine* 58(2): 259-65.

* Tokman, M., J. Rodríguez, y F. Larraín (2004). "Subsidios por Incapacidad Laboral 1991-2002: Incentivos Institucionales, Crecimiento del Gasto y una Propuesta de Racionalización." *Estudios Públicos* 93: 219-47.

* Villegas, C.I. y C. Chávez (2004). "Costos de Cumplimiento y Poder de Mercado: Aplicación al Programa de Compensación de Emisiones de Santiago." *Cuadernos de Economía* 122: 91-123.

RESÚMENES DE ARTÍCULOS SELECCIONADOS

Los textos presentados a continuación son transcripciones literales del original.

Código JEL: E / *MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA*

De Gregorio, J. (2004). "Productivity Growth and Disinflation in Chile." NBER Working Paper N° 10360, Marzo.
This paper analyzes the role productivity growth had on disinflation in Chile during the 1990s. It argues that productivity growth was key in avoiding the output costs of stabilization in a highly indexed economy. Disinflation from the early 1990s through 1998 was costless. Among the many external and domestic factors that contributed to good macroeconomic performance, which combined simultaneously very high rates of growth and declining inflation, productivity stands high. The simulations presented in this paper illustrate this point.

Hallwood, P., I.W. Marsh, y J. Scheibe (2004). "An Assessment of the Case for Monetary Union or Official Dollarization in Argentina, Brazil, Chile, Uruguay and Venezuela." Working Paper N° 2004-13. Department of Economics, University of Connecticut.
We use a data set covering the whole period of Argentina's currency board and most of that spanned by the Mercosur trade agreement to examine the case for either a Latin American monetary union or monetary union with the USA (through official dollarization). Our econometric evidence using VAR techniques indicates that macroeconomic shocks are still so highly asymmetric in Latin America and between Latin American countries and the USA as to make monetary union or official dollarization somewhat doubtful policies.

Código JEL: F / *ECONOMÍA INTERNACIONAL*

Caballero, R., K. Cowan, y J. Kearns (2004). "Fear of Sudden Stops: Lessons from Australia and Chile." NBER Working Paper N° 10519, Mayo.
Latin American economies are exposed to substantial external vulnerability. Domestic imbalances and terms of trade shocks are often exacerbated by sudden stops of capital inflow. In this paper we explore ways of overcoming external vulnerability, drawing lessons from a detailed comparison of the response of Chile and Australia to recent external shocks and from Australia's historical experience. We argue that in order to understand sudden stops and the mechanisms to smooth them, it is useful to identify and then distinguish between two inter-related dimensions of investors' confidence: country-trust and currency-trust. Lack of country-trust is a more fundamental and serious problem behind sudden stops. But lack of currency-trust may both be a source of country-trust problems and weaken a country's ability to deal with sudden stops. We discuss steps to improve along these two dimensions of investors' confidence in the medium run, and policies to reduce the impact of country-trust and currency-trust weaknesses in the short run.

Claro, S. (2004). "Oportunidades y Desafíos para Chile de la Apertura Económica en China." Documento de Trabajo N° 264. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, Abril.
El presente trabajo discute las oportunidades y desafíos que enfrenta Chile debido a la apertura y el crecimiento experimentado por China a partir de 1978. Para ello, se identifica el grado de competencia

de las exportaciones Chinas para los productores Chilenos en distintas industrias, así como los mercados en los cuáles las oportunidades para los productores Chilenos son mayores. Adicionalmente, se presenta un detallado análisis de las acciones comerciales que ha tomado Chile en los últimos 25 años para aprovechar o protegerse de la mayor penetración China en los mercados mundiales. El trabajo concluye con una discusión de dos de los principales temas en las relaciones comerciales actuales con China: su rol en el mercado mundial de cobre y elementos para tomar en cuenta en un posible tratado de libre comercio.

Código JEL: G / *ECONOMÍA FINANCIERA*

Fernández, V. (2004). "Time-Scale Decomposition of Price Transmission in International Markets." Serie Economía N° 189. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.
This article focuses on return spillovers in stock markets at different time scales using wavelet analysis. We look at eight stock indices that comprise the G7 countries, Emerging Asia, Europe, Eastern Europe and the Middle East, the Emerging Far East, Latin America, North America, and the Pacific region for the period 1990-2002. Our estimation results show evidence of price spillovers from the G7 countries to Europe, Eastern Europe and the Middle East, Emerging Asia, Europe, Latin America, and North America. However, price spillovers of these regions to the G7 countries are weaker at different time scales. Similarly, we find price spillovers from North America to Latin America, Emerging Asia, the Emerging Far East, and the Pacific region, and from both Europe and Latin America to North America. Our results are robust to the existence of asymmetric GARCH-effects and serial correlation in returns.

Gelos, R.G. y J. Roldós (2004). "Consolidation and Market Structure in Emerging Market Banking Systems." *Emerging Markets Review* 5(1): 39-59.
This paper examines the evolution of market structure in emerging markets banking systems during the 1990s. While a significant process of bank consolidation has been taking place in these countries, reflected in a sharp decline in the number of banks, this process has not systematically been associated with increased concentration as measured by standard indices. Moreover, econometric estimates based on the Panzar and Rosse (1987) methodology suggest that overall, markets have not become less competitive in a sample of eight European and Latin American countries. Lowering barriers to entry, such as allowing increased participation of foreign banks, appears to have prevented a decline in competitive pressures associated with consolidation.

Sandoval, E. y R. Saenz (2004). "The Conditional Relationship Between Portfolio Beta and Return: Evidence from Latin America." *Cuadernos de Economía* 122: 65-89.
Using the approach of Pettengill et al. (1995), we analyze the un-conditional versus conditional cross-sectional CAPM relationship between portfolio beta-risk and return in the Argentinean, Brazilian, Chilean, and Mexican stock markets. We develop extensions to the original model to control for extra risk factors documented in the empirical literature: size, book-to-market ratio and momentum. The paper also presents the first testing of the market integration hypothesis among the Latin American stock markets. The results show that the conditional CAPM is a dominant approach even after controlling for risk factors different from beta. Statistically significant asymmetries are found, however, in the beta-risk premium between up and down markets. Additional findings suggest that the degree of stock market integration among Latin American markets falls during downturns.

Código JEL: O / *DESARROLLO ECONÓMICO, CAMBIO TECNOLÓGICO Y CRECIMIENTO*

Álvarez, R. y R. Robertson (2004). "Exposure to Foreign Markets and Plant-Level Innovation: Evidence From Chile and Mexico." *Journal of International Trade and Economic Development* 13(1): 57-87.

Unlike most studies that calculate productivity as a residual, this study uses detailed plant-level data to examine the relationship between exposure to foreign markets and specific innovations including product design, investment in new tools (such as computers), research and development, and innovation in products and processes. The results suggest that exposure to foreign markets is positively related to most types of technology. The effects seem to be stronger in recently liberalized Mexico, which may suggest that the innovation gains from liberalization are greatest in the early stages of liberalization.

Bergoeing, R. y F. Piguillem (2003). "Innovaciones en Productividad y Dinámica de Plantas." *Revista de Análisis Económico* 18(2): 3-32.

The recent empirical evidence shows that plant level dynamics are relevant to explain economic growth. The reallocation of resources across incumbent plants, and the process of entry and exit of plants account for a quantitatively relevant fraction of changes in total factor productivity; aggregate efficiency in turns is the main source of the observed changes in aggregate growth. In this paper we build a stochastic general equilibrium model with heterogeneous plants to study the effect on plant decisions of idiosyncratic and aggregate productivity shocks. Parameterizing the model to represent a developing economy, we analyze the effect of productivity changes on several key macroeconomic variables. Our numerical simulations show that the model accounts for the observed regularities. The model can also be used to study several additional issues related to both, business cycle and long run income levels.

Caballero, R.J., E. Engel, y A. Micco (2004). "Microeconomic Flexibility in Latin America." NBER Working Paper N° 10398, Marzo.

We characterize the degree of microeconomic inflexibility in several Latin American economies and find that Brazil, Chile and Colombia are more flexible than Mexico and Venezuela. The difference in flexibility among these economies is mainly explained by the behavior of large establishments, which adjust more promptly in the more flexible economies, especially when accumulated shocks are substantial. We also study the path of flexibility in Chile and show that it declined in the aftermath of the Asian crisis. This decline can account for a substantial fraction of the large decline in TFP-growth in Chile since 1997 (from 3.1 percent per year for the preceding decade, to about 0.3 percent after that). Moreover, if it were to persist, it could permanently shave off almost half of a percent from Chile's structural rate of growth.

Cimoli, M. y M. Di Maio (2004). "Has the Chilean Neo-Liberal Experiment Run Out of Fuel? A View on Specialisation, Technological Gaps and Catching-Up." Working Paper N° 426. Department of Economics, University of Siena.

Due to an extraordinary growth performance during the last two decades the Chilean neo-liberal model of development, based on the exploitation of the country's static comparative advantages, has turned into a benchmark for most developing countries. The aim of this paper is to discuss the long term sustainability of the Chilean neo-liberal model of development. We present new empirical results obtained by using CAN2000 as well as input-output analysis that describe the Chilean model of development during the

period 1986-1998. On the basis of these stylized facts, a simple ricardian-evolutionary model is developed in order to offer an interpretative framework to discuss the conditions under which Chile could maintain the current catching-up process in the long run. The main conclusion is that, with the recent ceasing of the push effects of the neo-liberal policies, it is unlikely that an increase of the export volume, given its structural characteristics, will be sufficient to this end. Indeed, an increase of the country's sectoral industrial interdependence and an improvement of its international specialization pattern towards goods with higher technological content and higher income elasticity of world demand are necessary conditions for maintaining the current catching-up process in the long run.

Morone, P. y R. Taylor (2004). "Small World Dynamics and the Process of Knowledge Diffusion: the Case of the Metropolitan Area of Greater Santiago de Chile." *Journal of Artificial Societies and Social Simulation* 7(2).

This paper aims to understand some of the mechanisms which dominate the phenomenon of knowledge diffusion in the process that is called 'interactive learning'. We examine how knowledge spreads in a network in which agents have 'face-to-face' learning interactions. We define a social network structured as a graph consisting of agents (vertices) and connections (edges) and situated on a grid which resembles the geographical characteristics of the metropolitan area of Greater Santiago de Chile. The target of this simulation is to test whether knowledge diffuses homogeneously or whether it follows some biased path generating geographical divergence between a core area and a periphery. We also investigate the efficiency of our 'preference' model of agent decision-making and show that this system evolves towards a small-world type network.

Ramos, J. (2004). "La Macro ha Andado Bien pero ¿la Micro? ¿Cómo le ha ido a la Gente?." *Estudios Públicos* 93: 195-217.

Nadie duda de que Chile vivió una suerte de "milagro económico" entre 1984 y 1998. Sin embargo, es frecuente escuchar que lo que anduvo bien fue la macroeconomía, pero que a los hogares y a las familias no les fue tan bien. En la primera parte y a la luz de las cifras censales, pero no sólo a base de ellas, este artículo concluye que no exclusivamente anduvo bien la "macroeconomía" sino que la microeconomía también. Las familias y personas se beneficiaron ampliamente. Y si bien no mejoró la distribución del ingreso monetario en el período, la evidencia sugiere que mejoró de manera significativa la distribución del bienestar de las personas y de las familias. En una segunda parte, se examinan las posibles causas de estas mejoras absolutas y relativas en el bienestar así como lo necesario para volver a crecer a 6-7%. Se concluye que más que profundizar liberalizaciones o acentuar inversiones en industrias "hi tech", Chile debiera seguir aprovechando su gran ventaja de ser país aún en vías de desarrollo y por tanto capaz de crecer a tasas aceleradas por medio de "catch up", es decir, de la identificación de las tecnologías y prácticas internacionalmente disponibles más idóneas para Chile, su adaptación y rápida difusión interna.

Código JEL: Y / *NO CLASIFICADOS*

Arellano, S. (2004)."Market Power in Mixed Hydro-Thermal Electric." Serie Economía N° 187. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.

This paper shows that, unlike what has been found in other papers, a hydro reservoir is an effective tool to exercise market power. Its appealing as a tool is enhanced by the fact that there is no need to constrain total hydro production - a practice too easy to detect -; it suffices to distort the intertemporal

allocation of hydro production over time. A hydro-producer may increase his profits by exploiting differences in price elasticity of demand across periods, allocating too little supply to less elastic periods and too much to more elastic periods. Differences in price elasticity across periods result from the combination of a fluctuating market demand and supply constraints that bind intermittently. This hydro scheduling decision is only available to hydro producers as thermal generators are not able to "store" electric power and decide when to sell it. It is also shown that total hydro production is not a sufficient indicator of market power being exercised as hydro producers may exercise market power even when all the water available in the reservoir is used. The real indicator of market power being exercised is the hydro scheduling strategy used.

Berg, J. y D. Contreras (2004). "Political-Economic Regime and the Wage Curve: Evidence from Chile, 1957-96." *International Review of Applied Economics* 18(2): 151-65.
This paper tests whether a wage curve-a negative relationship between the level of unemployment and the level of pay-existed in Chile during 1957-96. The analysis is divided into two periods. For 1957-73, during inward-led development, we reject the existence of a wage curve. For 1974-96, when the economy opened, state-run industries were privatised and labour rights weakened, we find a wage curve of "0.08. Based on this finding we conclude that the unemployment-pay elasticity in the post-reform period is similar to the "0.07 to "0.10 wage curve found in other western, capitalist countries. Disaggregating the analysis by group, we find that women, non-university educated workers and public sector workers have suffered more from unemployment. Yet informal sector workers have not experienced pay drops as a result of unemployment, contradicting the hypothesis that the informal sector acts as a buffer during economic downturns.

Galetovic, A. y J.R. Inostroza (2004). "Transmisión Eléctrica y la 'Ley Corta': por qué Licitar es (mucho) Mejor que Regular." Serie Economía N° 177. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.
Existen a lo menos dos procedimientos para fijar los peajes que deben pagar los usuarios de líneas de transmisión. Uno consiste en regularlos en un proceso estándar. El otro, adjudicar las líneas en licitaciones competitivas por menor peaje. En este trabajo mostramos que los peajes esperados son inambiguamente menores si las líneas se licitan. Las licitaciones dominan a la regulación por tres razones: primero, la competencia garantiza peajes esperados más bajos; segundo, la licitación aumenta el poder de negociación del regulador; tercero, si como en Argentina, se permite que los beneficiarios del proyecto de transmisión participen en la licitación, éstos pueden inducir una competencia aún más intensa. Usamos nuestro modelo para analizar la licitación de la cuarta línea del Comahue en Argentina. Mostramos que, de haberse regulado, el peaje hubiera sido a lo menos 61% más alto. La versión de la ley corta actualmente en el Congreso mejora sustantivamente el proyecto original de mayo de 2002 porque adopta la licitación por menor canon para expansiones del sistema. Sin embargo, no lo adopta para ampliaciones de instalaciones existentes. Si se persiste en esta distinción, es conveniente limitar las ampliaciones únicamente a proyectos muy pequeños.

Hadjigeorgalis, E. (2004). "Comerciando con Incertidumbre: Los Mercados de Agua en la Agricultura Chilena." *Cuadernos de Economía* 122: 3-34.
Esta investigación examina el efecto de la incertidumbre sobre las decisiones de compraventa en dos mercados de agua en la Cuenca de Limarí: un mercado spot, donde se transan volúmenes de agua por una temporada y un mercado de derechos de aprovechamiento de agua. Los resultados demuestran que aquellos agricultores que enfrentan mayor riesgo de un déficit de agua, tales como los productores

de cultivos permanentes, no participarán en mercados spot sino en mercados de derechos de aprovechamiento de agua. Además las transacciones de agua se generarán tanto por diferencias en eficiencia de riego y tolerancias al riesgo como por diferencias en el valor del producto marginal de agua. La implicancia principal para la política es que el acaparamiento de derechos de aprovechamiento de agua podría ser eficiente en un mercado de agua cuando conduzca a una repartición eficiente de riesgo entre agricultores.

Huneeus, C. y A. Repetto (2004). "The Dynamics of Earnings in Chile." Serie Economía N° 183. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.
This paper provides an empirical analysis of individual earnings using data from the Encuesta Suplementaria de Ingresos. We find that the predictable component of income is hump-shaped over the life-cycle, and that there are strong education effects. The unpredictable component of income can be described by a very persistent permanent shock and a transitory shock. Our estimates are built from a panel of cohorts, so we use US data from the PSID to provide a magnitude for the underestimation of the estimated variances. Surprisingly, we find that the variance of the permanent shock is almost 4 times smaller in Chile than in the US, a result, perhaps, of the relative rigidity of the Chilean labor market.

McEwan, P.J. (2003). "Peer Effects on Student Achievement: Evidence from Chile." *Economics of Education Review* 22(2): 131-41.
This paper reports estimates of peer effects on student achievement, using a 1997 census of eighth-grade achievement in Chile. The data allow detailed measures of peer characteristics to be constructed for each classroom within a school. The paper addresses the endogeneity of peer variables by including school fixed effects that control for unobserved family and student characteristics. The estimates suggest that the classroom mean of mothers' education is an important determinant of individual achievement, though subject to diminishing marginal returns. Additional specifications using family fixed effects are not suggestive that estimates are biased by within-school sorting.

Mizala, A., P. Romaguera, y C. Ostoic (2004). "A Hierarchical Model for Studying Equity and Achievement in the Chilean School Choice System." Serie Economía N° 185. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.
The aim of this paper is to analyze, using a hierarchical linear model, the degree to which a system of choice, as the one implemented in Chile since the beginning of the 80's, can promote student achievement and equity in the social distribution of achievement. Using data from a standardized achievement test including 226,860 4th degree students and 4,949 schools, we investigate the association between students' socioeconomic status and achievement, within and between schools. We also investigate up to what extent different categories of schools enjoy advantages in educating low-income students. These are important issues because unlike the limited vouchers programs in the US, Chile has had a nationwide school choice program for more than 20 years.

Peña, J., J. Aguirre, y R. Cerda (2004). "Pesca Demersal en Chile: Eficiencia Técnica y Escalas de Operación." Documento de Trabajo N° 152. Departamento de Economía, Universidad ILADES-Georgetown, Abril.
Este trabajo presenta estimaciones de eficiencia técnica en faenas de pesca de barcos industriales que operaron en la década 1990-2000, en la pesquería de merluza común. Se comparan los resultados de dos algoritmos que estiman modelos de fronteras estocásticas de producción, uno con efectos fijos y otro con efectos aleatorios. Entre los resultados obtenidos se destaca: (a) Se obtiene una

elevada y significativa correlación entre los rankings de eficiencias estimadas con uno y otro algoritmo. (b) El algoritmo con efectos fijos genera mayores scores de eficiencia y distribuciones de eficiencia con mayor dispersión. (c) Ambos algoritmos estiman mayores eficiencias para barcos con mayor tamaño y potencia de motor. Mientras que barcos de menor tamaño presentan mayor dispersión en sus eficiencias estimadas. Esto último insinúa la presencia de mayor heterogeneidad tecnológica en este último grupo de barcos. (d) Por otro lado, estimadores consistentes señalan la presencia de rendimientos marginales decrecientes ante aumentos en el nivel del esfuerzo de pesca de cada barco. (e) Lo anterior es consistente con resultados que insinúan la presencia de efectos congestión, asociados a la escala de operación pesquera del total de la flota industrial en estudio. (f) Se confirma la relevancia empírica de la forma funcional Translog. Con ello, estimaciones punto para los valores de elasticidades captura-insumo en general dependen de la escala agregada de operación pesquera y/o de la abundancia del stock de peces bajo explotación.

Rodríguez, I. (2004). "¿Ventajas Absolutas o Comparativas en las Habilidades Laborales? Evidencia Para el Mercado del Trabajo Chileno a Partir de la Encuesta IALS." *Cuadernos de Economía* 122: 125-62.

Las ventajas comparativas en el mercado laboral, asociadas al reconocimiento de la heterogeneidad de trabajadores y puestos de trabajo, es un tema recurrente en la literatura. Si se reconoce que las características, habilidades y destrezas de las personas no pueden ser consideradas en una sola dimensión y que las características y requerimientos de los puestos de trabajo tampoco son unidimensionales, entonces no es posible clasificar a las personas como más hábiles o menos hábiles en términos genéricos. La falta de datos apropiados es una de las restricciones más frecuentes para poder abordar empíricamente los modelos de asignación, en general, y la valoración de ventajas comparativas, en particular. Para el presente trabajo se contó con una base de datos privilegiada, fruto de la participación de Chile en el proceso patrocinado por la OECD de la "Encuesta Internacional de Alfabetización de Adultos" (IALS, por sus siglas en inglés). Se aplican a los datos del mercado laboral contenidos en la encuesta dos modelos desarrollados por Sherwin Rosen a partir del trabajo seminal de Roy. Las estimaciones propuestas permiten reafirmar para el caso local la importancia de considerar las ventajas comparativas al analizar los ingresos salariales. Lo hace, además, desde dos perspectivas distintas y complementarias.

Tokman, M., J. Rodríguez, y F. Larraín (2004). "Subsidios por Incapacidad Laboral 1991-2002: Incentivos Institucionales, Crecimiento del Gasto y una Propuesta de Racionalización." *Estudios Públicos* 93: 219-47.

Durante la década de los noventa se observó un explosivo crecimiento del gasto en subsidios por incapacidad laboral, lo que ha implicado una carga financiera cada vez más significativa para los sistemas público y privado de salud. El presente trabajo se aboca a estudiar la evolución de este gasto así como los factores que lo explican. Se estudia en particular la hipótesis de una eventual sobreutilización de los subsidios más allá de su justificación médica, posibilitada por el diseño institucional de los mismos. Los análisis en este sentido indican que existe espacio para racionalizar el uso de estos beneficios, sin descuidar los méritos que justifican su existencia. Para ello se presentan propuestas concretas centradas en alinear los incentivos que se desprenden del diseño institucional de los Subsidios por Incapacidad Laboral.

Villegas, C.I. y C. Chávez (2004). "Costos de Cumplimiento y Poder de Mercado: Aplicación al Programa de Compensación de Emisiones de Santiago." *Cuadernos de Economía* 122: 91-123.

Este artículo analiza desde un punto de vista empírico el impacto de la presencia de poder de mercado en un sistema de permisos de emisión transferibles (SPET). La aplicación se realiza para el caso del Programa de Compensación de Emisiones (PCE) de la ciudad de Santiago de Chile, utilizando datos del año 1997. El análisis de este artículo considera explícitamente, además de los costos de abatimiento de emisiones, los costos de fiscalización para inducir cumplimiento de la regulación. Específicamente, se cuantifica la magnitud de la pérdida de eficiencia causada por asignaciones iniciales de permisos no óptimas. Nuestros resultados muestran que los costos de inducir un completo cumplimiento son importantes y su relevancia depende de la meta ambiental deseada. Los resultados sugieren, además, que la presencia de poder de mercado produce un incremento modesto en los costos totales de cumplimiento. Este resultado es robusto para diferentes niveles de los parámetros usados en las simulaciones.

BANCO CENTRAL DE CHILE

PUBLICACIONES

Análisis Teórico del Impacto de la Crisis Petrolera. 1980.

Anuario de Cuentas Nacionales. Publicación anual.

Aplicación de la Ley N°19.396 sobre Obligación Subordinada. 1996.

Aspectos Relevantes de la Inversión Extranjera en Chile. Decreto Ley N°600. 1984.

Balanza de Pagos de Chile. Publicación anual.

Banca Central, Análisis y Políticas Económicas. Volúmenes I al VII.

Banco Central de Chile. 1995.

Banco Central de Chile: Preceptos Constitucionales, Ley Orgánica y Legislación Complementaria. 2000.

Boletín Mensual. Publicación mensual.

Características de los Instrumentos del Mercado Financiero Nacional. 1994.

Catálogo de Monedas Chilenas. 1991.

Catálogo de Publicaciones Académicas 1996-2001. 2001.

Comisión Nacional Encargada de Investigar la Existencia de Distorsiones en el Precio de las Mercaderías Importadas. 1994.

Comisión Nacional Encargada de Investigar la Existencia de Distorsiones en el Precio de las Mercaderías Importadas. Antecedentes Estadísticos. 1981-2002. 2003 (edición en español y en inglés).

Constitutional Organic Act of the Central Bank of Chile, Law N°18,840. 2002.

Cuantificación de los Principales Recursos Minerales de Chile (1985-2000). 2001.

Cuentas Ambientales: Metodología de Medición de Recursos Forestales en Unidades Físicas 1985-1996. 2001.

Cuentas Financieras de la Economía Chilena 1986-1990. 1995.

Cuentas Nacionales de Chile: 1960-1983. 1984.

Cuentas Nacionales de Chile: 1974-1985. 1990.

Cuentas Nacionales de Chile: 1985-1992. Síntesis Anticipada. 1993.

Cuentas Nacionales de Chile: 1985-1992. 1994.

Cuentas Nacionales Trimestralizadas: 1980-1983. 1983.

Chile: Crecimiento con Estabilidad. 1996.

Deuda Externa de Chile. Publicación anual. (edición bilingüe).

Disposiciones sobre Conversión de Deuda Externa. 1990.

Documentos de Política Económica. 1 al 10.

Documentos de Trabajo. 1 al 255.

Economía Chilena. Publicación cuatrimestral.

Economic and Financial Report. (Publicación mensual desde 1983 a 2003, discontinuada a partir de enero de 2004).

Estatuto de la Inversión Extranjera DL 600. 1993.

Estudios Monetarios. I al XII.

Evolución de Algunos Sectores Exportadores. 1988.

Evolución de la Economía y Perspectivas. (Publicación anual desde 1990 a 1999, discontinuada a partir de 2000).

Evolución de las Principales Normas que Regulan el Mercado Financiero Chileno. Período: Septiembre 1973-Junio 1980. 1981.

Evolución de los Embarques de Exportación. 1988.

General Overview on the Performance of the Chilean Economy: The 1985-1988 Period. 1989.

Guía de Estilo en Inglés. 2001

Indicadores de Comercio Exterior. (Publicación mensual hasta diciembre de 2003 y trimestral a partir del 2004).

Indicadores Económicos y Sociales de Chile 1960-2000. 2001. (ediciones en español y en inglés).

Indicadores Económicos y Sociales Regionales 1980-1989. 1991.

Índices de Exportación: 1986-1999. 2000.

Informativo Diario. Publicación diaria.

Informe de Política Monetaria. Publicación cuatrimestral. (ediciones en español y en inglés).

Informe Económico de Chile. (Publicación anual desde 1981 a 1984, discontinuada a partir de 1985).

Informe Económico y Financiero. (Publicación quincenal a 2003, discontinuada a partir de enero de 2004).

Invirtiendo en Chile. 1991.

Legislación Económica Chilena y de Comercio Internacional. 1982.

Legislación Económica y Financiera. 1994.

Ley Orgánica Constitucional del Banco Central de Chile. 2000.

Matriz de Insumo Producto para la Economía Chilena 1986. 1992.

Matriz de Insumo Producto para la Economía Chilena 1996. 2001.

Memoria Anual del Banco Central de Chile. Publicación anual. (ediciones en español y en inglés).

Modelos Macroeconómicos y Proyecciones del Banco Central de Chile. 2003.

Política Monetaria del Banco Central de Chile: Objetivos y Transmisión. 2000. (ediciones en español y en inglés).

Políticas del Banco Central de Chile. 1997-2003. 2003.

Presentation of the Bill on the Constitutional Organic Law of the Central Bank of Chile. 1989.

Principales Exportaciones y Países de Destino. (Publicación anual desde 1980 a 1982, discontinuada a partir de 1983).

Proyecto de Ley Orgánica Constitucional del Banco Central de Chile. 1988.

Recopilación de la Legislación Bancaria Chilena. 1980.

Serie de Comercio Exterior 1970-1981. 1982.

Serie de Estudios Económicos. 1 al 43.

Series Monetarias. 1979.

Síntesis de Normas de Exportación y Otras Disposiciones Legales. 1987.

Síntesis Estadística de Chile. Publicación anual. (ediciones en español y en inglés).

Síntesis Monetaria y Financiera. Publicación anual.

Para mayor información respecto de las publicaciones del Banco Central de Chile, contactarse con:

Departamento de Publicaciones y Extensión / Banco Central de Chile
Agustinas 1180 - Santiago / Fono: 6702888 - Fax: 6702231

DOCUMENTOS DE TRABAJO

Esta publicación del Banco Central de Chile da a conocer trabajos de investigación en el ámbito económico, teórico o empírico. Su contenido es de exclusiva responsabilidad de los autores y no compromete la opinión del Banco. La versión PDF de los documentos puede obtenerse gratis en la dirección electrónica **http://www.bcentral.cl/Estudios/DTBC/doctrab.htm.** Existe la posibilidad de solicitar una copia impresa contactando al Departamento Publicaciones del Banco o a través del correo electrónico **bcch@bcentral.cl**, con un costo de $500 dentro de Chile y de US$12 al extranjero.

DTBC-266 Junio 2004
Un Análisis del Comportamiento del Tipo de Cambio Real en Chile
César Calderón

DTBC-265 Junio 2004
Economic Growth in Latin America and the Caribbean: Stylized Facts, Explanations, and Forecasts
Norman Loayza, Pablo Fajnzylber y César Calderón

DTBC-264 Junio 2004
Chile's Free Trade Agreements: How Big is The Deal?
Rómulo A. Chumacero, Rodrigo Fuentes y Klaus Schmidt-Hebbel

DTBC-263 Mayo 2004
Labor Market Rigidity and Structural Shocks: An Open-Economy Approach for International Comparisons
Elías Albagli, Pablo García y Jorge Restrepo

DTBC-262 Mayo 2004
Monetarismo Más Allá del M1A
Pablo García y Rodrigo Valdés

DTBC-261 Mayo 2004
Dedollarization, Indexation and Nominalization: The Chilean Experience
Luis Oscar Herrera y Rodrigo Valdés

DTBC-260 Mayo 2004
Forecasting Chilean Industrial Production and Sales with Automated Procedures
Rómulo Chumacero

DTBC-259 Mayo 2004
Evaluating the Chilean Government's Debt Denomination
Elías Albagli

DTBC-258 Mayo 2004
Desempleo y Consumo en Chile
Claudio Soto

DTBC-257 Mayo 2004
Función de Ingresos de los Hogares Chilenos: Ciclo de Vida y Persistencia de *Shocks* en el Tiempo
Paulina Granados Z.

DTBC-256 Abril 2004
Rapid Growth of Monetary Aggregates and Inflation: The International Evidence
José De Gregorio

DTBC-255 Diciembre 2003
Effects of Foreign Exchange Intervention under Public Information: The Chilean Case
Matías Tapia y Andrea Tokman

DTBC-254 Diciembre 2003
The Monetary Transmission Mechanism in Chile: A Medium-sized Macroeconometric Model
Carlos García, Pablo García, Igal Magendzo y Jorge Restrepo

DTBC-253 Diciembre 2003
Monetary Policy, Real Exchange Rate, and the Current Account in a Small Open Economy
Claudio Soto

DTBC-252 Diciembre 2003
Net Foreign Assets and Imperfect Financial Integration: An Empirical Approach
Jorge Selaive y Vicente Tuesta

DTBC-251 Diciembre 2003
Labor Market Distortions, Employment and Growth: The Recent Chilean Experience
Raphael Bergoeing, Felipe Morandé y Facundo Piguillem

DTBC-250 Diciembre 2003
The Harberger-Laursen-Metzler Effect Revisited: An Indirect-utility-function Approach
Roberto Duncan

DTBC-249 Diciembre 2003
Floating, Official Dollarization, and Macroeconomic Volatility: An Analysis for the Chilean Economy
Roberto Duncan

DTBC-248 Diciembre 2003
Quantifying the Costs of Investment Limits for Chilean Pension Funds
Solange Berstein y Rómulo Chumacero

DTBC-247 Diciembre 2003
The ECOGEM-Chile Model: A CGE Model for Environmental and Trade Policy Analysis
Raúl O'Ryan, Carlos De Miguel y Sebastián Miller

DTBC-246 Diciembre 2003
Productivity Growth and Disinflation in Chile
José De Gregorio

DTBC-245 Diciembre 2003
Growth and Adjustment in East Asia and Latin America
José De Gregorio y Jong-Wha Lee

DTBC-244 Diciembre 2003
On the Removal of Agricultural Price Bands in Chile: A General Equilibrium Analysis
David Holland, Eugenio Figueroa, Roberto Álvarez y John Gilbert

DTBC-243 Diciembre 2003
Modeling a Small Open Economy: The Case of Chile
Vittorio Corbo y José Tessada

DTBC-242 Diciembre 2003
Tax Incentives for Retirement Savings: Macro and Welfare Effects in an OLG-GE Model with Liquidity Constraints and Heterogeneous Consumers
Rodrigo Cifuentes

DTBC-241 Diciembre 2003
A Toolkit for Analyzing Alternative Policies in the Chilean Economy
Rómulo Chumacero

DTBC-240 Diciembre 2003
Banking Industry and Monetary Policy: An Overview
Rodrigo Fuentes y Luis Antonio Ahumada

DTBC-239 Diciembre 2003
Tratado de Libre Comercio entre Chile y Estados Unidos: Revisión de Estudios que Cuantifican su Impacto
Mabel Cabezas

DTBC-238 Noviembre 2003
Chile's Regional Arrangements: The Importance of Market Access and Lowering the Tariff to Six Percent
Glenn W. Harrison, Thomas F. Rutherford y David G. Tarr

Serie de Libros sobre

Banca Central, Análisis y Políticas Económicas

La serie publica trabajos inéditos sobre banca central y economía en general, con énfasis en temas y políticas relacionados con la conducción económica de los países en desarrollo.

"Es un deber para los encargados de las políticas, en todas partes, estar abiertos a las lecciones que puedan obtener de sus colegas en otros países, y aceptar que las respuestas que fueron correctas en un momento pueden no serlo bajo nuevas circunstancias. En la búsqueda de respuestas correctas, los análisis y perspectivas contenidos en esta serie serán de gran valor para Chile y para todos los restantes países".

Anne Krueger,
Fondo Monetario Internacional

Banco Central de Chile

Para ordenar:
http://www.bcentral.cl/books/serie.htm
bcch@bcentral.cl
Teléfono: (562) 670-2888
Fax: (562) 670-2231

Los precios incluyen costos de transporte y están sujetos a cambio sin aviso previo.

BANKING MARKET STRUCTURE AND MONETARY POLICY
Luis Antonio Ahumada y J. Rodrigo Fuentes, eds.
"...This is a timely and highly policy-relevant collection of papers on the role of banks in the economy. It should be of great interest to banking specialists, as well as to those with an interest in broadesr macroeconomic issues—especially since the authors include some of the leading researchers in both fields".
Jeremy Stein, Universidad de Harvard
Tapa dura, 386 pp. Ch$15.000, US$40.

ECONOMIC GROWTH: SOURCES, TRENDS, AND CYCLES
Norman Loayza y Raimundo Soto, eds.
"An outstanding collection of research articles by leading growth specialists on one of the most significant questions in economics - the sources of variations in growth rates across countries."
Oder Galor, Brown University
Tapa dura, 650 pp. Ch$15.000, US$40.

INFLATION TARGETING: DESIGN, PERFORMANCE, CHALLENGES
Norman Loayza y Raimundo Soto, eds.
"This book provides a wide-ranging review of the state of knowledge in this area, including theoretical aspects as well as specific policy issues.... For anybody interested in monetary policy issues the reading of this book is a must!"
Francisco Rosende, Pontificia Universidad Católica de Chile
Tapa dura, 650 pp. Ch$15.000, US$40.

MONETARY POLICY: RULES AND TRANSMISSION MECHANISMS
Norman Loayza y Klaus Schmidt-Hebbel, eds.
"...This book is a must read for anyone interested in understanding the contribution of monetary policy to stability, growth and prosperity."
Sebastián Edwards, Universidad de California, Los Angeles
Tapa dura, 475 pp. Ch$15.000, US$40.

BANKING, FINANCIAL INTEGRATION, AND INTERNATIONAL CRISES
Leonardo Hernández y Klaus Schmidt-Hebbel, eds.
"...The articles in this book offer an unusually rich and informative perspective on the perils of financial integration, along with the policies and institutions that work and do not work in this process."
Ricardo J. Caballero, Massachusetts Institute of Technology
Tapa dura, 452 pp. Ch$15.000, US$40.

INDEXATION, INFLATION AND MONETARY POLICY
Fernando Lefort y Klaus Schmidt-Hebbel, eds.
"...The volume provides a state-of-the-art analysis of the macroeconomic causes and consequences of indexation... A very useful book".
Andrés Velasco, Universidad de Harvard
Tapa dura, 316 pp. Ch$15.000, US$40.