

# ECONOMÍA CHILENA

Diciembre 2013 volumen 16 N.º3

---

## ARTÍCULOS

**Desvíos de la Hipótesis de Paridad Poder de Compra y Tipo de Cambio Real de Equilibrio: Chile 1986-2011**

Jorge Miranda Pinto

**Análisis del Uso de Beneficios en el Seguro de Cesantía Chileno**

Eduardo Fajnzylber R. / Isabel Poblete H.

**Determinantes de la Exposición Cambiaria de las Empresas Chilenas**

Erwin Hansen S. / Stuart Hyde

## NOTAS DE INVESTIGACIÓN

**Asimetrías en el Ajuste del Desalineamiento Cambiario en Chile**

Álvaro Aguirre R. / César A. Calderón

**¿Tiene un Impacto el Precio de las Materias Primas sobre las Bolsas de América Latina?**

Ercio Muñoz S. / Mariel C. Siravegna

## REVISIÓN DE LIBROS

**Cueste lo que Cueste: La Batalla por Salvar el Euro y Europa**

Francisco Rosende R.

## REVISIÓN DE PUBLICACIONES

**Catastro de publicaciones recientes**

**Resúmenes de artículos seleccionados**



El objetivo de ECONOMÍA CHILENA es ayudar a la divulgación de resultados de investigación sobre la economía chilena o temas de importancia para ella, con significativo contenido empírico y/o de relevancia para la conducción de la política económica. Las áreas de mayor interés incluyen macroeconomía, finanzas y desarrollo económico. La revista se edita en la Gerencia División Estudios del Banco Central de Chile y cuenta con un comité editorial independiente. Todos los artículos son revisados por árbitros anónimos. La revista se publica tres veces al año, en los meses de abril, agosto y diciembre.

#### **EDITORES**

Roberto Álvarez (Universidad de Chile)  
Claudio Raddatz (Banco Central de Chile)  
Diego Saravia (Banco Central de Chile)

#### **EDITORES DE NOTAS DE INVESTIGACIÓN**

Gonzalo Castex (Banco Central de Chile)  
Ernesto Pastén (Banco Central de Chile)  
Pablo Pincheira (Banco Central de Chile)

#### **EDITOR DE PUBLICACIONES**

Damián Romero (Banco Central de Chile)

#### **COMITÉ EDITORIAL**

Roberto Chang (Rutgers University y Universidad de Chile)  
Kevin Cowan (Banco Central de Chile)  
José De Gregorio (Universidad de Chile)  
Eduardo Engel (Yale University y Universidad de Chile)  
Ricardo Ffrench-Davis (Universidad de Chile)  
Luis Óscar Herrera (Banco Central de Chile)  
Felipe Morandé (Universidad Mayor)  
Pablo Andrés Neumeyer (Universidad Torcuato Di Tella)  
Jorge Roldós (Fondo Monetario Internacional)  
Francisco Rosende (Pontificia Universidad Católica de Chile)  
Klaus Schmidt-Hebbel (Pontificia Universidad Católica de Chile)  
Ernesto Talvi (Centro de Estudio de Realidad Económica y Social)  
Rodrigo Valdés (Celfin Capital)  
Rodrigo Vergara (Banco Central de Chile)

#### **EDITOR ASISTENTE**

Roberto Gillmore (Banco Central de Chile)

#### **SUPERVISORA DE EDICIÓN Y PRODUCCIÓN**

Consuelo Edwards (Banco Central de Chile)

#### **REPRESENTANTE LEGAL**

Alejandro Zurbuchen (Banco Central de Chile)

El contenido de la revista ECONOMÍA CHILENA, así como los análisis y conclusiones que de esta se derivan, es de exclusiva responsabilidad de sus autores. Como una revista que realiza aportes en el plano académico, el material presentado en ella no compromete ni representa la opinión del Banco Central de Chile o de sus Consejeros.

# ECONOMÍA CHILENA

Diciembre 2013 volumen 16 N.º3

---

## ÍNDICE

<b>RESÚMENES DE TRABAJOS</b>	<b>2</b>
<b>RESÚMENES EN INGLÉS (ABSTRACTS)</b>	<b>3</b>
<b>ARTÍCULOS</b>	
<b>Desvíos de la Hipótesis de Paridad Poder de Compra y Tipo de Cambio Real de Equilibrio: Chile 1986-2011</b> Jorge Miranda Pinto	4
<b>Análisis del Uso de Beneficios en el Seguro de Cesantía Chileno</b> Eduardo Fajnzylber R. / Isabel Poblete H.	32
<b>Determinantes de la Exposición Cambiaria de las Empresas Chilenas</b> Erwin Hansen S. / Stuart Hyde	70
<b>NOTAS DE INVESTIGACIÓN</b>	
<b>Asimetrías en el Ajuste del Desalineamiento Cambiario en Chile</b> Álvaro Aguirre R. / César A. Calderón	90
<b>¿Tiene un Impacto el Precio de las Materias Primas sobre las Bolsas de América Latina?</b> Ercio Muñoz S. / Mariel C. Siravegna	120
<b>REVISIÓN DE LIBROS</b>	
<b>Cueste lo que Cueste: La Batalla por Salvar el Euro y Europa</b> Francisco Rosende R.	120
<b>REVISIÓN DE PUBLICACIONES</b>	
Catastro de publicaciones recientes	124
Resúmenes de artículos seleccionados	130



## RESÚMENES DE TRABAJOS

### DESVIOS DE LA HIPÓTESIS DE PODER DE PARIDAD DE COMPRA Y TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO: CHILE 1986-2011

Jorge Miranda P.

El hecho de que no se cumpla la hipótesis de poder de paridad de compra (PPC) en el corto y mediano plazo es un puzzle macroeconómico bastante discutido. La evidencia para la economía chilena sugiere que solo en el muy largo plazo es posible encontrar evidencia a favor de la hipótesis de PPC. Las principales causas de estos desvíos de la ley de un solo precio serían rigideces nominales de corto plazo, un cambio de régimen cambiario y quiebres estructurales en el tipo de cambio real. Estos desvíos pueden tener implicancias en el cálculo del TCR de equilibrio, por lo que entender la dinámica del TCR adquiere especial relevancia en términos de política económica. Este trabajo estudia la dinámica del TCR, y encuentra evidencia de un posible quiebre estructural en su trayectoria entre los años 1998 y 1999. La causa del quiebre sería la adopción del régimen de metas de inflación con tipo de cambio flexible. Mediante la resolución de un modelo DSGE estimado para Chile se propone una metodología alternativa para el cálculo del TCR de equilibrio.

---

### ANÁLISIS DEL USO DE BENEFICIOS EN EL SEGURO DE CESANTÍA CHILENO

Eduardo Fajnzylber R./ Isabel Poblete H.

Este documento busca caracterizar el comportamiento de uso de los beneficios del Seguro de Cesantía chileno. A partir de datos administrativos se observa que solo el 35% de los individuos elegibles solicita alguno de los beneficios que el Seguro contempla. Los resultados sugieren que parte importante del bajo uso de los beneficios parece surgir de decisiones racionales de agentes bien informados. No obstante, las variables que buscan medir la información disponible muestran una correlación positiva y significativa con el comportamiento de uso del programa.

---

### DETERMINANTES DE LA EXPOSICIÓN CAMBIARIA DE LAS EMPRESAS CHILENAS

Erwin Hansen S. / Stuart Hyde

Se examina el impacto de las fluctuaciones del tipo de cambio sobre el valor de las empresas no financieras en Chile. Utilizando un conjunto de datos detallados sobre las actividades externas y el uso de derivados monetarios por parte de las empresas, se analizan los determinantes potenciales de la exposición cambiaria. El riesgo cambiario depende del endeudamiento y la tenencia de activos en moneda extranjera. Las exportaciones, en función de la especificación utilizada, también aparecen como un factor determinante. Ni las importaciones ni el uso de derivados monetarios explican la exposición al riesgo cambiario. Las empresas chilenas se protegen calzando sus activos e ingresos externos endeudándose en el exterior. También el nivel de liquidez, medido a través del flujo de efectivo, reduce la exposición a las fluctuaciones del tipo de cambio.

---

## ABSTRACTS

### DEVIATION OF THE PURCHASING POWER PARITY HYPOTHESIS AND EQUILIBRIUM REAL EXCHANGE RATE: CHILE 1986-2011

Jorge Miranda P.

The fact that the Purchasing Power Parity hypothesis (PPP) is not confirmed in the short and medium term is a widely discussed macroeconomic puzzle. The evidence for the Chilean economy suggests that only in the very long term it is possible to find evidence in favor of the PPP hypothesis. The main causes of these deviations from the law of a unique price would be short-term nominal rigidities, changes in the exchange rate regime and structural breaks in RER. These deviations could impact the measurement of the equilibrium RER, and therefore the understanding of the RER dynamics becomes of particular relevance in terms of economic policy. This paper studies the RER dynamics, finding evidence of a potential structural break in its trajectory between the years 1998 and 1999. The cause of the break would be related to the implementation of the inflation targeting cum flexible exchange rate regime. Through the resolution of a DSGE model estimated for Chile, I propose an alternative methodology for the calculation of the equilibrium RER.

---

### ANALYSIS OF THE USE OF BENEFITS UNDER CHILEAN UNEMPLOYMENT INSURANCE

Eduardo Fajnzylber R. / Isabel Poblete H.

This paper intends to characterize the take-up behavior of benefits in the Chilean Unemployment Insurance scheme. Using administrative data, we observe that only 35% of eligible individuals apply for some of the benefits covered by the program. The results suggest that an important part of the low take-up rate stems from rational decisions of well-informed agents. However, variables that seek to measure the available information to the participant show a significant and positive correlation with the take-up behavior.

---

### DETERMINANTS OF CORPORATE EXCHANGE RATE EXPOSURE IN CHILEAN FIRMS

Erwin Hansen S. / Stuart Hyde

This paper investigates the impact of exchange rate fluctuations on the value of non-financial firms in Chile. Using a detailed dataset on firms' foreign activities and use of FX derivatives, the potential determinants of the identified exposure are examined. Foreign exchange exposure depends on the levels of foreign currency debt and foreign currency assets. Exports, depending on the specification used, also appear as a determining factor. Neither imports nor the use of FX derivatives explain exposure. Chilean firms attempt hedges through matching foreign assets and income with foreign debt. Also the level of firms' liquidity, measured through cash flows, reduces exchange rate exposure.

---



---

## DESVÍOS DE LA HIPÓTESIS PARIDAD DE PODER DE COMPRA Y TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO: CHILE 1986-2011\*

Jorge Miranda Pinto\*\*

### I. INTRODUCCIÓN

Que la hipótesis de paridad de poder de compra (PPC) no se cumpla en el corto y mediano plazo es un puzzle macroeconómico bastante discutido. Dicha hipótesis, en su versión fuerte, sostiene que el precio de los bienes es el mismo en todas partes del mundo. Su versión débil, en cambio, toma en cuenta la existencia de aranceles de importación y costos de transacción, por lo que establece que el cambio porcentual del precio de una canasta de bienes en un país es igual al cambio porcentual de la misma canasta de bienes en el extranjero, lo cual implicaría la existencia de un tipo de cambio real (TCR) con reversión a su media de largo plazo, es decir, estacionario.

La evidencia para la economía chilena sugiere que solo en el muy largo plazo es posible encontrar evidencia a favor de la versión débil de la hipótesis de PPC (Calderón y Duncan, 2003). Sin embargo, para períodos menores de 100 años el TCR muestra un comportamiento de camino aleatorio (Délano, 1998; Céspedes y De Gregorio, 1999; Valdés y Délano, 1999), lo cual está en línea con la evidencia internacional para el período posterior a los tratados de Bretton Woods (Taylor, 1988).

Las principales causas de estos desvíos de la ley de un solo precio en el corto y mediano plazo serían rigideces nominales de corto plazo, cambios de régimen cambiario y quiebres estructurales en el tipo de cambio real (Taylor, 2002). En el caso de encontrarse quiebres en el TCR, su existencia podría afectar la manera en que se calcula el TCR de equilibrio. Si este es calculado con modelos de PPC se debe controlar por quiebre y estimar el TCR de equilibrio antes y después del quiebre. Por otro lado, si se utilizan modelos de comportamiento del TCR depende de cuál es la causa del quiebre, ya que si se encuentra que un cambio de política macroeconómica ha provocado un cambio permanente en la relación entre el TCR y sus fundamentos se tendría que considerar un nuevo modelo, posreformas, para el cálculo del TCR de equilibrio. En cambio, si se descubre que el quiebre es explicado por *shocks* permanentes en los fundamentos del TCR, el modelo de comportamiento daría cuenta por sí solo de los *shocks*.

Esta discusión sobre la dinámica del TCR y su valor de equilibrio adquiere especial relevancia en una economía abierta y pequeña como la chilena, ya que las sobrereacciones del TCR pueden provocar una asignación de recursos indeseada entre los sectores transables y no transables.

---

\* Agradezco a Rómulo Chumacero sus valiosos comentarios para la realización de este trabajo. Doy las gracias a Rodrigo Caputo y Jorge Selaive por sus comentarios y por haber compartido sus datos. Además, agradezco los aportes de Klaus Schmidt-Hebbel, José de Gregorio, Roberto Álvarez, Juan Carlos Caro, George Vega y Eugenio Salvo. Cualquier error es de mi exclusiva responsabilidad

\*\* E-mail: jm4bh@virginia.edu

Los desalineamientos del TCR influyen en los incentivos a exportar, en la toma de decisiones de inversión en maquinaria y tecnología importada, y en la inflación vía coeficiente de traspaso. Aguirre y Calderón (2005) encuentran evidencia para 60 países de que los desalineamientos del TCR y la volatilidad de dichos desalineamientos, medidos como desvíos en torno al valor de tendencia de largo plazo, generan efectos negativos sobre el crecimiento de la economía. Por otro lado, Engle (2009) encuentra que los desalineamientos del TCR tienen efectos negativos sobre el bienestar de la población, por lo que propone incorporar dichos desvíos en la regla de política monetaria de los bancos centrales.

Este trabajo se divide en dos partes. En primer lugar, se explora la existencia de quiebres estructurales en la trayectoria del TCR chileno que pudieran explicar los desvíos de la hipótesis de PPC en el mediano plazo. Para ello se somete el modelo de comportamiento del TCR<sup>1</sup> a la metodología de múltiples quiebres de Bai y Perron (1998, 2003) y, a base de los resultados del test, se usa el modelo para entender la dinámica y persistencia del TCR en el mediano plazo. En la segunda parte del trabajo se resuelve un modelo de equilibrio general dinámico y estocástico (DSGE) en una economía abierta y pequeña para explicar los resultados de la sección empírica y proponer una metodología alternativa para el TCR de equilibrio.

Los resultados muestran evidencia de un potencial quiebre estructural en el TCR entre los años 1998 y 1999. Dicho quiebre se atribuiría al nuevo esquema cambiario (flotación cambiaria) y monetario (metas de inflación) de finales de los noventa. Este cambio en las políticas macroeconómicas del país alteró la relación entre el TCR y sus fundamentos de largo plazo. También se encuentra que, para el período posterior al quiebre estructural, el TCR mostraría un comportamiento menos persistente, lo cual se explica, por un lado, por el mejor ajuste del TCR ante cambios en sus fundamentos y, por otro, por una caída en la magnitud de los *shocks* recibidos. Este hallazgo apoyaría la idea de Cuasi PPC acuñada por Hegwood y Papell (1998), en la que el TCR tendría reversión a una media de largo plazo, pero cambiante en el tiempo a causa de fuertes *shocks* en sus fundamentos. Finalmente, utilizando el modelo DSGE y como un aporte a la discusión metodológica del cálculo del TCR de equilibrio, se re proyecta el TCR de equilibrio para Chile en el período 1999-2011.

Este artículo sigue la línea de los trabajos de Calderón y Duncan (2003) y Caputo y Núñez (2008). Los primeros testean la hipótesis de PPC para Chile en el período 1810-2002, y encuentran evidencia que la sustenta a pesar de un quiebre estructural percibido el año 1973. Caputo y Núñez (2008) exploran las metodologías más usadas en el cálculo del TCR de equilibrio enfocándose en la estimación de un modelo de comportamiento (BEER<sup>2</sup>). Encuentran que, como resultado de la implementación de la regla de superávit estructural el año 2001, la relación entre el TCR y los términos de intercambio se alteró<sup>3</sup>.

El aporte de este trabajo es que a diferencia de los anteriores no se busca testear la hipótesis de PPC en el largo plazo, sino que se intenta explicar por qué existen claros desvíos de la

---

<sup>1</sup> Ver Calderón (2004); Caputo y Dominichetti (2005); Caputo et al. (2008).

<sup>2</sup> Behavioral Equilibrium Exchange Rate.

<sup>3</sup> Los autores proponen la utilización de la serie de términos de intercambio sin minería, ya que a partir de la aplicación de la regla fiscal el efecto de los cambios en el precio del cobre sobre el TCR es mucho más acotado que antes.



hipótesis de PPC en el mediano plazo. En este sentido, se da cuenta de un quiebre estructural para el TCR entre los años 1998 y 1999 que es candidato a provocar que los tests de raíz unitaria se sesguen a rechazar la estacionariedad del TCR en muestras pequeñas (Perron, 1989).

Adicionalmente, se hacen dos contribuciones al trabajo de Caputo y Núñez (2008). Primero, se obtiene que, aun controlando por el cambio en la relación entre el TCR y los términos de intercambio encontrado por los autores, este trabajo muestra la existencia de inestabilidad del modelo de comportamiento del TCR. Segundo, se realiza una propuesta metodológica alternativa para el cálculo del TCR de equilibrio para Chile que puede ser usada para efectos de política económica.

Lo que sigue se organiza así: La siguiente sección hace una breve revisión de la literatura sobre PPC y TCR de equilibrio. Luego, se realiza un análisis empírico de la dinámica del TCR, estudiando la estabilidad del modelo de comportamiento en busca de posibles quiebres estructurales en el TCR, y la dinámica del TCR. Posteriormente, mediante la resolución de un modelo DSGE, se propone una métrica alternativa para medir el TCR de equilibrio en Chile. Finalmente, se derivan las principales conclusiones del trabajo.

## II. REVISIÓN DE LA LITERATURA

### 1. Paridad de Poder de Compra

Para tener una visión amplia respecto a la literatura empírica sobre la hipótesis de PPC es preciso detenerse en el ya mencionado trabajo de Calderón y Duncan (2003). Los autores realizan una revisión de las distintas estrategias utilizadas en la literatura para testear la hipótesis de PPC. El principal problema que enfrentan estas estrategias es lidiar con el bajo poder de los test de raíz unitaria en muestras pequeñas para determinar si una serie es estacionaria o no, sobre todo para períodos de *shocks* persistentes (Perron, 1989; Lothian y Taylor, 1996). Una forma de tratar este problema es testear la hipótesis de PPC en períodos muestrales lo suficientemente grandes. Sin embargo, la crítica a esta estrategia es que en ventanas de tiempo muy largas los tests de raíz unitaria tienden a apoyar la evidencia de estacionariedad en el TCR, a pesar de la existencia de quiebres estructurales en su trayectoria (Hegwood y Papell, 1998). Esta inconsistencia es conciliada con el concepto de Cuasi PPC que establece que el TCR presenta reversión a una media de largo plazo cambiante en el tiempo.

Una última estrategia para testear la hipótesis de PPC es buscar la presencia de vectores de cointegración entre el TCR y sus fundamentos de largo plazo (Johansen, 1988, 1991). De encontrarse que el TCR y sus fundamentos cointegran, es posible afirmar que en el largo plazo existe una combinación lineal entre el TCR y sus fundamentos que genera un proceso estacionario, es decir, comparten una tendencia determinística.

La literatura empírica para Chile muestra que solo para períodos de más de 100 años es posible encontrar evidencia a favor de la hipótesis de PPC, no así para períodos muestrales inferiores a 100 años. Délano (1998) encuentra evidencia a favor de la hipótesis de PPC solo para el período 1810-1995, pero para el período 1910-1995 dicha evidencia desaparece. Por otro lado, Céspedes y De Gregorio (1999) y Valdés y Délano (1999) encuentran que para el período 1977-1997 el TCR no tendría reversión a una media constante.

Calderón y Duncan (2003) testean la hipótesis de PPC en el período 1810-2002 para el TCR bilateral entre Chile y EE.UU., y para el TCR multilateral entre Chile y EE.UU., y el Reino Unido. Usando test de raíz unitaria y pruebas de cointegración, encuentran evidencia robusta del cumplimiento de la hipótesis de PPC para Chile. Adicionalmente, los autores encuentran un quiebre estructural en el TCR el año 1973 atribuible al proceso de apertura comercial llevado a cabo en Chile durante los setenta. Para conciliar su principal hallazgo a favor de la PPC los autores atribuyen el quiebre estructural encontrado a un posible error en la *proxy* de TCR usada.

Lo discutible del trabajo de Calderón y Duncan (2003) es justamente la conciliación de su hallazgo de quiebre estructural con los resultados de Hegwood y Papell (1998), ya que, si bien en muestras grandes los tests de raíz unitaria gozan de mayor poder, la crítica es que encuentran evidencia de estacionariedad aun en presencia de quiebres, lo cual es económicamente incoherente. En este sentido, si se considera el quiebre encontrado por los autores como robusto, se tendría evidencia de Cuasi PPC.

Aparentemente no existe evidencia reciente que trate de evaluar la hipótesis de PPC para Chile, pero sí hay un grupo de trabajos que usan técnicas de cointegración en busca de una relación de largo plazo entre el TCR y sus fundamentos (Calderón, 2004; Caputo y Dominichetti, 2005; Caputo y Núñez, 2008). En todos ellos es posible encontrar a lo menos un vector de cointegración entre el TCR y sus fundamentos, lo cual da cuenta de que en el largo plazo la versión débil de la hipótesis de PPC es válida.

## 2. Tipo de cambio real de equilibrio

La discusión acerca del valor del TCR de equilibrio<sup>4</sup> puede tener directa relación con la validez de la hipótesis de PPC. En el extremo, si no se encontrara sustento para la hipótesis de PPC no tendría sentido definir un TCR de equilibrio, ni tampoco intentar estabilizar al TCR en torno a él, ya que una variable no estacionaria responde de manera permanente ante *shocks* transitorios. Por otro lado, si el TCR hubiera sufrido quiebres estructurales, que determinarían la existencia de Cuasi PPC, sería necesario controlar por quiebres para el cálculo del TCR de equilibrio.

Caputo y Núñez (2008) hacen una revisión de los distintos paradigmas utilizados para el cálculo del TCR de equilibrio de mediano y largo plazo. Los tres más comunes son los modelos de PPC, los modelos de equilibrio macroeconómico (FEER) y los modelos de comportamiento entre el TCR y sus fundamentos (BEER).

Los modelos de PPC suponen que el TCR de equilibrio de largo plazo es constante e igual al promedio muestral del TCR para una ventana de tiempo determinada. En caso de encontrar quiebres, para usar esta metodología se debe particionar la muestra en el cálculo del TCR de equilibrio. El problema es la discrecionalidad en elegir el período muestral para el cálculo del TCR de equilibrio, y la posibilidad de quiebres omitidos. Otra corriente empírica para estimar el TCR de equilibrio son los modelos FEER de balance interno, los que estiman el TCR de equilibrio como aquel que es coherente con una brecha del PIB nula, un déficit de cuenta corriente sostenible y un nivel de términos de intercambio tendencial. La debilidad de esta

---

<sup>4</sup> El TCR de equilibrio depende del horizonte de tiempo considerado. En este trabajo se hablará del TCR de equilibrio de largo plazo.



metodología es la serie de supuestos necesarios para obtener el TCR de equilibrio. Finalmente, la otra corriente metodológica corresponde a los modelos de comportamiento del TCR (BEER), los que toman en cuenta las razones para que el TCR se desvíe del valor predicho por la hipótesis de PPC, como por ejemplo el efecto del diferencial de productividades conocido como efecto Balassa-Samuelson. La debilidad de esta corriente es que es dependiente del modelo y sensible al período muestral utilizado.

Cabe destacar que estas tres corrientes metodológicas para la estimación del TCR de equilibrio carecen de significado económico en equilibrio general, ya que o son fruto de supuestos como la hipótesis de PPC o bien provienen de modelos de equilibrio parcial (FEER, BEER).

### III. ANÁLISIS EMPÍRICO

Lo primero es constatar que efectivamente no es posible corroborar la versión débil de la hipótesis de PPC en el mediano plazo. Para ello se utilizan las series de tipo de cambio real construidas por Caputo y Dominichetti (2005)<sup>5</sup> en frecuencia trimestral para el período 1986-2011. Se utilizan tanto el índice TCR como el índice TCR-5. El primero es un índice que mide el precio relativo entre Chile y el resto del mundo, ponderando a cada país por su importancia en el comercio internacional chileno, mientras el índice TCR-5 refleja el tipo de cambio real entre Chile y los países industrializados (EE.UU., Reino Unido, Japón, la Eurozona y Canadá).

De cumplirse la hipótesis débil de PPC se debería observar un TCR con reversión a una media constante; sin embargo, como puede verse en el gráfico 1, el TCR chileno ha experimentado períodos de marcadas apreciaciones y depreciaciones (1990-1998 y 1999-2004, respectivamente). Cashin y McDermott (2006) encuentran una alta persistencia en la dinámica del TCR. De hecho, dan cuenta de que la vida media de los *shocks* al TCR en países desarrollados es de ocho años. Esta persistencia tiene relación directa con la magnitud y duración de los *shocks* que golpean al TCR. Un *shock* permanente en los fundamentos del TCR podría provocar cambios permanentes en la trayectoria del TCR, lo que según Perron (1989) sesga los tests de raíz unitaria a no rechazar la hipótesis nula de no estacionariedad.

---

<sup>5</sup> Estas series corrigen el índice de precios externos (IPE) utilizados en el cálculo del TCR.

**Gráfico 1**

**Evolución del tipo de cambio real, 1986-2011**



Fuente: Elaboración propia a base de estadísticas del Banco Central de Chile y Caputo y Dominichetti (2005).

El cuadro 1 muestra los resultados de aplicar distintos tests de raíz unitaria al TCR<sup>6</sup>. Además de los típicos tests de Dickey y Fuller (ADF y ADF GLS) y Phillips y Perron (1988) (PP) se aplica el test de Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS), cuya hipótesis nula es de estacionariedad en torno a una tendencia determinística. Adicionalmente, se aplica el test de Zivot y Andrews (1992) (ZA) para testear estacionariedad sujeta a quiebres estructurales en media y/o en tendencia. Al igual que en la literatura previa, los resultados muestran que no es posible rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria para el TCR en el período 1986-2011.

**CUADRO 1**

**Test de raíz unitaria, 1986-2011**

Test	Estadístico	Valor crítico 5%	Resultado
ADF	-1,59	-2,89	Raíz unitaria
PP	-1,67	-2,89	Raíz unitaria
DFGLS	-1,01	-1,94	Raíz unitaria
KPSS	0,46	0,46	Raíz unitaria
ZA tend	-2,91	-4,42	Raíz unitaria
ZA media	-3,19	-4,80	Raíz unitaria
ZA media y tend	-2,91	-4,42	Raíz unitaria

Fuente: Elaboración propia.

<sup>6</sup> Se muestran solo los resultados para el índice TCR. Los resultados para el índice TCR-5 son los mismos.



Como se discutió anteriormente, estos tests pierden poder en ventanas pequeñas y en presencia de quiebres estructurales. Por otro lado, en ventanas de tiempo considerablemente largas tienden a encontrar evidencia de estacionariedad aun en presencia de quiebres estructurales. A continuación, se estudia la dinámica del TCR, sobre la base de un modelo de comportamiento, para intentar explicar los desvíos de la hipótesis de PPC en el mediano plazo.

## 2. Quiebres en el TCR

### *Modelo de comportamiento del TCR*

El modelo utilizado está basado en la versión transable y no transable del modelo de Obstfeld y Rogoff (1995), con la introducción de gobierno y aranceles a las importaciones (Caputo y Dominichetti, 2005). El TCR se define como el cociente entre el precio de los bienes transables y el precio de los bienes no transables. Se asume que el TCR se desvía del valor predicho por la hipótesis de PPC a causa de *shocks* en sus fundamentos, como por ejemplo el efecto Balassa-Samuelson de diferenciales de productividad entre sectores. El modelo se define como:

$$\ln(TCR_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(TI_t) + \beta_2 \ln\left(\frac{G_t}{Y_t}\right) + \beta_3 \ln\left(\frac{Z_T}{Z_{NT,t}}\right) + \beta_4 \left(\frac{PII}{Y}\right) + \beta_5 Aranceles \quad (1)$$

en el que el TCR se aproxima con las series TCR y TCR-5 construidas por Caputo y Dominichetti (2005). La variable TI corresponde a los términos de intercambio, la cual es aproximada con la serie de términos de intercambio sin minería propuesta por Caputo y Núñez (2008). La variable  $G/Y$  representa el gasto de gobierno como porcentaje del PIB, y se construye siguiendo a Calderón (2004), con datos del Ministerio de Hacienda y del Banco Central de Chile, como absorción pública<sup>7</sup> sobre PIB nominal. La variable  $Z_T/Z_{NT}$  corresponde a la productividad relativa entre el sector transable y el no transable, la cual es aproximada como la productividad media de cada sector usando estadísticas de PIB sectorial y empleo sectorial<sup>8</sup> del Banco Central de Chile. La variable  $PII/Y$  corresponde a la posición de inversión internacional como porcentaje del PIB en dólares, la cual fue aproximada con estadísticas publicadas por el Banco Central de Chile para ambas variables. Finalmente, la variable Aranceles representa una medida de los aranceles de importación promedios de la economía, y es aproximada con la serie de Aranceles tomada de Caputo y Dominichetti (2005). Todas estas variables se tienen en frecuencia trimestral para el período 1986.I-2011.III.

El efecto de la variable términos de intercambio sobre el TCR tiene dos canales. Por un lado, un *shock* positivo de términos de intercambio produce un efecto riqueza que presiona al alza el consumo de bienes no transables, con lo cual el TCR se aprecia. Por otro lado, dado que se abaratan los bienes importados en relación con los exportados, aumenta la demanda por bienes importados, y si los bienes no transables fueran complementos de los importados su demanda igualmente aumentaría y el TCR se apreciaría, pero si fueran sustitutos su demanda caería, por lo que el TCR se depreciaría.

<sup>7</sup> Gasto corriente menos pago de intereses, más inversión real y transferencias al sector privado.

<sup>8</sup> Se define como sector transable las actividades agrícolas, mineras, pesca e industria manufacturera. El sector no transable abarca todo el resto de la economía.

El efecto de la variable absorción pública sobre PIB es conocido como el efecto Salter-Swan, y funciona de la siguiente forma: un aumento del gasto público sobre el PIB tiene un efecto negativo sobre el tipo de cambio real, dado que al concentrarse fundamentalmente en el consumo de bienes no transables presiona al alza el precio de estos bienes y provoca una apreciación del TCR.

El efecto del diferencial de productividad es el conocido efecto Balassa-Samuelson, hipótesis que sostiene que una mejora de la productividad media del sector transable respecto del no transable provoca que el precio relativo de ambos bienes disminuya, pues se abarata relativamente la producción de bienes transables. Esto hace que se aprecie el TCR. Así, el signo del coeficiente de productividad relativa del sector transable respecto del no transable debería ser negativo. En el modelo teórico de dos sectores de Obstfeld y Rogoff (1995), el efecto se cumple siempre que la producción de no transables sea más intensiva en trabajo que el sector transable.

El efecto de la variable posición de inversión internacional sobre PIB es conocido como el efecto transferencia, el cual tiene un impacto negativo sobre el TCR. Los países con menores activos externos netos, es decir, con mayores pasivos externos netos, requieren de superávit comercial para poder servir la deuda, lo que implica una depreciación necesaria del TCR.

Finalmente, el efecto de los aranceles de importación tiene un impacto sobre el TCR que depende de la sustitución entre bienes transables y no transables provocada por cambios en el comercio, y de la condición exportadora o importadora neta de un país. Así, un aumento de los aranceles a las importaciones debiera generar una sustitución entre consumo de bienes importables por bienes no transables, por lo tanto el TCR se debiera apreciar. Si suponemos que predomina este efecto sustitución, el coeficiente de la variable aranceles debería presentar signo negativo.

Antes de estimar el modelo (1) se comprueba la existencia de una relación cointegradora entre el TCR y sus fundamentos. Esto debe realizarse para evitar encontrar relaciones espurias entre el TCR y sus determinantes, así como para corroborar que en el largo plazo existe una combinación lineal estacionaria entre el TCR y sus fundamentos. El cuadro 2 muestra evidencia robusta de cointegración entre el TCR y sus fundamentos, lo cual está en la misma línea de lo encontrado en la literatura previa. El test de la traza encuentra evidencia de dos ecuaciones de cointegración. Esto permitiría afirmar que en el largo plazo la versión débil de la hipótesis de PPC se cumple. Sin embargo, como se discutió antes, este resultado no explica los desvíos de la PPC en el mediano plazo. De hecho, Taylor (2002) resalta la importancia de entender los desvíos de la hipótesis de PPC en el corto y mediano plazo antes de buscar testearla en grandes muestras y para paneles de países.



## CUADRO 2

## Test de cointegración

Hipótesis Ecuaciones de cointegración	Estadístico de			
	valor propio	la traza	valor crítico 0,05	Valor P
Ninguna	0,36	115,30	95,75	0,00
Al menos 1	0,27	71,58	69,82	0,04
Al menos 2	0,16	40,45	47,86	0,21
Al menos 3	0,11	23,00	29,80	0,25
Al menos 4	0,08	11,44	15,49	0,19
Al menos 5	0,03	3,00	3,84	0,08

Fuente: Elaboración propia a base de Johansen (1988).

Nota: Test de la traza indica dos ecuaciones de cointegración al 5% de significancia.

En la dirección de entender de mejor manera los fallos de la ley de un solo precio, a continuación se estima el modelo de comportamiento del TCR y se estudia su estabilidad en el tiempo. La metodología de estimación usada es la de Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos (MCOD) propuesta por Stock y Watson (1993). Esta metodología busca corregir la simultaneidad existente en los *shocks* que afectan al TCR y sus fundamentos; para ello se incorporan en (2)  $k$  rezagos y adelantos de las primeras diferencias de las variables explicativas.

$$\ln(TCR_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(TI_t) + \beta_2 \ln\left(\frac{G_t}{Y_t}\right) + \beta_3 \ln\left(\frac{Z_{TI,t}}{Z_{NT,t}}\right) + \beta_4 \left(\frac{PII}{Y}\right) + \beta_5 Aranceles + \sum_{j=-k}^k \gamma_j \Delta X_{t+j} \quad (2)$$

El cuadro 3 muestra los resultados, los que están en línea con los resultados de Caputo y Núñez (2008), excepto para el coeficiente de posición de inversión internacional como porcentaje del PIB, ya que su coeficiente es no significativo con ambas mediciones de TCR. Sin embargo, cuando se estima el modelo hasta el año 2007 (cuadro 4) se encuentra al igual que Caputo et al. (2008) que el coeficiente de PII/Y es negativo y significativo.

Este resultado es interesante y podría indicar la existencia de algún quiebre en la relación entre el TCR y la posición de inversión internacional. A priori no existe una política económica que pudiera explicar un posible quiebre, pero no se descarta que la crisis internacional *subprime* pueda haber provocado algún ruido en la relación. El gráfico 2 muestra la evolución de la posición de inversión internacional sobre PIB y del TCR. Se puede ver en todo el período, incluyendo los años 2008 a 2011, una marcada relación negativa entre ambas variables, lo que es coherente con los resultados del modelo hasta el año 2007 presentados en el cuadro 4. En la siguiente sección se buscará la presencia de quiebres en el modelo que puedan dilucidar este hallazgo.

## CUADRO 3

## Estimación de mínimos cuadrados ordinarios dinámicos, 1986-2011

Coefficiente/ Variable dependiente	TCR	TCR-5
Constante	10,01** (0,98)	10,29** (1,06)
ln(TI)	-1,21** (0,19)	-1,32** (0,21)
ln(GY)	-0,20* (0,11)	-0,32** (0,11)
ln(ZT/ZNT)	-0,61** (0,19)	-0,64** (0,21)
PII/Y	0,02 (0,09)	-0,08 (0,1)
ARAN	-0,06** (0,19)	-0,07** (0,01)
<b>R2 ajustado</b>	<b>0,51</b>	<b>0,56</b>

Fuente: Elaboración propia.

Período de estimación: 1986.I-2011.III.

Notas: Incluye diferencias temporales con un rezago y un adelanto de las variables independientes. \* significativo al 10%; \*\* significativo al 5%.

## CUADRO 4

## Estimación de mínimos cuadrados ordinarios dinámicos, 1986-2007

Coefficiente/ Variable dependiente	TCR	TCR-5
Constante	7,42** (1,39)	7,64** (1,52)
ln(TI)	-0,75** (0,25)	-0,85** (0,27)
ln(GY)	-0,39** (0,18)	-0,52** (0,2)
ln(ZT/ZNT)	-0,70** (0,2)	-0,75** (0,21)
PII/Y	-0,27* (0,16)	-0,38** (0,18)
ARAN	-0,05** (0,01)	-0,06** (0,01)
<b>R2 ajustado</b>	<b>0,59</b>	<b>0,62</b>

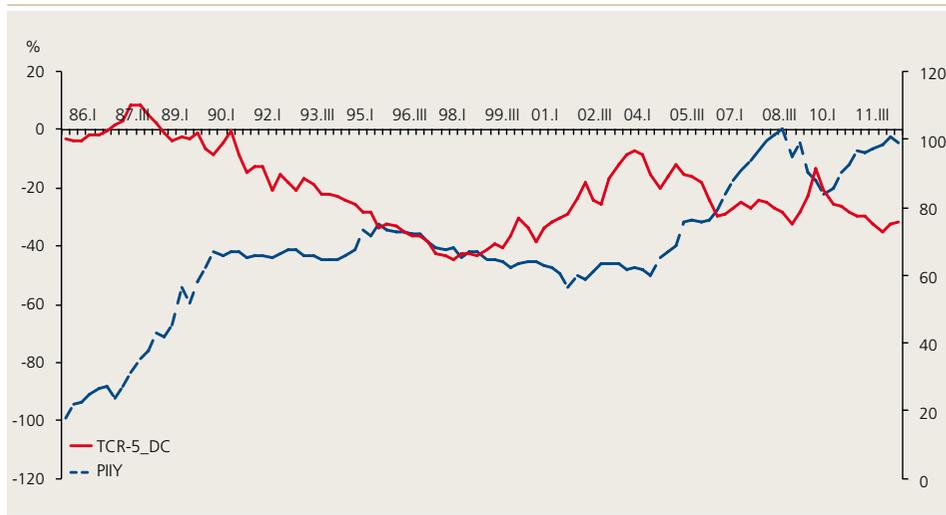
Fuente: Elaboración propia.

Período de estimación: 1986.I-2007.II.

Notas: Incluye diferencias temporales con un rezago y un adelanto de las variables independientes. \* significativo al 10%; \*\* significativo al 5%.

**Gráfico 2****Evolución de la posición de inversión internacional y tipo de cambio real**

(fracción del PIB e índice base 1986)



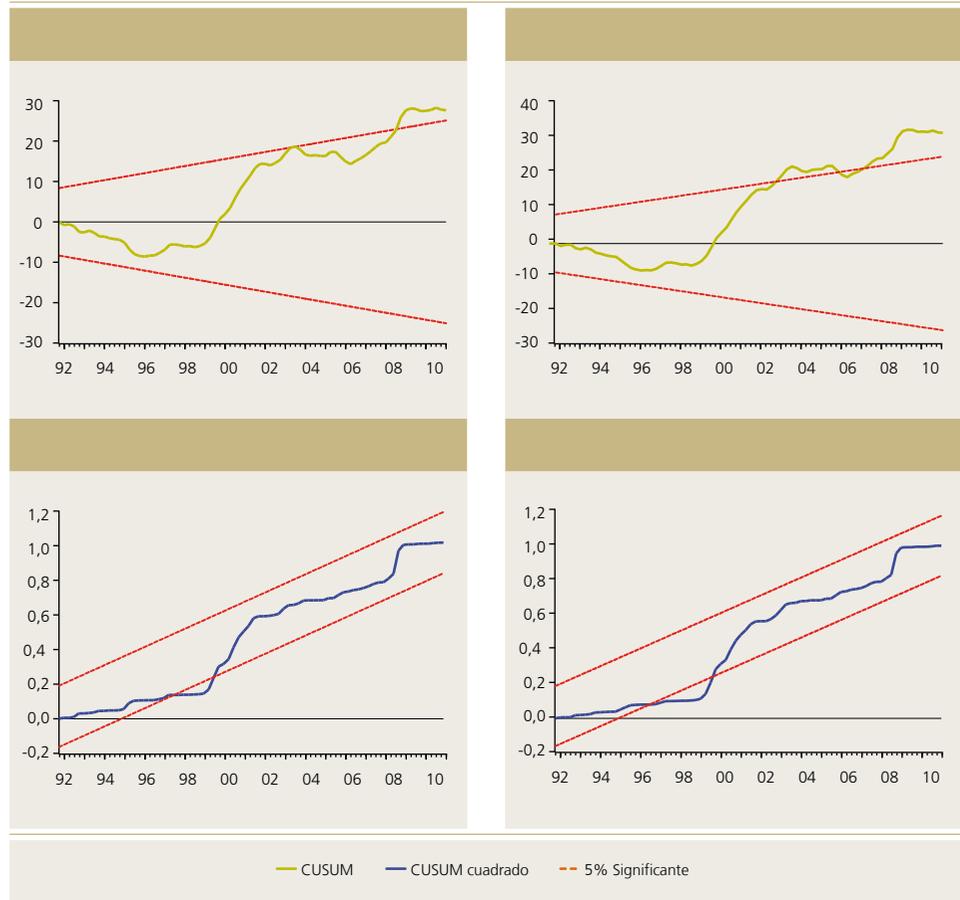
Fuente: Elaboración propia a base de estadísticas del Banco Central de Chile y Caputo y Dominichetti (2005).

*Estabilidad del modelo*

En esta sección se analiza la estabilidad del modelo con el objetivo de testear la presencia de quiebres estructurales en la trayectoria del TCR. Como primer apronte se utilizan los tests de quiebre estructural CUSUM y CUSUM2 para dar luces de posibles inestabilidades en el modelo en algún período específico. Los resultados de ambos tests (gráfico 3) muestran que, con las mediciones TCR y TCR-5, hay evidencia de un potencial quiebre estructural en el TCR en torno al año 1999. Estos resultados son preliminares, pero entregan información importante con respecto a la inestabilidad del modelo de comportamiento del TCR. A finales de los noventa el país sufrió un *shock* adverso de términos de intercambio a causa de la crisis asiática. Paralelamente se implementó el régimen de tipo de cambio flexible, comenzó una nueva fase de liberalización comercial y se implementó la regla de superávit fiscal el año 2001. Todos estos fenómenos y cambios de política macroeconómica son en cierta forma candidatos a provocar quiebres en el TCR, en la medida en que sean *shocks* permanentes.

Gráfico 3

Test de estabilidad del modelo (Cusum y Cusum cuadrado)



Fuente: Elaboración propia a base de resultados obtenidos por los autores.

A continuación, para testear de manera más robusta la posibilidad de quiebres estructurales en el TCR, se somete el modelo a la metodología de múltiples quiebres de Bai y Perron (1998, 2003). Esta metodología prueba la hipótesis nula de cero quiebres versus la alternativa de quiebres estructurales en períodos desconocidos. Luego, para encontrar la fecha y el número de quiebres, se aplica un test secuencial que comienza con la estimación de un modelo sin quiebres, para luego verificar si se puede rechazar la hipótesis nula de cero quiebres a favor de la alternativa de un solo quiebre. Una vez que se encuentra un quiebre el test separa la muestra en dos submuestras y procede a construir nuevamente el mismo test hasta que no se puedan verificar más quiebres.

Para conservar las bondades del test y asegurar la ausencia de autocorrelacionados en la estimación, el modelo utilizado incorpora además de las variables explicativas en (1) y (2) el primer rezago del TCR y la variable tendencia (T). Esta última es la que queda sujeta a



quiebre estructural. De esta forma, los modelos usados en la estimación de múltiples quiebres son los siguientes:

$$\ln(TCR_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(TI_t) + \beta_2 \ln\left(\frac{G_t}{Y_t}\right) + \beta_3 \ln\left(\frac{Z_{T,t}}{Z_{NT,t}}\right) + \beta_4 \left(\frac{PII}{Y}\right) + \beta_5 Aranceles + \beta_6 TCR_{T-1} + \beta_7 T \quad (3)$$

$$\ln(TCR_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(TI_t) + \beta_2 \ln\left(\frac{G_t}{Y_t}\right) + \beta_3 \ln\left(\frac{Z_{T,t}}{Z_{NT,t}}\right) + \beta_4 \left(\frac{PII}{Y}\right) + \beta_5 Aranceles + \sum_{j=-k}^k \gamma_j \Delta X_{t+j} + \beta_6 TCR_{T-1} + \beta_7 T \quad (4)$$

Los resultados se presentan en el cuadro 5 y muestran evidencia contundente de un quiebre estructural para el TCR entre Chile y los países industrializados entre los años 1998 y 1999<sup>9</sup>, el mismo período encontrado con los tests CUSUM Y CUSUM2. La evidencia de quiebre para el TCR con canasta ampliada no es robusta, ya que depende del modelo usado en la estimación y del período muestral utilizado. Al estimar el modelo en la muestra completa, mediante MCO, se percibe un quiebre estructural en el TCR con canasta ampliada, mientras que al cortar la muestra el año 2007 o bien estimar el modelo por MCOD el quiebre desaparece. La explicación de que el quiebre no sea robusto en el TCR con canasta ampliada quedará más clara en la siguiente sección, cuando se intente encontrar la causa del quiebre en el TCR.

En cuanto al cambio en la relación entre el TCR y la posición deudora de Chile con respecto al mundo, no hay evidencia de quiebre para el año 2007 que dé cuenta de dicho cambio. Como se discutió anteriormente, la razón podría hallarse en la crisis financiera internacional de los años 2007-2009, aunque de todas formas este hallazgo merece mayor atención, probablemente descomponiendo el efecto de las distintas partidas de la PII sobre el TCR. Por otro lado, dado lo reciente del posible cambio en el coeficiente de PII, sería sensato esperar algún tiempo para revisar si es un cambio permanente o no, lo cual es materia de otro estudio.

## CUADRO 5

### Test de múltiples quiebres

Muestra	Modelo	TCR	TCR-5
1986-2011	3	1998.2-1999.2 y 1990.4-1993.2	1998.1-1999.1
	4	-	1998.2-1999.2
1986-2007	3		1998.2-1999.2
	4	-	1997.4-1999.1

Fuente: Elaboración propia a base de Bai y Perron (1998, 2003).

<sup>9</sup> Al someter a los modelos (3) y (4) a la metodología de Hansen (2000) de modelos de umbral se encuentran resultados similares.

### Causas del quiebre

Conocer la causa del quiebre es importante por dos cosas. En primer lugar, para discutir por qué es más robusto en la medición del TCR con economías industrializadas que con todos los socios comerciales relevantes. En segundo lugar, es importante por sus posibles efectos en la medición del TCR de equilibrio proveniente del modelo de comportamiento, ya que de ser un cambio de régimen en el modelo, explicado por cambios en políticas macroeconómicas, habría que corregir la estimación del TCR de equilibrio de largo plazo considerando el nuevo régimen relevante. De lo contrario, si el quiebre es explicado por cambios permanentes en alguno de los fundamentos del TCR, sin afectar los coeficientes del modelo, el modelo de comportamiento daría cuenta por sí solo del quiebre al momento del cálculo del TCR de equilibrio.

Un primer candidato a provocar este quiebre estructural es la adopción del régimen de tipo de cambio flexible el año 1999. Bajo el nuevo esquema de flotación cambiaría todos los *shocks* a la economía son absorbidos por el tipo de cambio, lo cual tiene el impacto directo de aumentar la volatilidad del TCR (De Gregorio et al., 2005). Si bien no existe evidencia de que el cambio desde tipo de cambio reptante a tipo de cambio flotante tuviera efectos sobre el nivel del TCR (Schmidt-Hebbel, 2006), es posible que haya alterado la relación entre el TCR y sus fundamentos.

Otra posible explicación es la regla de superávit estructural que comenzó a aplicarse el año 2001. La aplicación de la regla no solo pudo haber afectado la relación entre el TCR y los términos de intercambio, como encuentran Caputo y Núñez (2008), sino que también pudo haber afectado la forma en que el gasto fiscal, gobernado por una nueva ley de movimiento, influye sobre la trayectoria del TCR.

Una tercera opción a provocar un quiebre en el TCR pudo ser la reducción arancelaria iniciada el año 1998, la cual para el período 1998-2004 acumuló una caída en los aranceles de importación de más de 50%. Como cuarto candidato está el *shock* adverso de términos de intercambio provocado por la crisis asiática.

El cuadro 6 muestra los movimientos del TCR observados y los explicados por el modelo con el objetivo de entender qué fue lo que gobernó los movimientos del TCR para el período contemporáneo y posterior al quiebre.

#### CUADRO 6

#### Movimientos del tipo de cambio real

Período	1999-2003 (%)	2004-2007 (%)	2009-2011 (%)
TCR observado	8,0	-2,6	-2,8
TCR proyectado	7,6	-4,0	-1,8
ln(TI)	1,0	-2,8	-4,4
ln(G/Y)	0,7	-1,5	1,2
ln(ZT/ZNT)	-0,7	1,1	1,8
PII/Y	0,0	-0,9	-0,3
Arancel	6,5	0,1	0,0

Fuente: Elaboración propia a base de Calderón (2004) y Banco Central de Chile.



Se puede ver que para el período 1999-2003 hay una depreciación real observada de 8%, mientras que el modelo predice una depreciación real de 7.6%. El modelo logra ajustar de manera exitosa los movimientos del TCR para dicho período, a diferencia del trabajo de Calderón (2004) que para el período 1998-2002 solo explica un 1% de depreciación cuando la observada fue de 5.5%. La explicación del bajo ajuste del modelo de Calderón (2004) para dicho período puede hallarse en que el autor no incorpora la variable aranceles como determinante de la trayectoria del TCR. De hecho, los resultados del cuadro 6 muestran que las reducciones arancelarias de los años 1999-2003 explican gran parte de la depreciación del TCR para el período (85% de la depreciación total). El resto de la depreciación del TCR durante el período es explicada por el *shock* adverso de términos de intercambio a causa de la crisis asiática (13% de la depreciación total) y por una reducción en el gasto fiscal al final del período (9% de la depreciación total).

Para el período 2004-2007 se observa una apreciación real de 2,6%, mientras que el modelo predice una apreciación de -4%. La principal causa de la apreciación se debió al *shock* positivo de términos de intercambio, al aumento del gasto fiscal y al aumento de los activos netos de Chile respecto del mundo. El período 2009-2011 tiene una apreciación observada de 2,8% y una apreciación predicha por el modelo de 1,8%. Gran parte de la apreciación es explicada por el *shock* positivo de términos de intercambio, el cual es compensado por una reducción en el gasto fiscal y una reducción en la productividad relativa del sector transable respecto del no transable.

Sobre la base de los resultados presentados en el cuadro 6 para el período 1999-2003 se podría pensar que la causa principal del quiebre estructural sufrido por el TCR entre los años 1998 y 1999 fue un *shock* permanente a los aranceles de importación. En dicho período se observa una caída en los aranceles de importación de más de 50% (desde 7,3% a 3,2%). Esta política de apertura comercial habría provocado una reducción en el precio de los bienes importables (transables) que habría incentivado la sustitución de consumo de bienes no transables por consumo de bienes transables. Con esta disminución de la demanda por no transables se debería observar una reducción en el precio de los no transables y con ello una depreciación real del tipo de cambio.

Para corroborar la validez de esta hipótesis se analiza la medida de TCR definida como el precio relativo de los bienes transables respecto de los no transables usada por Caputo et al. (2008) en la comparación de distintas medidas de TCR<sup>10</sup>. Los autores utilizan los deflatores del PIB transable y no transable para medir la evolución de los precios relativos. El mismo cálculo se realiza acá para analizar si efectivamente es posible apreciar una reducción en el precio de los bienes no transables a causa de la apertura comercial. Los resultados descartan de plano dicha hipótesis, ya que no se verifica ninguna caída en los precios de los bienes no transables.

Habiendo descartado la hipótesis de que un *shock* permanente en uno de los fundamentos del TCR haya provocado el quiebre estructural en el modelo de comportamiento, adquiere fuerza la hipótesis de quiebre en la relación entre el TCR y sus fundamentos a causa del nuevo régimen de flotación cambiaria. Una forma de corroborar dicha hipótesis es definiendo una variable *dummy* que toma el valor 0 antes del año 1999 y el valor 1 desde el año 1999 en adelante.

---

<sup>10</sup> Gráfico 8 en Caputo et al. (2008).

Luego, se estima el modelo con la variable *dummy* y con la interacción de dicha variable con los fundamentos del TCR. Con esto, se puede testear la hipótesis de que los coeficientes de la variable *dummy* y sus interacciones no son estadísticamente distintos de cero, vía test de Wald.

Los resultados del cuadro 7, para la medida TCR-5, indican que los coeficientes de la *dummy* por sí sola y su interacción con gasto de gobierno, productividades relativas, posición de inversión internacional y aranceles son estadísticamente distintos de cero al menos al 10% de significancia. Esto apoya la hipótesis de un cambio en la relación entre el TCR y sus fundamentos a causa del nuevo régimen de flotación cambiaria y metas de inflación.

**CUADRO 7**

**Mínimos cuadrados ordinarios dinámicos considerando cambio de régimen, TCR-5**

Coefficiente/ Variable dependiente	S/quiebre	C/quiebre
Constante	10,29** (1,06)	2,80** (1,29)
ln(TI)	-1,32** (0,21)	-0,06 (0,25)
ln(GY)	-0,32** (0,11)	-0,63** (0,17)
ln(ZT/ZNT)	-0,64** (0,21)	-1,51** (0,21)
PII/Y	-0,08 (0,1)	-0,66** (0,15)
ARAN	-0,07** (0,01)	0,03* (0,01)
<i>Dummy</i> 1999		2,64* (1,45)
ln(TI)*D1999		-0,14 (0,3)
ln(GY)*D1999		0,50** (0,18)
ln(ZT/ZNT)*D1999		0,61* (0,31)
(PII/Y)*D1999		0,29* (0,14)
ARAN*D1999		-0,11** (0,02)
<b>R2 ajustado</b>	<b>0,56</b>	<b>0,79</b>

Fuente: Elaboración propia.  
 Periodo de estimación: 1986.I-2011.III.  
 Nota: \* significativo al 10%; \*\* significativo al 5%.



Para corroborar los resultados anteriores, se usa el test de Bai y Perron (2003) dejando todos los coeficientes del modelo sujetos a quiebre. Los resultados muestran que existe un quiebre estructural en la relación del TCR y las variables tendencia, gasto de gobierno y aranceles<sup>11</sup>. Dado este resultado, en que los coeficientes del modelo habrían cambiado, el cálculo del TCR de equilibrio a base del modelo de comportamiento debería ser revisado y estimado con los coeficientes del nuevo régimen. Si el quiebre encontrado es robusto y permanente, una forma simple de corregir por el nuevo régimen sería particionar la muestra en la estimación del modelo de comportamiento. Sin embargo, la estimación de un nuevo régimen entre los años 2000 y 2011 puede no ser la deseada en un modelo de largo plazo, por lo que una solución alternativa sería estimar el modelo para la ventana completa, incorporando la *dummy* 1999 y sus interacciones.

Finalmente, se tiene que en presencia de quiebres el TCR debiese ser estacionario en los períodos pre y post quiebre, con lo que se apoyaría la idea de Hegwood y Papell (1998) de Cuasi PPC. El problema de hacer este ejercicio es que reduce considerablemente el poder de los test al particionar la muestra en dos. De todas formas, los resultados encontrados en el cuadro 8 son interesantes, ya que para el período 2000-2011 es posible apoyar la hipótesis de estacionariedad en tendencia para el TCR con el test KPSS, tanto para el índice TCR como para el índice TCR-5. Por otro lado, los resultados de los test ADF y PP, si bien siguen encontrando raíz unitaria, están más cerca de rechazar la hipótesis nula<sup>12</sup>, sobre todo para el índice de TCR canasta ampliada.

## CUADRO 8

### Test de raíz unitaria por subperíodo

Test	Período	índice TCR	Estadístico	Valor crítico 5%	Resultado
ADF	1986-1997	TCR	0,78	-2,92	Raíz unitaria
		TCR-5	2,03	-2,92	Raíz unitaria
	2000-2011	TCR	-2,38	-2,92	Raíz unitaria
		TCR-5	-1,57	-2,92	Raíz unitaria
PP	1986-1997	TCR	0,78	-2,92	Raíz unitaria
		TCR-5	1,12	-2,92	Raíz unitaria
	2000-2011	TCR	-2,27	-2,92	Raíz unitaria
		TCR-5	-1,88	-2,92	Raíz unitaria
DFGLS	1986-1997	TCR	0,89	-1,94	Raíz unitaria
		TCR-5	1,22	-1,94	Raíz unitaria
	2000-2011	TCR	-1,02	-1,94	Raíz unitaria
		TCR-5	-1,01	-1,94	Raíz unitaria
KPSS	1986-1997	TCR	0,81	0,46	Raíz unitaria
		TCR-5	0,84	0,46	Raíz unitaria
	2000-2011	TCR	0,14	0,46	Estacionario
		TCR-5	0,20	0,46	Estacionario

Fuente: Elaboración propia a base de Johansen (1988).

Nota: Test de la traza indica dos ecuaciones de cointegración al 5% de significancia.

<sup>11</sup> Estos resultados pueden ser solicitados al autor.

<sup>12</sup> De valores *p* mayores de 0,5 para la muestra completa llegan a valores *p* menores de 0,2 y mayores de 0,1 para el período 2000-2011.

CUADRO 9

## Desviación estándar de los fundamentos del TCR

Variable	1986-1997	2000-2011
TI	12,67	7,23
G/Y	0,02	0,03
ZT	0,24	0,18
ZNT	0,27	0,11
PII/Y	0,21	0,18
Aranceles	1,32	0,78

Fuente: Elaboración propia.

Estos resultados, si bien son ilustrativos, evidencian que desde el año 1999 el TCR ha tenido un comportamiento menos persistente que antes. La razón puede deberse a que bajo un régimen de flotación, el tipo de cambio se ajusta más rápidamente a los movimientos en sus fundamentos. Además, se tiene que durante el período de análisis disminuyó la magnitud de los *shocks* enfrentados por el TCR.

El cuadro 9 muestra que efectivamente la desviación estándar de los fundamentos del TCR se redujo considerablemente en el período 2000-2011.

## IV. MODELO DSGE PARA EL TCR

## 1. El modelo

Siguiendo a Chumacero et al., (2004) se desarrolla un modelo de economía abierta y pequeña con tres sectores económicos (transable, no transable y exportable), en el que el premio por riesgo es endógeno y depende del nivel de deuda externa sobre PIB del país. Este no considera el sector nominal de la economía y sus rigideces de corto plazo, pues solo busca representar las relaciones de largo plazo entre el TCR y sus fundamentos: términos de intercambio, productividades relativas, gasto de gobierno, posición de inversión internacional y aranceles de importación. La forma funcional del modelo se describe a continuación:

*Hogares*

El agente representativo de la economía maximiza el valor esperado de su utilidad en el ciclo de vida:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (\theta \ln c_{T,t} + (1-\theta) \ln c_{NT,t}) \quad (5)$$



en que  $c_T$  y  $c_{NT}$  corresponden al consumo en el período  $t$  del bien importable (transable) y el bien no transable. El tercer bien (E) no es consumido por el agente representativo, ya que es exportado. La restricción presupuestaria que enfrenta el consumidor es<sup>13</sup>:

$$(1+\tau_T)c_T + e c_{NT} + (1+\tau_T)i + (1+\tilde{r})b \leq (1+\tau_T)(1-\tau_k)rk + b' + \pi_i \quad (6)$$

donde  $\tau_T$  representan los aranceles a las importaciones del bien transable y  $\tau_k$  los impuestos al capital,  $e$  es el precio relativo entre los bienes no transables y transables, lo que es igual al inverso del TCR de la economía;  $b$  es el monto de deuda externa que el agente contrae con el exterior a una tasa de interés  $\tilde{r}$ ;  $r$  es la renta del capital enfrentada por las firmas de los sectores transable y no transable, las que maximizan sus utilidades  $\phi_T$  y  $\phi_{NT}$ , respectivamente. La inversión  $i$  satisface la ley de movimiento del capital ( $k$ ):

$$i = k' - (1-\delta)k \quad (7)$$

donde  $\delta$  es la tasa de depreciación del capital. Dado que el capital está expresado en unidades del bien transable (numerario), igualmente está sujeto al cobro de aranceles de importación.

Así, el problema que resuelve el consumidor es:

$$V(s_h) = \max_{\{c_T, c_{NT}, b, k'\}} \{u(c_T, c_{NT}) + \beta E(V(s_h'))\} \quad (8)$$

Sujeto a (6), (7) y la ley de movimiento de los estados  $s_h = (\tau_T, \tau_k, e, r, \tilde{r}, k, b, \phi_i)$ .

#### Firmas

Las firmas representativas de los sectores transable y no transable solo utilizan capital en su proceso productivo y enfrentan en cada  $t$  la siguiente función de producción:

$$y_i = e^z k_i^\alpha, \text{ con } i = T, TN \quad (9)$$

En que  $z_i$  es el *shock* productivo de cada sector y  $k_i$  el monto de capital demandado. Se supone que el *shock* productivo sigue un proceso AR(1) definido como:

$$z_{i,t} = \rho z_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \text{ con } i = T, TN, \quad (10)$$

con  $\varepsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma_i^2)$

La producción del bien exportable ( $E$ ) es exógena.

De esta forma, el problema de maximización que resuelve cada sector se expresa en la siguiente función de valor:

$$V(s_i) = \max_{\{k_i\}} \{\pi_i + \beta E(V(s_i'))\} \quad (11)$$

Sujeto a la ley de movimiento de los estados  $s_i = (\tau_T, r, z_i, e)$ .

<sup>13</sup> Por simplicidad se obvian los subíndices  $t$  para las variables del período y se define el superíndice ' $'$  para indicar que una variable está definida en  $t+1$ .

*Gobierno*

El gobierno recauda tributos sobre el capital e importaciones y obtiene ingresos del bien exportable. No posee una función objetivo explícita sino que simplemente satisface su restricción presupuestaria:

$$g = (1 + \tau_T) \tau_k r k + \tau_T (c_T + i - y_T) + \phi P y_E \tag{12}$$

Además, se asume que una proporción  $\eta$  del gasto de gobierno se destina al consumo de bienes no transables.

*Cierre de mercado*

El cierre de los mercados no transable y transable se define como:

$$e y_{NT} = e c_{NT} = \eta g \tag{13}$$

$$CC = -(b' - b) = (1 - \delta)k - k' + y_T - c_T - (1 - \eta)g + P y_E - \tilde{r} b \tag{14}$$

donde  $CC$  representa el saldo en la cuenta corriente que debe ser compensado por el saldo en la cuenta de capitales. Además, el modelo supone que el país enfrenta una oferta por deuda externa con pendiente positiva que depende del monto de deuda externa sobre PIB contraída por el país (Chumacero et al., 2004; Osang y Turnovsky, 2000).

$$\tilde{r}_t = (1 - \rho_r) \tilde{r} + (1 - \rho_r) \left( \frac{b_t}{y_t} \right) + \rho_r \tilde{r}_{t-1} + \varepsilon_{r,t}, \varepsilon_{r,t} \approx N(0, \sigma_r^2) \tag{15}$$

donde  $\tilde{r}$  representa el premio por riesgo país.

*Ley de movimiento de los estados*

Los términos de intercambio del modelo siguen un proceso AR(1) de la forma:

$$\ln \left( \frac{P_t}{P_{ee}} \right) = \rho_p \left( \frac{P_{t-1}}{P_{ee}} \right) + \varepsilon_{p,t}, \varepsilon_{p,t} \approx N(0, \sigma_p^2), \tag{16}$$

El gasto de gobierno, si bien no posee una función objetivo, sigue una ley de movimiento de la misma forma:

$$\ln g_t = \rho_g \left( \frac{g_{t-1}}{g_{ee}} \right) + \varepsilon_{g,t}, \varepsilon_{g,t} \approx N(0, \sigma_g^2), \tag{17}$$

$P_{ee}$  y  $g_{ee}$  representan el valor de estado estacionario de los términos de intercambio y el gasto de gobierno.

### Equilibrio competitivo

El equilibrio competitivo se define en:

- i. La maximización de los hogares en (8) dado (6) y (7) para obtener  $c_{NT} = C_{NT}(s)$ ,  $c_T = C_T(s)$ ,  $k' = K(s)$  y  $b' = B(s)$ .
- ii. La maximización de las firmas de los sectores transable y no transable que resuelven (9) sujeto a la ley de movimiento de los estados para obtener  $k'_i = K_i(s)$ .
- iii. Y que en cada período se cumplen el cierre de mercados sectoriales en (13) (14) y el cierre del mercado de factores en:
 
$$K(s) = K_T(s) + K_{NT}(s) \quad (18)$$

## 2. Estimación

Para definir el valor de los parámetros del modelo se siguen dos estrategias complementarias. Primero se fijan los aranceles a las importaciones ( $\tau_I$ ) en 7,23%, el impuesto al capital ( $\tau_k$ ) en 20%, el premio por riesgo ( $\tilde{r}$ ) en 0,01, y la producción del bien exportable ( $y_E$ ) en 0,5. En segundo lugar se estiman los parámetros profundos del modelo mediante la metodología de *inferencia indirecta* propuesta por Gourieroux et al. (1993). A base de un modelo auxiliar<sup>14</sup>, esta metodología busca minimizar la distancia GMM entre: (1) la dinámica empírica del TCR y sus fundamentos, y (2) la dinámica simulada del TCR y sus fundamentos en el modelo DSGE<sup>15</sup>.

Dada la estructura del modelo, las funciones de política no son derivables analíticamente por lo que es necesaria la utilización de métodos numéricos. En este trabajo se utiliza el método de perturbación con una aproximación de primer orden a la función de política (Schmitt-Grohe y Uribe, 2004).

Para la estimación se toman valores iniciales de los parámetros utilizados en la literatura. El cuadro 10 muestra los valores de los parámetros estimados:

**CUADRO 10**

### Parámetros profundos estimados

Parámetro	Valor estimado	Desv. est.
$\beta$	0,992	0,038
$\theta$	0,350	0,070
$\delta$	0,066	0,010
$\alpha_T$	0,250	0,009
$\alpha_{NT}$	0,325	0,010
$\eta$	0,500	0,010
$\phi$	0,550	0,010
$\rho_T$	0,800	0,001
$\rho_{NT}$	0,800	0,001
$\rho_E$	0,800	0,002
$\rho_g$	0,900	0,001
$\rho_r$	0,900	0,001

Fuente: Elaboración propia.

<sup>14</sup> El modelo auxiliar usado es un VAR(1) para las diferencias en medias del TCR y sus fundamentos.

<sup>15</sup> Ver detalle de la metodología de inferencia indirecta en el anexo metodológico.

### 3. TCR de equilibrio

Esta sección propone una metodología de cálculo del TCR de equilibrio proveniente de un modelo DSGE. Esta no pretende superar a las metodologías existentes; más bien busca hacer un ejercicio metodológico que, al igual que las otras metodologías, no deja de tener debilidades.

La primera debilidad consiste en que esta medida de TCR de equilibrio es dependiente del modelo DSGE usado y del modelo empírico utilizado como auxiliar en la estimación de los parámetros del DSGE. La segunda debilidad es que, al provenir de un modelo de equilibrio general estacionario que asume el cumplimiento de la hipótesis de PPC, se debe tomar en cuenta la posibilidad de quiebres estructurales en el TCR, razón por la cual se estimará el TCR de equilibrio para el período 1999-2011, que es el período posterior al quiebre con menor persistencia en la dinámica del TCR.

El TCR de equilibrio del modelo se define en (19) como la tasa marginal de sustitución entre el consumo de bienes transables (extranjeros) y no transables (internos). Dado que los parámetros profundos en (19) fueron estimados mediante inferencia indirecta, es posible obtener una medida de TCR de equilibrio general que logra capturar en parte la dinámica observada entre el TCR y sus fundamentos.

$$TCR = \frac{\theta e^{z_{NT}} k_{NT}^{\alpha_{NT}}}{(1-\theta)(1+\tau_t)[e^z k_T^{\alpha_T} - i - (1-\eta)g + P y_E - (1+\tilde{r})b + b'] + \theta \eta g} \quad (19)$$

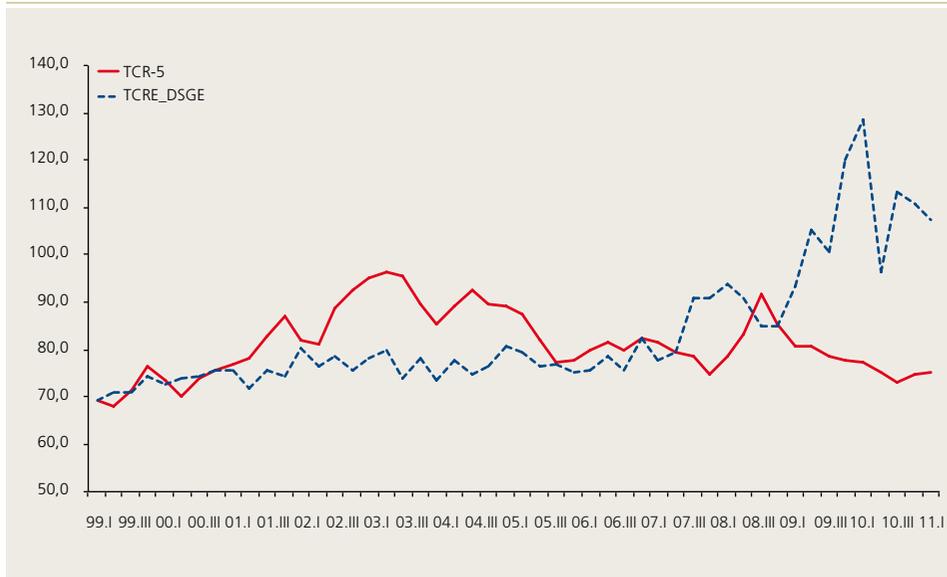
Para reproyectar el valor del TCR de equilibrio en el período 1999-2011 se usan los valores observados de los aranceles de importación ( $\tau_t$ ), PIB transable ( $y_T = e^{z_T} k_T^{\alpha_T}$ ) y no transable ( $y_{NT} = e^{z_{NT}} k_{NT}^{\alpha_{NT}}$ ), inversión en capital fijo ( $i$ ), absorción pública ( $g$ ), términos de intercambio ( $P$ ), exportaciones no mineras ( $y_E$ ), tasa de interés internacional ( $\tilde{r}$ ) y posición de inversión internacional ( $b$ ). Para efectos de escalar la medida de TCR de equilibrio del DSGE se utiliza como primer valor el TCR observado al primer trimestre del año 1999. Los gráficos 4 y 5 muestran el tipo de cambio real de equilibrio proveniente del modelo DSGE:



Gráfico 4

### Tipo de cambio real de equilibrio

(DSGE, 1999-2011)



Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 5

### Tipo de cambio real de equilibrio

(DSGE, 1999-2007)



Fuente: Elaboración propia.

La medida de tipo de cambio real de equilibrio proveniente del modelo DSGE, gráfico 4, es en general estable y no captura la dinámica del TCR como lo hace la predicha por el modelo de comportamiento. Se observa un fuerte aumento del TCR de equilibrio para el período 2009-2011, el cual puede deberse al efecto de la crisis internacional *subprime* sobre el crecimiento relativo de los sectores transable y no transable de la economía. El gráfico 5 muestra la evolución del TCR de equilibrio hasta el año 2007, la cual evidencia una depreciación importante entre los años 2001 y 2005 y un TCR más alineado a su equilibrio el 2006 y el 2007, previo a la crisis.

Este ejercicio metodológico no busca mostrar la trayectoria *verdadera* del TCR de equilibrio, sino que simplemente busca hacer un aporte a la discusión metodológica del cálculo del TCR de equilibrio. Si bien es una estrategia de cálculo proveniente de un modelo de equilibrio general, adolece de asumir el cumplimiento de la hipótesis de PPC en la ventana de predicción y de ser sensible tanto al modelo DSGE como al modelo auxiliar. Esta medida puede utilizarse con distintos tipos de modelos DSGE y con distintos modelos auxiliares (empíricos) para la estimación de los parámetros del modelo DSGE.

## V. CONCLUSIONES

La versión débil de la hipótesis de PPC establece que los precios de los mismos bienes en el propio país y en el exterior deberían moverse al unísono, lo cual implica observar un TCR con reversión a su media. Sin embargo, en el corto y mediano plazo el TCR sigue un proceso persistente y no estacionario que determina el fallo de la hipótesis de PPC en dicho horizonte de tiempo. Según Taylor (2002) la explicación de los desvíos de la hipótesis de PPC en el mediano plazo es monetaria y se halla en los cambios de régimen cambiario de las economías. Este trabajo apoya dicha hipótesis, encontrando un quiebre en el TCR el año 1999 atribuido al nuevo esquema de flotación cambiaria y metas de inflación. Este quiebre en la relación entre el TCR y sus fundamentos debería ser incorporado en el cálculo del TCR de equilibrio proveniente del modelo de comportamiento del TCR (BEER).

Por otro lado, se encuentra evidencia de que, para el período 2000-2011, el TCR se comportaría como una variable estacionaria con reversión a su media. Con todo esto se apoya la idea de que se cumple la hipótesis de Cuasi PPC acuñada por Hegwood y Papell (1998).

Finalmente, se hace un aporte a la discusión metodológica de cálculo del TCR de equilibrio al proponer una medida de TCR de equilibrio proveniente del modelo DSGE estimado para Chile.



## REFERENCIAS

---

Aguirre, A. y C.A. Calderón (2005). "Real Exchange Rate Misalignments and Economic Performance". Documento de Trabajo N°315, Banco Central de Chile.

Bai, J. y P. Perron (1998). "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes". *Econometrica* 66(1): 47–78.

Bai, J. y P. Perron (2003). "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models". *Journal of Applied Econometrics* 18: 1–22.

Calderón, C.A. (2004). "Un Análisis del Comportamiento del Tipo de Cambio Real en Chile". *Economía Chilena* 7(1): 5–29.

Calderón, C.A. y R. Duncan (2003). "Purchasing Power Parity in an Emerging Market Economy: A Long-Span Study for Chile". *Estudios de Economía* 30(1): 103–32.

Caputo, R. y B. Dominichetti (2005). "Revisión Metodológica en el Cálculo del IPE e Implicancias sobre los Modelos de Series de Tiempo para el TCR". *Economía Chilena* 8(1): 77-88.

Caputo, R. y M. Núñez (2008). "Tipo de Cambio Real de Equilibrio en Chile: Enfoques Alternativos". *Economía Chilena* 11(2): 59–77.

Caputo, R., M. Núñez y R.O. Valdés (2008). "Análisis del Tipo de Cambio en la Práctica". *Economía Chilena* 11(1): 61–91.

Cashin, P. y C.J. McDermott (2006). "Parity Reversion in Real Exchange Rates: Fast, Slow, or Not at All?" IMF Working Paper N°53, Fondo Monetario Internacional.

Céspedes, L.F. y J. De Gregorio (1999). "Tipo de Cambio Real, Desalineamiento y Devaluaciones: Teoría y Evidencia para Chile". Mimeo, Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.

Chumacero, R., J.R. Fuentes y K. Schmidt-Hebbel (2004). "Chile's Free Trade Agreements: How Big is the Deal?" Documento de Trabajo N°264, Banco Central de Chile.

De Gregorio, J., A. Tokman y J. Valdés (2005). "Flexible Exchange Rate with Inflation Targeting in Chile: Experience and Issues". Working Paper N°540, Banco Interamericano de Desarrollo.

Délano, V. (1998). "Productividad y Tipo de Cambio Real". Tesis de Magíster de Economía, Universidad de Chile.

Engle, C. (2009). "Currency Misalignments and Optimal Monetary Policy: A Reexamination". RBA Research Discussion Papers rdp2009-01, Reserve Bank of Australia.

Gallant, R. y G. Tauchen. (1996). "Which Moments to Match?" *Econometric Theory* 12(4): 657–81.

Gourieroux, C., A. Monfort y E. Renault (1993). "Indirect Inference". *Journal of Applied Econometrics* 8: S85–S118.

Hansen, Bruce E., (2000). "Testing for structural change in conditional models," *Journal of Econometrics*, Elsevier, vol. 97(1), pages 93-115, July.

Hegwood, N. y D. Papell (1998). "Quasi Purchasing Power Parity". *International Journal of Finance and Economics* 3: 279–89.

Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 231–54.

Johansen, S. (1991). "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models". *Econometrica*, 59: 1551–80.

Lothian, J. y M.P. Taylor (1996). "Real Exchange Rate Behavior: The Recent Float from the Perspective of the Past Two Centuries". *Journal of Political Economy* 104: 488–510.

Obstfeld, M. y K. Rogoff (1995). "Exchange Rate Dynamics Redux". *Journal of Political Economy* 103: 624–60.

Osang, T. and S. Turnovsky (2000). "Differential Tariffs, Growth, and Welfare in a Small Open Economy," *Journal of Development Economics* 62, 315-42.

Perron, P. (1989). "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis". *Econometrica* 57(6): 1361–401.

Phillips, P. y P. Perron (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression". *Biometrika* 75: 335–46.

Schmitt-Grohe, S. y M. Uribe (2004). "Solving Dynamic General Equilibrium Models Using a Second-Order Approximation to the Policy Function". *Journal of Economic Dynamics and Control* 28: 755–75.

Schmidt-Hebbel, K. (2006) "La Gran Transición de Regímenes Cambiarios y Monetarios en América Latina". Documento de Política Económica N°17, Banco Central de Chile.

Stock, J.H. y M.W. Watson (1993). "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems". *Econometrica* 61: 783–820.

Tapia, M. y A. Tokman (2003). "Efecto de las Intervenciones en el Mercado Cambiario: El Caso de Chile". Documento de Trabajo N°206, Banco Central de Chile.



Taylor, A.M. (2002). "A Century of Purchasing-Power Parity". *Review of Economics and Statistics* 84(1): 139–50.

Taylor, M.P. (1988). "An Empirical Examination of Long Run Purchasing Power Parity Using Cointegration Techniques". *Applied Economics* 20: 1369–81.

Valdés, R.O. y V. Délano (1999). "Productividad y Tipo de Cambio Real de Largo Plazo". *Revista de Análisis Económico* 14(1): 3–21.

Zivot, E. y D. Andrews (1992). "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis". *Journal of Business and Economic Statistics* 10(3): 251–70.

## APÉNDICE

### INFERENCIA INDIRECTA

Esta técnica propuesta por Gourieroux et al. (1993) se basa en la estimación de un modelo auxiliar empírico  $f(y_t, x_t, \theta)$  en la estimación del vector de parámetros del modelo DSGE. En primera instancia se estiman los parámetros del modelo auxiliar como solución al problema de cuasi máxima verosimilitud:

$$\hat{\beta}_T = \text{Argmax}_{\beta \in B} Q_T(y_T, x_T, \beta)$$

El segundo paso consiste en volver a estimar los parámetros del modelo auxiliar, pero esta vez con las  $M$  simulaciones de tamaño  $T$  del modelo DSGE:

$$\bar{\beta}_T = \text{Argmax}_{\beta \in B} Q_T(y_T^{\tilde{M}}, x_T^{\tilde{M}}, \beta)$$

De esta manera el estimador de la inferencia indirecta del vector de parámetros del modelo DSGE es aquel que minimiza el criterio del método generalizado de momentos (GMM)<sup>17</sup> y queda definido en la siguiente proposición:

$$\text{Min}_{\theta \in \Theta} = \left[ \hat{\beta}_T - \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \bar{\beta}_T^M(\theta) \right] \hat{\Omega}_T \left[ \hat{\beta}_T - \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \bar{\beta}_T^M(\theta) \right]$$

en que  $\hat{\Omega}$  es el estimador consistente de la matriz de varianzas y covarianzas de  $\hat{\beta}_T$ . Cabe destacar que esta técnica de estimación es equivalente al método eficiente de momentos (EMM) propuesto por Gallant y Tauchen (1996).

El modelo auxiliar utilizado es un VAR(1) estimado mediante MCO, lo que en estos modelos equivale a estimar sus parámetros mediante máxima verosimilitud en presencia de errores normales. Los parámetros a calzar son los coeficientes de los rezagos de cada variable y además se incluyen los estimadores de la matriz de varianzas y covarianzas<sup>18</sup> del VAR(1), con el objetivo de calzar segundos momentos a la hora de replicar funciones de impulso respuesta. Posteriormente, se simulan series largas del modelo estructural de manera de minimizar el criterio de GMM presentado anteriormente. Dadas las restricciones numéricas del método, que provocan que el modelo DSGE se indefina para ciertas combinaciones de parámetros no factibles, la optimización se realiza a base de grillas en torno a valores de los parámetros usados en la literatura. Para la estimación de los parámetros vía inferencia indirecta, el modelo DSGE fue resuelto con una aproximación de primer orden a la función de política.

<sup>17</sup> La ventaja de usar inferencia indirecta frente a estimar los parámetros mediante GMM, es que no es necesario tomar decisiones sobre qué momentos de la distribución calzar, ya que su metodología implica el calce de toda la distribución de probabilidades del modelo estructural hacia el modelo empírico.

<sup>18</sup> Se utiliza su transformación de Cholesky.



# ANÁLISIS DEL USO DE BENEFICIOS EN EL SEGURO DE CESANTÍA CHILENO

Eduardo Fajnzylber R.\*  
Isabel Poblete H.\*\*

## I. INTRODUCCIÓN

A más de diez años del inicio del Seguro de Cesantía (SC), un programa contributivo destinado a aumentar la protección de los trabajadores dependientes privados ante eventos de pérdida del empleo, no existen estudios que midan y analicen el uso de sus beneficios. Aunque el programa en abril del 2009 ya alcanzaba a 78% de los asalariados privados, las estimaciones realizadas en este documento revelan que, durante el período 2007-2009, solo el 39% de los individuos elegibles de dicho grupo y que en su historial de contribuciones presentaron al menos un mes sin cotizar, solicitan beneficios<sup>1</sup>.

El objetivo de este documento es, en primer lugar, medir la tasa de uso de los beneficios del SC a partir de los datos administrativos del sistema y ver cómo varía esta tasa para distintos grupos de análisis. Esto implica identificar los episodios de elegibilidad y los episodios de cesantía, y medir en qué porcentaje de estos casos las personas hicieron uso del beneficio<sup>2</sup>. En segundo lugar, se intenta discriminar empíricamente entre las distintas razones que podrían explicar el porqué de la baja utilización de los beneficios del SC.

La principal razón para interesarse en el uso de este sistema es que, para la casi totalidad de los trabajadores, se trata de un esquema de carácter obligatorio. Parte de las cotizaciones al SC se descuentan del ingreso imponible del trabajador sin que exista una decisión consciente del mismo. Por lo tanto, es responsabilidad del Estado asegurarse de que los usuarios cuenten con la información necesaria para poder acceder a los beneficios y que las personas tengan reales posibilidades de acceso a solicitarlos<sup>3</sup>.

Este tipo de análisis se enmarca en la literatura de tasas de uso de programas públicos, también conocida como literatura de *take-up*<sup>4</sup>. En términos generales, esta literatura propone

\* Universidad Adolfo Ibáñez. E-mail: eduardo.fajnzylber@uai.cl

\*\* Superintendencia de pensiones. E-mail: ipoblete@pensiones.cl

<sup>1</sup> Para el cálculo de cobertura del SC se emplea la información de asalariados privados mayores de 18 años, disponible en los boletines estadísticos mensuales de la Superintendencia de Pensiones.

<sup>2</sup> Para efectos de este trabajo, se calificarán como periodos de cesantía a aquellos meses en que no se registran cotizaciones de un trabajador al Seguro. En la práctica, dichos periodos pueden corresponder a periodos en que la persona está inactiva u ocupada en un sector no cubierto por el Seguro.

<sup>3</sup> A pesar del carácter de ahorro financiero individual de parte de los beneficios, el SC chileno no difiere en forma significativa de los esquemas tradicionales: trabajadores y empleadores aportan a un esquema regulado por el Estado, con lo cual tienen derecho a beneficios bajo determinadas circunstancias. La principal diferencia radica en la forma de cálculo de los beneficios.

<sup>4</sup> De ahora en adelante, se usará la expresión tasa de uso por la expresión original en inglés "take-up".

cuatro explicaciones que podrían aclarar el fenómeno mencionado: determinantes pecuniarios, costos de información, costos de transacción o administrativos, y costos sociales o psicológicos<sup>5</sup>.

El análisis empírico de este trabajo se centrará en las tres primeras explicaciones<sup>6</sup>. En primer lugar, las personas pueden no querer hacer uso de los beneficios de un programa si perciben que el monto y la duración del beneficio serán bajos en relación con el esfuerzo que deberán realizar, o quizás con la intención de postergar el uso para otra ocasión de mayor necesidad (*determinantes pecuniarios*). En el contexto del SC chileno, el monto y duración del beneficio están positivamente relacionados con el número de cotizaciones que posea el individuo previo a la pérdida del empleo, de este modo, la decisión de solicitar los beneficios en un minuto determinado del tiempo afecta la opción (o el monto) de acceder nuevamente a ellos en el futuro. Para explorar esta hipótesis se construyeron tres medidas a nivel individual: el monto esperado del beneficio, la duración estimada del período de cesantía posterior al beneficio y una variable dicotómica que identifica a los cotizantes con contrato indefinido que tienen derecho a los beneficios del Fondo de Cesantía Solidario (FCS)<sup>7</sup>.

En segundo lugar, las personas pueden estar desinformadas acerca de sus derechos y de los beneficios a los cuales pueden optar, o quizás pueden estimar que el costo de informarse es demasiado alto (*costos de información*). La forma de incorporación al SC chileno podría explicar el desconocimiento de los individuos sobre las condiciones de elegibilidad para acceder a los beneficios del sistema. La ley del SC establece la incorporación obligatoria para todos los individuos que inicien contratos con posterioridad a octubre del 2002 y voluntaria para los contratos anteriores a esa fecha. No existe, por tanto, una instancia concreta en que el trabajador reciba capacitación sobre este programa, y en la práctica muchos trabajadores ni siquiera saben que están aportando al seguro. Para testear la importancia de la información sobre la tasa de utilización de los beneficios del SC se generaron dos variables: la primera intenta capturar la información que se transmite entre los cotizantes en una misma empresa y, la segunda, la información que adquiere el mismo trabajador al solicitar beneficios en más de una ocasión<sup>8</sup>.

Por último, se ha detectado en otros programas, que los costos o dificultades asociados al proceso de obtener los beneficios de los programas pueden ser importantes obstáculos para la participación (*costos de transacción o administrativos*). En el contexto chileno, esto puede provenir de la dificultad para acceder a una oficina de atención, hipótesis que será testeada en el análisis empírico.

---

<sup>5</sup> Algunas revisiones de la literatura de take-up se encuentran en Hernanz y otros (2004) y Currie (2004).

<sup>6</sup> Los costos sociales, a veces englobados en el concepto de "estigma" son particularmente difíciles de identificar en trabajos empíricos. Los estudios en esta línea han buscado medir estigma a través de variables relativas al uso promedio en determinado grupo (en forma similar a los llamados efectos de interacciones sociales). La dificultad radica en distinguir si estos efectos son producto de la presión social (si más personas participan, entonces yo participo) o son producto de características correlacionadas entre individuos pertenecientes a un mismo grupo (que no se relacionan con interacciones sociales o estigma). Un buen resumen de la literatura de interacciones sociales y su medición empírica es Moffitt (2001).

<sup>7</sup> Una posible limitación del documento es el desconocimiento de las redes de apoyo, alternativas al SC, que pueden tener los trabajadores ante un evento de cesantía, como ahorros propios, esposo/a que trabaja, familiares, etc. La inclusión de alguna de estas variables se deja para estudios posteriores.

<sup>8</sup> Storer y otros (1995) encuentran una asociación positiva y significativa entre la existencia de sindicatos en la empresa donde trabajan los individuos y la probabilidad de solicitar el beneficio.



Las explicaciones para el bajo uso del SC no pueden analizarse de forma aislada. De hecho, las peculiaridades del SC, que lo diferencian de otros esquemas de protección ante eventos de desempleo, podrían afectar el uso de beneficios del programa de varias maneras. En primer lugar, los trabajadores a plazo fijo (antes de la reforma de mayo del 2009) no tenían acceso al FCS, podían recibir beneficios con apenas seis cotizaciones y el beneficio era otorgado en un solo pago. Esto implica que, en términos generales, estos trabajadores recibían beneficios relativamente bajos (aproximadamente 7,2% del ingreso, considerando cinco meses de cesantía potencial). De acuerdo con el concepto de costo y beneficio, el relativamente bajo monto implica un bajo incentivo a solicitar el subsidio. Por otro lado, el pago único (y sin necesidad de acudir a una Oficina Municipal de Información Laboral, OMIL) reduce los costos de transacción, propiciando el uso del programa. Además, como se verá más adelante, los trabajadores con contrato a plazo fijo tienen características muy distintas a aquellos con contrato indefinido (típicamente con menor educación), lo cual podría afectar su conocimiento del sistema.

En segundo lugar, el beneficio financiado en parte por el FCS, aunque de mayor valor en el agregado, es pagado en cinco cuotas mensuales (expresadas como una fracción del ingreso) y exige acudir en forma mensual a una OMIL para acreditar la búsqueda de empleo. Tanto las teorías de descuento hiperbólico (bajo las cuales los agentes descuentan fuertemente los pagos futuros en relación con los inmediatos), como la probabilidad subjetiva asignada por los trabajadores al evento de que la cesantía se prolongue por varios meses y los conceptos asociados al estigma de recibir subsidios o asistir a oficinas municipales apuntarían a que los beneficios con cargo al FCS serían menos apreciados que lo que su mayor monto sugeriría.

La discriminación empírica entre estas posibles causales del fenómeno bajo estudio se hace a partir de los registros administrativos que posee la Superintendencia de Pensiones de Chile (SP), la cual incluye el historial completo de cotizaciones, solicitudes y pago de beneficios de todos los afiliados al SC.

Un mejor entendimiento de las razones que explican la subutilización de los beneficios otorgados por el SC con respecto a otros países del mundo<sup>9</sup> permite, por un lado, evaluar si el diseño original del sistema está restringiendo el acceso de los cotizantes a los beneficios del seguro y, por otro, conocer de mejor manera el comportamiento de los potenciales demandantes del seguro, lo que ayudaría a anticipar las consecuencias de futuros cambios a las regulaciones del SC.

El documento se divide de la siguiente manera: en la sección II se describen las principales características del Seguro de Cesantía y su evolución reciente, centrándose en el proceso de solicitud de beneficios. En la sección III se describen los datos que se utilizarán para el trabajo empírico junto con definir la condición de elegibilidad empleada para estimar las tasas de uso del sistema. En la sección IV se presenta una revisión de la literatura que apoya este documento. En la sección V se definen las variables que se utilizarán en el modelo empírico. En la sección VI se presentan los principales resultados. Por último, en la sección VII se presentan las conclusiones del trabajo.

---

<sup>9</sup> Ver Hernanz y otros (2004).

## II. EL SEGURO DE CESANTÍA

### 1. Breve descripción<sup>10</sup>

El Seguro de Cesantía (SC) se instauró en Chile en octubre del 2002, con el objetivo de proveer recursos monetarios a los trabajadores ante eventos de desempleo. Bajo este esquema, trabajadores y empleadores del sector privado aportan el equivalente al 3% del ingreso imponible, distribuido entre una cuenta de capitalización individual (las Cuentas Individuales de Cesantía, CIC) y un fondo de carácter colectivo, el Fondo de Cesantía Solidario (FCS)<sup>11</sup>.

La elegibilidad para recibir beneficios del SC depende del tipo de contrato del trabajador, de su historial de cotizaciones, del saldo acumulado en su cuenta al momento de la solicitud, y de la causal de término de la relación laboral (cuadro 1).

CUADRO 1

### Requisitos para acceder a los beneficios del SC (prereforma del 2009)

	Trabajadores con Contrato a Plazo Fijo	Trabajadores con Contrato Indefinido
Cuenta individual de capitalización (CIC)	6 cotizaciones continuas o discontinuas. Acreditación de término de contrato.	12 cotizaciones continuas o discontinuas. Término voluntario o involuntario del contrato.
Fondo de Cesantía Solidario (FCS)	No accede a este tipo de beneficio.	12 cotizaciones continuas. Despido por caso fortuito, fuerza mayor o por necesidades de la empresa. Recursos insuficientes en CIC para financiar la prestación del FCS, en los montos y períodos señalados en la ley. Encontrarse cesante al momento de la solicitud.

Fuente: Ley 19.728.

En el caso de los trabajadores con contrato a plazo fijo, el beneficio consiste en un único pago equivalente al saldo en su CIC. Los trabajadores con contrato indefinido pueden recibir el saldo en su cuenta individual, pero fraccionado en función del número de cotizaciones

<sup>10</sup> La información de esta sección se encontraba vigente previo a la reforma aprobada en mayo del 2009. Dicha reforma flexibilizó los requisitos para acceder a los beneficios del FCS para los cotizantes con contrato indefinido e incorporó a los cotizantes con contrato a plazo fijo a los beneficios del fondo. Ver "Seguro de Cesantía en Chile", publicado por la Superintendencia de Pensiones.

<sup>11</sup> También existe un aporte del Estado al Fondo de Cesantía Solidario. La cotización de 3%, en el escenario previo a la reforma de mayo del 2009, se dividía de la siguiente forma: los trabajadores con contrato indefinido aportan el 2,2% de su remuneración imponible a la CIC (1,6% de cargo del empleador y 0,6% de cargo del trabajador) y el 0,8% al FCS. Los trabajadores con contrato a plazo fijo aportaban el 3% de su remuneración imponible a la CIC, sin posibilidad de acceder al FCS. Hasta enero del 2010, la remuneración imponible para efectos del SC era el ingreso bruto del trabajador, con un tope de 90 unidades de fomento. La reforma estableció que dicho tope se reajustara anualmente, según la variación del índice de remuneraciones reales. La afiliación al Seguro es obligatoria para todos los contratos celebrados con posterioridad a octubre del 2002 y voluntario para los contratos anteriores a esa fecha.



(cuadro A1 en el apéndice). Por su parte, los trabajadores con derecho al FCS pueden elegir un beneficio financiado íntegramente por su CIC (de la forma antes descrita) u optar por un beneficio de carácter definido, calculado como una fracción de la remuneración imponible de los últimos 12 meses (con topes mínimos y máximos para cada giro, cuadro A2). Este último mecanismo es financiado inicialmente por los recursos acumulados en la CIC del beneficiario y una vez agotados estos, el financiamiento proviene del FCS.

La administración del SC es delegada en una entidad privada (actualmente la Administradora de Fondos de Cesantía, AFC) por períodos de diez años. Además de administrar las cuentas individuales e invertir los recursos ahorrados, la AFC cuenta con una red de Centros de Atención de Afiliados (CAA) a lo largo del país<sup>12</sup>.

Estos CAA representan uno de los focos de interés de este trabajo, puesto que constituyen el lugar dónde se realizan las solicitudes de beneficios y se entrega información sobre el funcionamiento del sistema. A este respecto, surgen dos hipótesis interesantes de analizar: En primer lugar, cómo se ve afectada la propensión a solicitar beneficio de los afiliados en las comunas donde existe al menos un CAA. Debido a la facilidad de acceso a una sucursal es de esperar que los individuos tiendan a solicitar más beneficios si existe un CAA en su comuna o en la comuna de su empleador. En segundo lugar se podría analizar la propensión a entregar beneficios de las sucursales AFC en comparación a las sucursales AFP. Debido a que los ingresos de la AFC se encuentran directamente relacionadas al saldo que mantengan los afiliados en sus cuentas y al saldo en el FCS, se podría observar una baja propensión a entregar beneficios para las sucursales AFC *versus* AFP<sup>13</sup>.

Otro aspecto del seguro que podría afectar el uso de beneficios por parte de los trabajadores se refiere al costo administrativo asociado al proceso de solicitud de beneficios: Un trabajador elegible debe dirigirse a un CAA, presentar su cedula de identidad vigente y el documento de finiquito de la relación laboral<sup>14</sup>. En el CAA, se verifica el cumplimiento de los requisitos, se informa al afiliado de la posibilidad de optar por beneficios financiados por el FCS y se definen las modalidades de pago del beneficio (efectivo, cheque, depósitos, giros postales). Asimismo, se especifica el día y lugar de pago del beneficio<sup>15</sup>. Las personas que solicitan

---

<sup>12</sup> Actualmente la AFC es de propiedad de un grupo de Administradoras de Fondos de Pensiones (AFP), por lo que la mayoría de los CAA se encuentran ubicados junto a oficinas de atención al público de estas administradoras. Para el período en análisis la AFC contaba con 214 CAA ubicadas en 71 comunas (representando al 21% de la población) (información extraída de las memorias anuales de las AFC). El 5,14% de esos centros operan en oficinas exclusivas de la AFC, es decir, centros especialmente habilitados para la atención de los afiliados al SC sin vinculación con alguna AFP en particular. Para las comunas más apartadas de Chile, la AFC dispone de una agencia móvil, donde los afiliados pueden concurrir a solicitar sus beneficios.

<sup>13</sup> Debido al bajo número de sucursales exclusivamente AFC a nivel nacional (5,14% del total de CAA) resulta difícil identificar este impacto. Por esta razón en este documento solo se analizará la primera hipótesis.

<sup>14</sup> En caso de no contar con un finiquito, el trabajador puede presentar la carta o comunicación del despido firmada por el empleador o la certificación del inspector del trabajo que verifique el término del contrato.

<sup>15</sup> Como se mencionó anteriormente, los individuos que cumplen con los requisitos para acceder a los beneficios del FCS pueden optar por financiar su prestación con los recursos provenientes de dicho fondo o con los recursos de su cuenta individual. Actualmente, se observa que el 45% de los individuos que tienen derecho al FCS prefieren financiar su beneficio solo con los fondos provenientes desde su CIC.

beneficios con cargo al FCS deben presentarse, cada mes en que reciben beneficios, a una OMIL para certificar su condición de cesante e inscribirse en la bolsa nacional de empleo<sup>16</sup>.

## 2. Cobertura

Desde su creación, el Seguro de Cesantía ha alcanzado rápidamente una alta cobertura de los trabajadores dependientes del sector privado, la que pasó de 8% en octubre del 2002 a cerca de 3 millones de cotizantes en abril del 2009 (el mes anterior a la reforma), equivalentes al 78% de los trabajadores asalariados privados. Aunque en un principio la mayoría de los participantes eran trabajadores con contrato a plazo fijo (típicamente de mayor rotación de contratos que el resto de los trabajadores), las personas contratadas con plazo indefinido fueron incorporándose paulatinamente al sistema, alcanzando al 65% de los cotizantes en abril del 2009.

En forma similar, el número de beneficiarios mensuales (fundamentalmente los beneficios financiados en su totalidad por la CIC) ha acompañado el crecimiento del número de participantes. En los últimos años, cerca de 75 mil cotizantes solicitan beneficios cada mes, de los cuales el 96,5% corresponde a prestaciones financiadas íntegramente por la CIC.

Este patrón de financiamiento de los beneficios puede ser explicado por distintas razones: restricciones de elegibilidad (escaso acceso al FCS) o mayor preferencia por beneficios de la CIC, típicamente entregados en uno o dos pagos y sin requisitos de certificación en una OMIL<sup>17</sup>.

El gráfico 1 muestra cómo ha ido evolucionando el número de beneficiarios mensuales (por tipo de contrato y fuente de financiamiento), como fracción del número de cotizantes al SC<sup>18</sup>. Cabe destacar varios aspectos de dicho gráfico. En primer lugar, se puede ver que el sistema se encuentra en proceso de maduración; a medida que los individuos comienzan a cumplir los requisitos para acceder a los beneficios del SC y aumenta el conocimiento del sistema, el número de beneficiarios (como fracción de los cotizantes) crece en forma sostenida en los primeros años, para luego estabilizarse en los años más recientes (en torno al 2,5%)<sup>19</sup>.

Asimismo, se observa que cerca del 70% de los beneficios otorgados por el sistema se entrega a individuos con contrato a plazo fijo y el porcentaje restante (30%) a cotizantes con contrato indefinido. Este hecho se puede explicar en parte, por los requisitos más laxos que enfrentan los cotizantes con contrato a plazo fijo para acceder a los beneficios del SC. Sin embargo, como se verá más adelante, el monto y la duración de la prestación que reciben estos individuos son inferiores a las que perciben los cotizantes con contrato indefinido. Otra razón podría ser la mayor estabilidad laboral que evidencian los trabajadores con contrato indefinido.

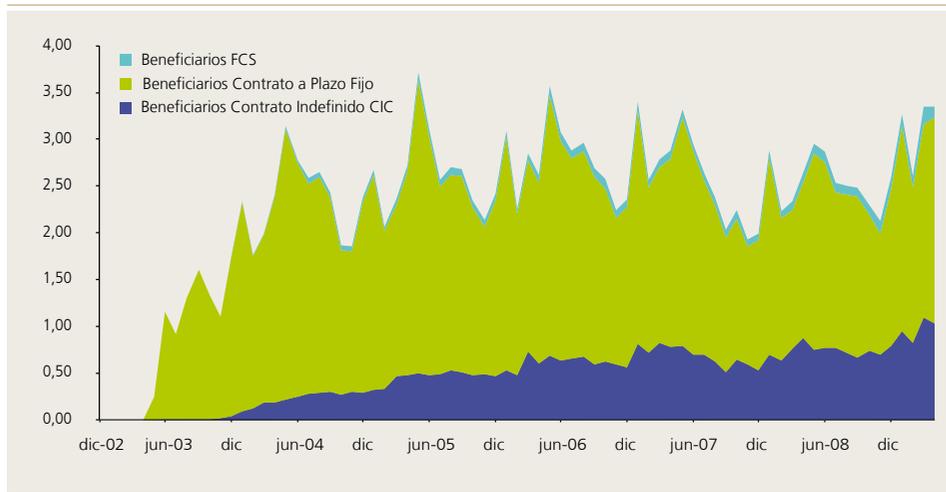
<sup>16</sup> Para mayores detalles del procedimiento de solicitud de las prestaciones que contempla el SC, circular 1445, [www.spensiones.cl](http://www.spensiones.cl). El procedimiento de solicitud de beneficio no conlleva más trámites que los expuestos en este apartado. Sin embargo, se han detectado dificultades en la posterior acreditación en las OMIL del estado de cesantía de los beneficiarios del FCS. A los individuos que no cumplen con este trámite se les suspende el pago del beneficio correspondiente a ese mes.

<sup>17</sup> En noviembre del 2008, del total de beneficiarios con contrato indefinido con derecho a CIC, el 32% no cumplía con el requisito de número de cotizaciones para solicitar beneficio con cargo al FCS, el 19% no cumplía con la causal de despido establecida por la ley y tan solo el 3% fue excluido únicamente por saldo.

<sup>18</sup> Las cifras de beneficiarios corresponden a las personas que solicitaron beneficios cada mes, independiente del número de pagos que hayan recibido.

<sup>19</sup> Para un análisis prospectivo de la evolución futura del SC, ver Fajnzylber y Poblete (2009).

---

**Gráfico 1****Porcentaje de beneficiarios mensuales sobre cotizantes del SC**

Fuente: Elaboración propia a base de datos del SC.

Nota: Los datos de beneficiarios corresponden al número de solicitudes aceptadas.

Por último, llama la atención la marcada estacionalidad de los beneficios, con fuerte aumento en los meses de febrero y mayo.

Para medir correctamente la tasa de utilización de los beneficios del SC se necesita conocer a la población de individuos que se encontraban en condiciones de solicitar los beneficios del sistema (población elegible), para luego estimar la tasa de uso del seguro. Este es el tema de la siguiente sección.

### III. DATOS Y MEDIDAS DE TASA DE USO

#### 1. Datos

El problema básico que enfrentan los estudios para estimar las tasas de uso de diferentes programas es la correcta identificación de las personas efectivamente elegibles para algún beneficio en determinado momento. Esto, porque las fuentes de datos con que normalmente se cuenta provienen de encuestas con propósitos generales, basadas principalmente en autorreportes.

Para este estudio se emplearon los datos administrativos del SC que maneja la Superintendencia de Pensiones para el universo de afiliados desde octubre del 2002 hasta abril del 2009<sup>20</sup>. Dicha

---

<sup>20</sup> Una completa descripción de los datos utilizados puede encontrarse en la circular 1780, versión 3, de la SP ([www.spensiones.cl](http://www.spensiones.cl)).

base de datos incluye el historial completo de cotizaciones, solicitudes y pago de beneficios de los afiliados al SC.

El problema crítico presente en la base de datos es la posibilidad de identificar correctamente las transiciones laborales de los cotizantes al SC. Como se mencionó previamente, el programa fue diseñado para aumentar la protección de los trabajadores dependientes del sector privado, por lo que no hay información sobre los trabajadores pertenecientes al sector público ni para los trabajadores independientes. Esto puede llevar a interpretar erróneamente períodos en que el individuo no presenta cotizaciones como períodos de cesantía. En la práctica, sin embargo, los movimientos entre el sector privado y el público son relativamente infrecuentes<sup>21</sup>.

Una segunda dificultad radica en que un número importante de los beneficiarios del SC presentan cotizaciones al momento de solicitar el beneficio (aproximadamente 45% de los beneficiarios del SC). Teniendo en cuenta que el objetivo del SC es aumentar la protección de los trabajadores dependientes ante eventos de pérdida del empleo y considerando además, que el documento explora las causas del escaso uso de los beneficios del SC por parte de la población elegible, solo se considerarán para el análisis los períodos donde exista al menos una pausa en el historial de cotizaciones de los afiliados al seguro<sup>22</sup>. En el apartado siguiente se describirán las condiciones de elegibilidad que se aplicaron en el documento para obtener la población de individuos elegibles a algún beneficio del SC.

## 2. Elegibles

El objetivo del documento es estudiar los distintos factores que influyen en la decisión de solicitar beneficios por parte de la población elegible. Aunque de los datos es posible identificar correctamente a los actuales beneficiarios del SC, no es tan inmediato conocer a la población de individuos elegibles para algún beneficio y que no lo solicitaron.

Para acceder a los beneficios que entrega el SC, los afiliados al sistema deben cumplir con una serie de requisitos. En primer lugar, deben presentar un mínimo de cotizaciones tanto para los beneficios financiados con recursos provenientes de las CIC, como para los beneficios financiados con recursos del FCS.

El número de cotizaciones necesarias para acceder a estos beneficios depende del tipo de contrato del trabajador. Para los beneficios de la cuenta individual, por un lado, los cotizantes con contrato a plazo fijo deben presentar al menos seis cotizaciones desde la afiliación o desde el último beneficio. Por otro lado, los cotizantes con contrato indefinido deben cumplir con un requisito de 12 cotizaciones también desde la afiliación o desde el último beneficio.

---

<sup>21</sup> Para conocer cuántos individuos no cotizan en un determinado mes al SC pero sí lo hacen al Sistema de Pensiones, se procedió a cruzar la información que recopila la SP correspondiente al SC y al Sistema de Pensiones, encontrando que el 6% de los individuos que no cotizan en un determinado mes al SC sí lo hace al Sistema de Pensiones. De este modo, un porcentaje importante de individuos que no cotizan al SC se encuentran efectivamente desempleados.

<sup>22</sup> Se tiene que, del total de beneficiarios que fueron excluidos del análisis por no presentar una pausa en su historial de cotizaciones al momento de solicitar el beneficio, entre octubre del 2002 y abril del 2009 (45% de todos los beneficios entregados en dicho período), 99% corresponden a beneficiarios de CIC y el resto a beneficiarios del FCS. Por su parte, estos grupos representan el 31% de los beneficiarios con contrato indefinido y 47% de los beneficiarios con contrato a plazo fijo.



En cambio, para los beneficios del FCS, los cotizantes con contrato indefinido deben haber realizado, al menos, 12 cotizaciones continuas<sup>23</sup>.

En segundo lugar, y solo para los beneficios entregados por el FCS, los recursos acumulados en las CIC deben ser insuficientes para justificar una prestación con cargo al FCS por los montos y plazos definidos para ese beneficio. El monto del saldo acumulado en la CIC se puede obtener directamente de las bases administrativas, ya que existe información mensual de la renta y tipo de contrato para cada individuo.

El tercer y último elemento necesario para solicitar beneficios del FCS se relaciona con la causal de despido que estableció el empleador. Esta variable, a diferencia de las anteriores, solo se conoce para los individuos que pidieron beneficios y no para los individuos elegibles que no lo solicitaron. La omisión de esta información no perjudica la correcta estimación de las tasas de uso, pues en este documento no se distingue entre las distintas fuentes de financiamiento (CIC y FCS) y, dado que la elegibilidad a los beneficios del FCS está contenida en la elegibilidad para la CIC, el grupo de individuos elegibles no se ve afectado por la omisión de dicha información.

De esta manera, los requisitos de elegibilidad que deben satisfacer los individuos para acceder a los beneficios otorgados por el SC se establecieron según el número de cotizaciones y el saldo acumulado en las CIC. El cuadro 2 contrasta la elegibilidad imputada con la información efectiva de beneficiarios entregada por el sistema. De los individuos identificados como no elegibles, solo el 0,40% ( $0,4\% = 0,22\%/51,53\%$ ) de los casos aparece en los registros recibiendo beneficio, lo cual representa una baja tasa de error en la estimación de elegibilidad. Entre los individuos que aparecen como elegibles, en cambio, solo el 34,8% ( $34,8\% = 16,89\%/48,47\%$ ) de los individuos aparece solicitando beneficios. Esto puede originarse tanto en un problema de imputación de elegibilidad, simplemente reflejar una baja tasa de uso por parte de la población elegible. Sin embargo, por la baja tasa de error evidenciada en la población no elegible, se podría suponer que estos resultados reflejan el escaso uso de los beneficios en el sistema.

## CUADRO 2

### Situación de elegibilidad y recepción de beneficios de cesantía

(eventos entre octubre del 2002 y abril del 2009; porcentaje de casos)

Regresores	Elegibilidad estimada		
	No elegible	Elegible	Total
No recibió beneficios del SC	51,31	31,58	82,89
Recibió beneficios del SC	0,22	16,89	17,11
Total	51,53	48,47	100,00

Fuente: Elaboración propia a base de datos del SC.

Nota: Los "eventos de cesantía" se refieren a situaciones en que un cotizante al SC deja de cotizar durante al menos un mes. La elegibilidad estimada se refiere a la condición de elegible para algún beneficio del SC, de acuerdo con el historial de cotizaciones y saldo acumulado en la CIC de cada afiliado. La situación de recepción de beneficios se refiere a si la persona realizó una solicitud de beneficios en el caso de un "evento de cesantía".

<sup>23</sup> Luego de la reforma aprobada en mayo del 2009 se flexibilizó el requisito de cotizaciones para acceder al FCS, además de dar acceso a los cotizantes con contrato a plazo fijo. Ambos grupos de cotizantes deben presentar 12 cotizaciones continuas o discontinuas en los últimos 24 meses desde la afiliación o desde el último beneficio. Además, las últimas tres cotizaciones deben corresponder al mismo empleador. Los datos utilizados en este trabajo son anteriores a la entrada en vigencia de dicha ley.

Una vez definidas las condiciones de elegibilidad, se puede estimar las tasas de uso que presenta el sistema. En el apartado siguiente se examinarán las tasas de uso del SC de la población elegible.

### 3. Tasas de uso

La definición de tasa de uso empleada en este documento corresponde a la razón entre el total de individuos que solicitaron beneficios del SC, ya sea CIC o FCS, sobre el total de individuos elegibles a algún beneficio y que además, presentan una pausa de al menos un mes en su historial de cotizaciones<sup>24</sup>. Esta definición corresponde al concepto habitual de tasa de uso. Como se mencionó anteriormente, la necesidad de restringir el análisis a los individuos que presentan una pausa de al menos un mes responde a la dificultad para identificar episodios de desempleo cuando las personas no presentan discontinuidad en el pago de cotizaciones: Aunque en la práctica se observan muchos casos de individuos que solicitan beneficios sin tener laguna (los que podrían aumentar el numerador en nuestra definición de tasa de uso), no es posible identificar (con la base de datos disponible) los episodios en que los individuos pudieron haber sido elegibles pero no solicitaron beneficios y no presentaron pausa (es decir, no es posible medir con precisión el denominador). Nuestra definición permite medir un concepto acotado de tasa de uso, pero que sin embargo resulta de mayor interés desde el punto de vista de política pública (cuando los individuos efectivamente presentan una laguna de aportes)<sup>25</sup>.

En esta sección presentaremos medidas de tasa de uso según la definición anterior para tres muestras distintas:

- Muestra 1: Individuos elegibles con una pausa de cotizaciones de al menos 1 mes.
- Muestra 2: Mismos individuos incluidos en la muestra 1 pero excluyendo aquellos episodios en que la pausa es de un solo período y no hay cambio de empleador después de la pausa. Esta restricción refleja la sospecha de que no exista una pausa real sino simplemente un olvido en el pago de la cotización, sin que haya realmente ocurrido una interrupción en la relación laboral.
- Muestra 3: Mismos individuos incluidos en la muestra 2 pero restringiéndose a aquellos que cumplirían con el requisito de cotizaciones correspondiente al FCS, es decir, que al momento del término de la relación laboral, contaban con al menos 12 cotizaciones continuas con contrato indefinido. La idea de esta submuestra consiste en analizar el comportamiento de individuos con historias laborales comparables a las que habrían generado derecho a beneficios en países con esquemas tradicionales de seguro de desempleo.

El gráfico 2 muestra la tasa de uso observada para el SC, correspondiente a los trabajadores con contrato indefinido bajo las tres muestras descritas en el párrafo anterior<sup>26</sup>.

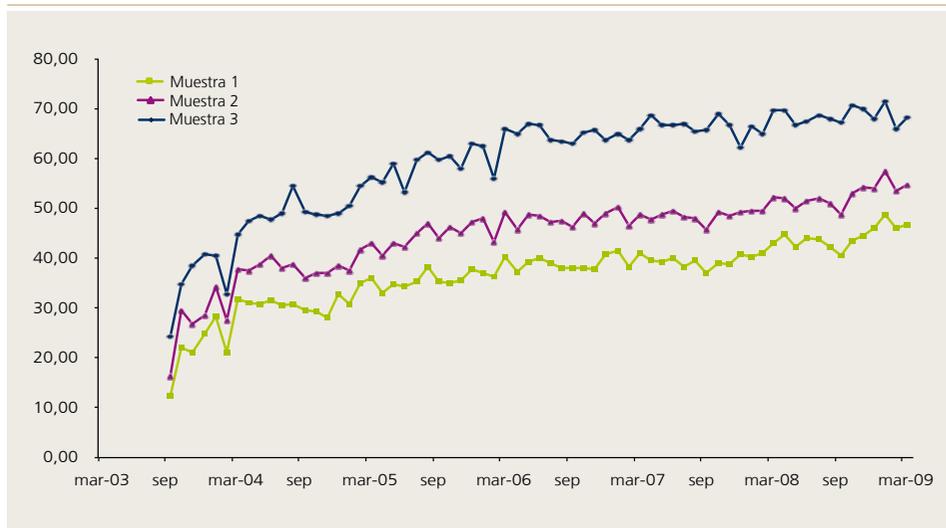
<sup>24</sup> Cabe notar que al restringir el denominador al total de individuos elegibles que presentan una pausa de al menos un mes en su historial de cotizaciones, el numerador también se debe restringir de la misma manera. De este modo, se excluye del análisis tanto a los individuos que piden beneficios y no presentan pausa como a los individuos que piden beneficios y cambian de empleador.

<sup>25</sup> Por otro lado, esta forma de medir el uso de beneficios no dista mucho de la utilizada en trabajos relacionados.

<sup>26</sup> Se construyó un gráfico análogo para los trabajadores con contrato a plazo fijo en las muestras 1 y 2, y se obtuvieron resultados cualitativamente similares a los encontrados para los cotizantes con contrato indefinido. Los resultados promedio para este grupo para el período 2007-2009 se presentan en el cuadro 3.

**Gráfico 2****Porcentaje de elegibles que hacen uso de beneficios del SC**

(solo individuos con contrato indefinido, por muestra)



Fuente: Elaboración propia a base de datos del SC.

Nota: Para cada mes se muestra el ratio entre el número de beneficiarios y el número de cotizantes elegibles para algún beneficio del SC que no cotizan al menos en el siguiente mes.

De acuerdo con la muestra 1, en promedio para todo el período, solo 39,4% de los trabajadores elegibles con contrato indefinido solicitó beneficios del SC<sup>27</sup>. Aunque dicha fracción experimentó cierta alza inicial, tendió a estancarse en los últimos meses del año 2007 y a principios del 2009. La evolución de esta variable para las muestras 2 y 3 es muy similar, pero se ubica en niveles superiores (promediando todo el período arroja una tasa de 47,9% para la muestra 2 y 63,7% para la muestra 3).

El cuadro 3 muestra las tasas de uso promedio para el período 2007-2009, estimadas para las tres muestras (trabajadores con contrato indefinido) y las dos primeras muestras en el caso de trabajadores con contrato a plazo fijo. El cuadro incluye además, para cada subgrupo, la distribución de duraciones del período sin cotizaciones.

27 Dicha cifra es incluso menor (33%) para los trabajadores con contrato a plazo fijo.

## Cuadro 3

**Tasa de uso promedio, beneficio potencial promedio y distribución de meses no cotizados**

(para los elegibles presentes en cada muestra)

	Muestra 1 (pausa de al menos un mes)		Muestra 2 (excluye pausas de un mes sin cambio de empleador)		Muestra 3 (12 cotizaciones continuas con contrato indefinido)
	N = 3.293.773		N = 2.835.556		N = 442.554
	Contrato indefinido	Contrato a plazo fijo	Contrato indefinido	Contrato a plazo fijo	Contrato indefinido
Tasa de uso	42,9%	36,5%	51,5%	37,3%	67,4%
Beneficio potencial	\$303.951	\$59.088	\$306.593	\$57.740	\$504.831
Tasa de reemplazo mediana	23,8%	7,2%	24,2%	7,1%	40,0%
<b>Meses no cotizados</b>					
Un mes	34,7%	31,4%	19,5%	22,5%	18,9%
Dos meses	14,6%	17,2%	18,0%	19,4%	16,8%
Tres meses	9,2%	10,4%	11,3%	11,8%	11,0%
Cuatro meses	6,7%	7,2%	8,3%	8,2%	8,3%
Cinco meses y más	34,8%	33,8%	42,9%	38,2%	45,1%
N° de observaciones	1.110.218	2.183.555	901.419	1.934.137	442.554

Fuente: Elaboración propia a base de datos del SC.

Notas: (1) La información presentada corresponde al período 2007-2009. (2) La tasa de reemplazo corresponde al ratio entre el monto del beneficio potencial y la remuneración promedio dividido en 5. Este indicador permite conocer la tasa de reemplazo para el número máximo de meses de beneficios otorgados por el sistema. (3) Los beneficios potenciales y la tasa de reemplazo presentados corresponden al valor mediano de la celda correspondiente, de forma de evitar la influencia de valores extremos.

En primer lugar, cabe destacar que a nivel general la tasa de uso del SC es relativamente baja, apenas 38,6% en la muestra 1. Dicha cifra aumenta a 41,8% para la muestra 2 (que excluye las pausas de un mes sin cambio de empleador) y a 67,4% para la muestra 3 (solo trabajadores con al menos 12 cotizaciones continuas con contrato indefinido)<sup>28</sup>.

En segundo lugar, llama la atención la marcada diferencia en las tasas de uso por tipo de contrato, presentando los trabajadores con contrato indefinido tasas muy superiores a los trabajadores con contrato a plazo fijo (tanto en la muestra 1 como en la muestra 2). Observando el monto de los beneficios y la distribución de duraciones, no parece que esta diferencia se deba a distintas expectativas de encontrar trabajo: para la muestra 1, el 34,7% de los trabajadores encuentra empleo después de solo un mes sin cotizar, comparado con un 31,4% para la muestra 2. En cambio, el beneficio potencial difiere en forma sustancial entre ambos grupos, lo que podría explicar la distinta propensión a solicitar beneficios: los trabajadores con contrato a plazo fijo, dado el menor período de cotizaciones necesario para

<sup>28</sup> Más adelante comparamos estos resultados con la evidencia internacional en la materia.



acceder a beneficios (solo seis meses), suelen tener beneficios de menor valor, lo que podría implicar un menor interés en llevar adelante el proceso de solicitud.

Al pasar de la muestra 1 a la muestra 2, se observa un aumento en las tasas de uso para ambos tipos de contrato. Esto corroboraría la motivación inicial para generar la muestra 2, de que una pausa de un mes y sin cambio de empleador no corresponde a períodos efectivos de desempleo y por tanto los individuos no harían uso de los beneficios del SC, lo cual explicaría el incremento en la tasa de uso al excluir dichos períodos.

Por último, vale la pena destacar que al restringirse a la muestra 3 —enfocada en trabajadores con mayor estabilidad laboral— la tasa de uso aumenta en forma significativa, llegando a 67,4%. Esta muestra, sin embargo, representa solo el 40% de los eventos de desempleo asociados a trabajadores con contrato indefinido identificados en la muestra 1 (y 49% de la muestra 2).

Las tasas de uso general (trabajadores con todo tipo de contrato) aparecen en el rango inferior de las observadas en otros países del mundo (38,6% en la muestra 1 y 41,8% en la muestra 2). Para Estados Unidos, Anderson y Meyer (1997) se encuentran tasas de uso del seguro de desempleo entre 46% y 61%, Blank y Card (1991) tasas del orden del 73% y McCall (1995) tasas de uso del 65%<sup>29</sup>. Para el Reino Unido, el *Department for Work and Pensions* (2003) estima tasas de uso del seguro de desempleo entre 62 y 71%. Para Canadá, Storer y otros (1995) estiman dicho valor en torno al 77%<sup>30</sup>.

Las bajas tasas de uso respecto de otros países del mundo podrían explicarse por una serie de factores, tales como diferencias propias en el diseño del seguro (incluyendo su novedad y relativo desconocimiento por parte de los trabajadores), diferencias en el mercado laboral y en las expectativas de encontrar pronto un nuevo empleo.

Una de las principales diferencias del sistema chileno es que otorga, en algunos casos, beneficios de bajo monto o por un corto período. Esto es particularmente cierto tratándose de beneficios provenientes de la CIC financiados con un número reducido de meses. Cuando el individuo acumula beneficios con derecho al FCS, sin embargo, los beneficios muestran mayor similitud con los seguros tradicionales, en el sentido de que se pueden realizar hasta cinco pagos, expresados como una fracción del ingreso de la persona. Al ser los beneficios más significativos, es esperable que las tasas de uso sean superiores.

Otro argumento diferenciador del SC chileno dice relación con la propiedad de los fondos: en el caso de los beneficios financiados íntegramente con recursos provenientes de la CIC, el individuo podría internalizar el hecho de que son propios y decidir no utilizarlos puesto que puede acumularlos para un futuro evento de desempleo. Esta internalización sería menor en el caso de acceder a recursos provenientes del FCS, puesto que estos provendrían de un fondo común. Persistiría sin embargo un valor de uso de los mismos, debido al límite de dos utilidades del FCS en una ventana de cinco años<sup>31</sup>.

---

<sup>29</sup> La existencia de dichos seguros es anterior al SC chileno; no obstante, las tasas de uso encontradas inquietan a los investigadores, pues corresponden a niveles muchos más bajos que los evidenciados en otros momentos.

<sup>30</sup> Para mayores detalles sobre los países de la OECD, ver Hernanz y otros (2004).

<sup>31</sup> Reyes y otros (2010) utilizan un argumento de este tipo, pero aplicado a la duración del desempleo y a condición de haber solicitado beneficios.

Esto queda claramente en evidencia al observar las tasas de uso para los individuos con contrato indefinido y que cumplen con el requisito de al menos 12 cotizaciones continuas (propio de la elegibilidad al FCS) al momento de solicitar el beneficio (muestra 3). En este caso, la tasa de uso aumenta a 67,4% promedio para el período enero del 2007-abril del 2009, una cifra en el mismo rango de los resultados encontrados para países desarrollados. En este sentido, la baja tasa de uso general se explicaría en gran medida por el elevado número de personas con derecho a beneficios por muy bajo monto (particularmente los trabajadores con contrato a plazo fijo).

De la información presentada en esta sección se concluye que existe un elevado porcentaje de subutilización de los beneficios entregados por el SC en la población general. Aunque la tasa de utilización parece responder a los patrones de estacionalidad anual, esta no supera el 50% para ningún mes en el período de análisis (muestra 1). Estas tasas aumentan en forma significativa al observar trabajadores con historias laborales más estables. Las siguientes secciones buscarán dar una explicación a estos fenómenos, tanto desde el punto de vista conceptual, como a través de un análisis empírico multivariado.

Dados los resultados de esta sección, el análisis empírico de las siguientes secciones se centrará en la muestra 2, es decir, se excluirán del análisis los episodios en que un trabajador presenta una pausa de un mes sin cambio de empleador.

#### IV. REVISIÓN DE LA LITERATURA SOBRE TASA DE USO

La literatura sobre el uso de los beneficios del seguro de cesantía ha agrupado las razones que explican la baja utilización de los programas gubernamentales en cuatro categorías: i) determinantes pecuniarios, ii) costos de información, iii) costos administrativos y de transacción y iv) costos sociales y/o psicológicos. Siguiendo a Hernanz y otros (2004), a continuación se describe cada uno de estos factores:

##### 1. Determinantes pecuniarios

Este elemento ha sido la base de la mayoría de las investigaciones empíricas de la no participación en programas sociales. Se refiere al análisis tradicional de costos y beneficios, donde los individuos participan en un determinado programa si los beneficios derivados de la participación superan los costos en que deben incurrir para solicitarlos.

Las variables usualmente empleadas para capturar estos determinantes son el monto y la duración esperada del beneficio.

##### 2. Costos de información

Tienen relación con la complejidad del procedimiento a seguir para obtener el beneficio. El conocimiento de los requisitos de elegibilidad tiene costos en términos de esfuerzo y tiempo, situación que puede inducir a los individuos a renunciar a su beneficio si su expectativa de ganancia es menor que los costos que deben enfrentar para informarse.



### 3. Costos administrativos y de transacción

Corresponden al tiempo desde que la persona es elegible para el beneficio hasta que recibe los pagos del programa. Este tiempo incluye el período donde la entidad encargada del programa verifica la condición de elegibilidad del individuo.

A medida que los tiempos necesarios para corroborar los requisitos de elegibilidad se hacen más extensos, la probabilidad de participar en los programas es menor.

### 4. Costos sociales y/o psicológicos

La idea detrás de los estudios que utilizan estas variables para explicar las bajas tasas de uso es que la participación en determinados programas sociales envía una señal negativa a la población. Esta situación marcaría negativamente al individuo, por lo que prefiere no acceder a él.

A pesar de que estas razones no son explicaciones totalmente aisladas, los estudios tienden a centrarse en alguno de esos factores para explicar la utilización de los programas sociales. En particular, los estudios sobre la tasa de uso de seguros de desempleo utilizan como variables explicativas principalmente los determinantes pecuniarios. Entre ellos, McCall (1995), investiga el impacto de cambios en el nivel de los beneficios entregados por el SC en Estados Unidos sobre las tasas de uso del sistema. El autor encuentra que un aumento en las tasas de reemplazo incrementa la probabilidad de que los individuos elegibles para el beneficio del SC lo soliciten<sup>32</sup>.

Por su parte, Anderson y Meyer (1997), estudian distintos factores que explican la decisión de los individuos de solicitar beneficios; no obstante, su principal hipótesis a analizar es si los recientes cambios tributarios asociados al SC podrían explicar la caída observada en las tasas de uso de Estados Unidos, a partir de los años 80.

Card y Levine (1998) estudian el efecto de la duración del beneficio sobre la duración del período de cesantía. Los autores emplean datos a nivel agregado, además de datos administrativos para el estado de New Jersey, y encuentran que la extensión del período de recepción de beneficios aumenta la población de beneficiarios que agotan totalmente su beneficio.

Por su parte, Blank y Card (1991), analizan cómo los recientes cambios en la fracción de desempleados asegurados pueden influir en la caída de las tasas de uso del SC en Estados Unidos.

Para el caso chileno, este documento es el primero en cuantificar la tasa de utilización de los beneficios del SC entre la población elegible, además de identificar las posibles razones que explicarían la utilización de los beneficios del sistema.

---

<sup>32</sup> Un indicador de uso común para evaluar el funcionamiento de un programa en cuanto a la calidad de los beneficios que entrega es la tasa de reemplazo. La definición de tasa de reemplazo depende del contexto analizado. Para este estudio se entiende como el ratio entre el total de los beneficios monetarios entregados por el SC sobre el promedio de remuneraciones para un período en particular.

## V. METODOLOGÍA

A partir de la discusión anterior, es posible proponer determinados tipos de variables (medibles en los datos) que deberían afectar la utilización de beneficios: determinantes pecuniarios, de información o asociados a costos de transacción<sup>33</sup>.

Bajo la clasificación de *determinantes pecuniarios* de la decisión de uso, se deberían incluir factores que afectan el análisis de costos y beneficios implícito en dicha decisión: la participación debiera ser más frecuente mientras mayores fueran los beneficios esperados y menores los costos de solicitar beneficios. Ello implica una asociación positiva con el saldo en la CIC al momento de la solicitud, con la elegibilidad para beneficios financiados en parte por el FCS y por la duración esperada (subjettiva) del período de desempleo (a mayor pausa esperada, mayor debería ser el interés en recibir beneficios del SC). Por último, el costo de oportunidad del tiempo necesario para solicitar beneficios se puede aproximar por la renta del trabajador o por la tasa de reemplazo.

Bajo la categoría de *determinantes informacionales*, es posible construir medidas de conocimiento del proceso de solicitud de beneficios a través de medidas del uso anterior de beneficios, ya sea del propio trabajador o de su entorno más cercano (otros trabajadores de su empresa).

Por último, en la categoría de costos de transacción, destacamos las medidas asociadas a la disponibilidad de oficinas de atención al público en las cuales realizar los trámites de solicitud. Estas variables reflejan tanto el acceso como la posibilidad de informarse acerca del sistema.

Usando los datos descritos en las secciones precedentes, la metodología propuesta consiste en estimar modelos del tipo *probit* y regresión lineal, además de un modelo de panel para la probabilidad de pedir beneficio por parte de la población elegible. Los modelos de regresión lineal a estimar tienen la siguiente forma:

$$Y_{it} = \beta_0 + DP'_{it}\beta_1 + DI'_{it}\beta_2 + CT'_{it}\beta_3 + OV'_{it}\beta_4 + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

donde la variable dependiente es igual a 1 si el individuo solicitó algún beneficio (CIC o FCS) en un determinado mes y 0 en caso contrario.  $DP'_{it}$  (*determinantes pecuniarios*) es un vector que contiene cuatro variables asociadas a los determinantes pecuniarios que podrían influenciar la decisión de los agentes de solicitar los beneficios del SC. Las variables que se incluyeron en dicho vector corresponden a: *beneficio potencial esperado*, *tasa de reemplazo*, *duración esperada de la pausa y derecho al FCS*. El vector  $DI'_{it}$  (*determinantes de información*) contiene las variables de conocimiento del sistema, específicamente la variable dicotómica que identifica si el individuo solicitó beneficios del SC en el pasado y la variable *número de beneficiarios sobre cotizantes en la empresa del trabajador*. Por otro lado,  $CT'_{it}$  (*costos de transacción*) es un vector que contiene la variable dicotómica que identifica la presencia de un CAA en la comuna del empleador, la interacción entre esta y una variable de tendencia, además de

<sup>33</sup> En este documento no se consideran explicaciones asociadas a costos sociales y/o psicológicos, ya que la cotización es obligatoria para todos los individuos que inicien contratos con posterioridad a octubre del 2002. Por lo tanto, es difícil que la baja utilización de los beneficios del SC se deba a estas razones.



la densidad poblacional de la comuna. Por último, el vector  $OV_{it}'$  (*otras variables*) contiene variables habituales de control tales como la tasa de desocupación regional, una variable *dummy* que identifica el género del afiliado, edad, edad al cuadrado, variables *dummy* para el quintil del efecto fijo, tamaño de empresa, sector económico y, por último, una variable de tendencia.

A continuación se presenta la construcción de estas variables. En los modelos *probit* se supone que la probabilidad de que la variable dependiente sea igual a 1 queda determinada por la función de densidad acumulativa de una distribución normal estandarizada, evaluada en un índice lineal dado por las variables independientes de la especificación anterior:

$$Pr(Y_{it} = 1) = \Phi(\beta_0 + DP_{it}'\beta_1 + DI_{it}'\beta_2 + CT_{it}'\beta_3 + OV_{it}'\beta_4), \quad (2)$$

En los resultados de las estimaciones con modelos *probit*, se presentan los efectos marginales promedio asociados a cambios unitarios en cada una de las variables independientes<sup>34</sup>.

Por último, los modelos con datos de panel con efecto fijo siguen la siguiente especificación:

$$Y_{it} = \beta_0 + DP_{it}'\beta_1 + DI_{it}'\beta_2 + CT_{it}'\beta_3 + OV_{it}'\beta_4 + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

donde  $\eta_i$  representa el efecto fijo a nivel individual.

Al incluir estimaciones de tipo *probit* y de regresión lineal, se busca evaluar la robustez de los resultados a la especificación del modelo bajo análisis. Si el signo y la magnitud de los efectos marginales permanecen inalterados entre estimaciones es posible concluir que las relaciones entre las variables independientes y la variable dependiente son lo suficientemente robustas. A su vez, la estimación de tipo panel con efectos fijos individuales permite mejorar la consistencia de los estimadores al corregir por las características inobservables de los individuos, que sean invariantes en el tiempo.

Es importante subrayar el cuidado que se debe tener al interpretar los coeficientes estimados de los modelos anteriores. Aunque se ha incluido una cantidad razonable de variables de control (incluyendo un modelo con efecto fijo, el cual permite capturar características inobservables de carácter permanente de cada individuo), persisten una serie de factores determinantes de la decisión de uso que no nos son posibles de aproximar a partir de los datos disponibles y que por lo tanto se encuentran representados por los términos de error de los distintos modelos. A modo de ejemplo, el trabajador cuenta con mayor información (o percepción subjetiva) que el investigador acerca de las posibilidades reales de encontrar un nuevo empleo en el corto plazo, lo cual afecta su decisión de solicitar beneficios. Asimismo, nuestras medidas de información son *proxy* parciales del grado de conocimiento del sistema por parte de los trabajadores. En la medida en que estos determinantes no observados se encuentren correlacionados con las variables incluidas en el modelo, la interpretación causal de los coeficientes será errónea. Por

<sup>34</sup> Para el cálculo de efectos marginales promedio, se utilizó el comando "margins" de Stata 11, con la opción "dydx" aplicada a todas las variables independientes en niveles. Esto equivale a calcular el efecto sobre la variable dependiente de modificar determinada variable en 1 unidad. Esto se hace para todos los individuos de la muestra y luego se promedian los efectos marginales.

lo tanto, la interpretación que daremos a los coeficientes estimados se refiere básicamente a correlaciones de determinada variable con la probabilidad de solicitar beneficios.

A continuación se describen en mayor detalle las principales variables utilizadas en el análisis. Las estadísticas descriptivas para cada una de estas variables y otras variables utilizadas en el análisis empírico (valores promedios o medianos) se presentan en el cuadro 5, más adelante.

## 1. Beneficio potencial

Esta variable captura el beneficio monetario potencial de participar en el programa. Como se mencionó previamente el monto de la prestación depende del tipo de contrato del trabajador y de las condiciones de elegibilidad que satisfaga el individuo para solicitar los beneficios y sea con cargo a las CIC o con cargo al FCS.

De este modo, el beneficio potencial en caso de tener derecho a la CIC corresponde al saldo acumulado en la cuenta individual del trabajador. En cambio, para los cotizantes con derecho al FCS el beneficio potencial se obtiene empleando las tasas de reemplazo correspondientes para cada pago, según los límites máximos y mínimos impuestos por ley<sup>35</sup>. Los resultados para esta variable revelan una importante diferencia en el monto potencial de los beneficios otorgados por el SC por tipo de contrato. Mientras los cotizantes con contrato indefinido podrían acceder en promedio a un beneficio de \$306.593 en caso de quedar cesantes, los cotizantes con contrato a plazo fijo solo recibirían \$57.740. Esta situación se puede explicar, tanto por el alto uso que hacen los trabajadores con contrato a plazo fijo de los fondos del SC, lo que no les permite acumular suficiente dinero en sus cuentas individuales, como por las diferencias en las remuneraciones que evidencian ambos contratos<sup>36</sup>. Estos efectos combinados generan importantes diferencias en el saldo de las cuentas individuales (\$156.000 y \$58.000 para los trabajadores con contrato indefinido y a plazo fijo, respectivamente). El efecto del FCS, sin embargo, explica parte importante de la brecha, puesto que los aportes potenciales provenientes de este fondo casi duplican el beneficio potencial de los trabajadores con contrato indefinido.

## 2. Medidas de experiencia en solicitar beneficios

Estas medidas intentan capturar, por un lado, el grado de conocimiento del SC en las empresas y por otro, el conocimiento que adquiere el mismo individuo a través de experiencias anteriores de solicitud del beneficio.

Para la primera medida, a partir del RUT del empleador de cada cotizante, se calcula mensualmente qué fracción de dichos cotizantes realizó alguna solicitud de beneficio en el pasado. El siguiente cuadro muestra la distribución de este indicador por tamaño de empresa.

<sup>35</sup> En el caso del FCS, para establecer el monto del beneficio se siguió la misma metodología que establece la normativa, es decir, el uso inicial de los fondos acumulados en la CIC y luego el aporte complementario del FCS.

<sup>36</sup> Las remuneraciones para los trabajadores con contrato indefinido ascienden a \$390,000, mientras para los trabajadores con contrato a plazo fijo alcanzan a solo \$263,000, para el período 2002-2009 (a pesos de diciembre del 2008).

**Cuadro 4****Número de beneficiarios sobre cotizantes por empresa, según tamaño de empresa**

(evolución anual, porcentaje)

Año	Todas las empresas		Empresas con más de 5 trabajadores cotizando en el SC		Empresas con menos de 5 trabajadores cotizando en el SC
	Media	Mediana	Media	Mediana	Media
2002	0,01	0,00	0,03	0,00	0,01
2003	0,65	0,00	1,62	0,00	0,02
2004	4,38	0,00	9,25	1,27	0,02
2005	9,33	0,00	16,74	9,86	0,05
2006	8,84	0,00	16,10	9,20	0,09
2007	19,94	0,00	29,79	24,27	0,14
2008	24,22	0,60	34,17	30,01	0,18
2009*	27,53	6,61	37,44	33,77	0,23

Fuente: Elaboración propia a base de datos del SC.

\*Datos hasta abril de 2009.

En los datos se observa un aumento gradual del número de beneficiarios por empresa en el tiempo. Para el año 2009, al considerar para el análisis a todas las empresas se tiene una tasa de solicitud de 28% en promedio, con una mediana de solo 7%. No obstante, esta variable puede estar fuertemente afectada por las empresas con un bajo número de trabajadores cotizando al seguro, en muchos casos uno solo. Por esta razón se decidió incluir las siguientes dos columnas, centradas en las empresas con más de cinco trabajadores<sup>37</sup>. Para esta clasificación se observa nuevamente un perfil creciente en el tiempo, pero con una mayor tasa de solicitud por empresa (promedio de 37% y mediana de 34%). La última columna presenta la media de solicitudes por empresa, utilizando para el cálculo aquellas empresas con menos de cinco trabajadores cotizando en el SC. Claramente, los trabajadores de empresas pequeñas, a pesar de estar cotizando en el SC, presentan un bajísimo uso de sus beneficios y este no parece estar aumentando en el tiempo.

La segunda medida de información incluida en el análisis corresponde a la variable dicotómica que identifica si el individuo solicitó beneficios del Seguro en el pasado. La experiencia previa para solicitar los beneficios del SC reduce los costos de información en los cuales debe incurrir un trabajador ante un próximo evento de cesantía.

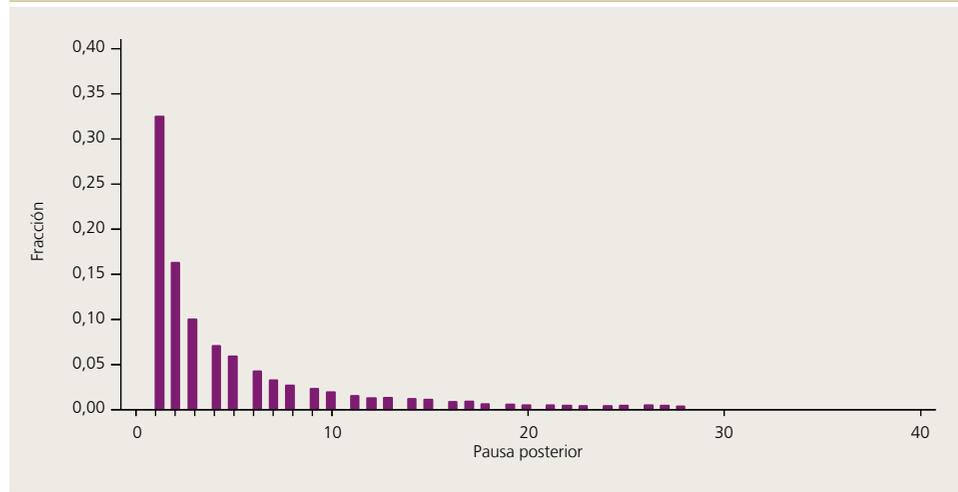
**3. Medidas de duración esperada de la pausa laboral**

Como se mencionó previamente, cabe esperar que los individuos con alta expectativa de encontrar trabajo presenten una menor propensión a solicitar los beneficios del seguro, ya sea porque el monto esperado del beneficio es menor (porque la persona encontraría empleo antes de recibir todos los pagos) o porque prefieren postergar el uso de los recursos hasta una situación de mayor necesidad. Al analizar la distribución de los episodios de desempleo, se detecta que un porcentaje significativo de estos (32%) tiene una duración de solo un mes y que la frecuencia decae gradualmente con el tiempo sin cotizar. El siguiente gráfico muestra la distribución para esta variable.

<sup>37</sup> Se escogió esta clasificación al observar que el 75% de las empresas pertenecientes al SC tienen cinco o menos trabajadores cotizando en el seguro.

**Gráfico 3**

**Histograma de frecuencias de la duración de episodios de desempleo (meses)**



Fuente: Elaboración propia a base de datos del SC.  
 Nota: Individuos elegibles para algún beneficio del SC (con una pausa de al menos un mes).

Intentando capturar estos atributos de la distribución, se estimaron dos modelos para obtener la distribución proyectada de duraciones de desempleo para cada individuo incluido en la base. Por un lado, se estimó mediante un modelo *probit* la probabilidad de que un agente tenga una pausa en sus cotizaciones superior a un mes (en contraposición a una pausa de solo un mes) y por otro lado se estimó, para las pausas superiores a un mes, un modelo paramétrico en que se supone que la función de riesgo de salir del desempleo sigue una distribución Weibull.

El modelo *probit* estimado es el siguiente:

$$Pr(Pausa_{it} > 1) = \Phi (X_{it}\delta) , \tag{4}$$

Por su parte, en el modelo paramétrico para las lagunas superiores a un mes, la función de riesgo de salir del estado de no-cotizante hacia el estado de cotizante, condicional a llevar  $Pausa_{it}$  períodos sin cotizar, corresponde al siguiente:

$$h (Pausa_{it}) = p \cdot \exp(-p \cdot X'_{it} \gamma) \cdot Pausa_{it}^{p-1} , \tag{5}$$

En ambas estimaciones se incluyeron como variables independientes ( $X_{it}$ ) la edad y la edad al cuadrado del cotizante al inicio de la pausa, una variable dicotómica de género, además de las interacciones de esta con la edad y la edad al cuadrado. Se incluyeron también la duración del período de cotizaciones previo a la pausa, la renta promedio de los últimos 12 meses, la tasa de desocupación regional, variables *dummy* identificando el sector económico al cual pertenece el trabajador, variables *dummy* para cada mes del año (capturando la fuerte estacionalidad del desempleo), además de una tendencia temporal lineal. Asimismo, se empleó



una variable dicotómica para identificar el tipo de contrato anterior a la pausa (a plazo fijo o indefinido) además de las interacciones de esta variable con todas las variables anteriores.

Luego de estimar estos modelos se procedió a obtener la duración esperada del período sin cotización mediante la siguiente ecuación:

$$\text{Pausa esperada} = \text{prob1} \cdot \text{pausa\_estimada} + (1 - \text{prob1}), \quad (6)$$

donde *Prob1* es el resultado de la predicción empleando el modelo *probit* y *pausa\_estimada* es la duración esperada condicional de la pausa resultante del modelo de duración<sup>38</sup>.

#### 4. Costos de transacción

Para capturar los costos de transacción que pueden enfrentar los beneficiarios del SC, se empleó la información del número de CAA existentes en el país. La normativa del seguro establece un número mínimo de CAA que debe estar disponible para atender las consultas de los afiliados y especialmente para la acreditación de los requisitos para la obtención de los beneficios del SC.

Con el fin de capturar la propensión a solicitar beneficios de los individuos que cuentan con un CAA en la comuna de su empleador, se generó una variable dicotómica que toma el valor de 1 en caso de que exista un CAA en la comuna del empleador y 0 en caso contrario.

Como la presencia de sucursales está fuertemente correlacionada con la densidad poblacional (las sucursales se encuentran básicamente en ciudades medianas o grandes), se incluyó como control una medida de la densidad poblacional de la comuna (número de habitantes por kilómetro cuadrado).

La base de datos utilizada incluye una medida (autorreportada) de educación y estado civil del afiliado. Se optó, sin embargo, por no incluirlas en el análisis puesto que dicha variable está completa mayoritariamente para los individuos que solicitaron beneficios y por lo tanto la muestra en que están presentes no es representativa de la población en general. En su lugar, y para capturar algunas características inobservables permanentes de cada individuo se estimó un efecto fijo individual proveniente de una regresión tipo Mincer para el ingreso imponible de los cotizantes. Luego, usando esa información para cada individuo, se construyeron variables *dummy* para el quintil de la distribución de dicho efecto fijo en la muestra<sup>39</sup>.

Tanto las variables *dummy* por quintiles como la variable de "duración esperada de la pausa" son producto de estimaciones previas realizadas con la base de datos general y las características propias de cada individuo. Lo que se busca al incorporar estas variables es incluir

---

<sup>38</sup> Los resultados de tales estimaciones se encuentran en el cuadro A3 (anexo). El modelo utilizado, a pesar de su simplicidad, arroja una correlación simple de 26,9% entre las duraciones observadas y las duraciones promedio esperadas.

<sup>39</sup> La metodología utilizada es similar a la empleada por Berstein y otros (2005). La regresión de Mincer con efecto fijo se estimó usando el logaritmo del ingreso imponible como variable dependiente e incluyendo como variables independientes la edad y la edad al cuadrado del cotizante, una variable dicotómica de género, además de la interacción de esta con la edad y edad al cuadrado. Una vez obtenidos los residuos de esta regresión (expresada en desviaciones respecto a la media de cada individuo), el efecto fijo fue estimado como el residuo promedio de cada individuo. Ver cuadro A4 (anexo).

controles de manera de hacer más robusta la estimación de las otras variables independientes de interés incluidas en el modelo<sup>40</sup>.

En los modelos estimados, el tamaño de las empresas se incluyó mediante una serie de variables *dummy*<sup>41</sup>. No obstante, para el análisis de sensibilidad se incluyeron dos estimaciones para empresas con más de cinco trabajadores, de forma de capturar en mejor medida los efectos de difusión de información al interior de la empresa.

**Cuadro 5**

**Estadísticas descriptivas para variables incluidas en el análisis**

Variable	Contrato indefinido	Contrato plazo fijo
Porcentaje de mujeres	34,70%	31,10%
Edad promedio	36	36
Renta mediana	214.743	164.576
Duración promedio relación laboral antes de la pausa	21	7
Duración promedio de la pausa	6	5
Saldo mediano	155.641	57.740
Beneficio potencial mediano	306.593	57.740
Tasa de Reemplazo mediana	24,20%	7,10%
Porcentaje derecho FCS	43,30%	0,00%
Actividad económica		
Actividad no especificada	9,39%	11,39%
Agricultura, caza, silvicultura y pesca	4,04%	14,54%
Minería	1,14%	0,49%
Industria manufacturera	10,71%	7,39%
Electricidad, gas y agua	0,20%	0,17%
Construcción	6,36%	24,79%
Comercio por mayor y menor	22,28%	12,86%
Transporte	8,31%	4,01%
Finanzas	19,30%	13,26%
Servicios estatales	18,28%	11,10%
Nº de observaciones	901.419	1.934.137

Fuente: Elaboración propia a base de datos del SC.

Notas: (1) La información que se presenta en la tabla corresponde al período 2007- 2009. (2) Los datos utilizados corresponden al total de cotizantes elegibles a CIC o FCS (muestra 2).

<sup>40</sup> Estas variables, a pesar de estar basadas en algunas de las mismas variables incluidas en el modelo, no generan problemas de multicolinealidad debido a que utilizan el historial completo de cotizaciones de cada individuo (efecto fijo) y a que representan funciones no lineales de las otras variables (incluyendo la discretización).

<sup>41</sup> Se discretizó el tamaño de empresa en seis grupos: empresas con menos de 5 trabajadores, entre 5 y 10, entre 11 y 50, entre 51 y 100, entre 101 y 1000, y empresas con más de 1000 cotizantes al SC.



## VI. RESULTADOS

El cuadro 6 presenta los resultados de las estimaciones del modelo de regresión lineal y *probit*, por tipo de contrato. Se presentan ocho especificaciones distintas, dependiendo de las variables incluidas en el análisis, del tipo de estimación que se llevó a cabo y del tipo de contrato del trabajador<sup>42</sup>.

Las especificaciones 1, 3, 5 y 7 incluyen la variable “solicitó beneficio en el pasado”, la cual se refiere a la decisión que tomó el trabajador en aquellas oportunidades anteriores en que tuvo una laguna de cotizaciones, teniendo derecho a los beneficios del seguro. Esta variable no está disponible para la primera oportunidad en que el individuo está expuesto; por ello las especificaciones que la incluyen tienen menos observaciones.

Reiteramos que los coeficientes presentados (correspondientes a los efectos marginales promedio de cada variable sobre la probabilidad de solicitar beneficios) se deben interpretar como representativos de la covarianza existente entre cada variable independiente y la probabilidad de hacer una solicitud. No se pretende dar una interpretación causal a los resultados, puesto que muchas variables pueden ser endógenas en esta regresión. A modo de ejemplo, la variable “solicitó beneficios en el pasado” puede estar capturando heterogeneidad individual no observada (como el conocimiento o interés sobre los beneficios de la seguridad social), la cual podría afectar las decisiones individuales en todos los períodos. Asimismo, la duración estimada de la pausa puede estar capturando elementos de empleabilidad, los cuales pueden estar correlacionados con el conocimiento que se tenga del sistema. La variable indicativa de la existencia de CAA está ciertamente relacionada con el grado de urbanidad de la comuna de residencia, la cual puede implicar acceso a otras fuentes de información o las características de los mercados laborales locales.

Dicho esto, las principales conclusiones que se derivan de estas estimaciones son las siguientes:

- En todas las especificaciones, la propensión a pedir beneficios está positivamente correlacionada con el monto del beneficio potencial. Esto es consistente con la hipótesis de costos pecuniarios que plantea la literatura sobre tasa de uso. Los individuos tenderán a participar más en los programas sociales si los beneficios derivados de la participación son mayores.
- La tasa de reemplazo tiene un efecto contrapuesto en la probabilidad de pedir beneficio dependiendo del tipo de contrato del trabajador. El coeficiente que acompaña esta variable, en el caso de los cotizantes con contrato indefinido, es positivo (y significativo al 1%) en los cuatro modelos estimados. Esto es coherente con la literatura, pues mientras mayor sea el beneficio esperado como proporción del ingreso del individuo, más atractivo será solicitar los beneficios del sistema<sup>43</sup>. En cambio, para los cotizantes con contrato a plazo

---

<sup>42</sup> Las estimaciones de los errores estándar incluyen ajuste por “cluster” a nivel del individuo.

<sup>43</sup> Vale la pena mencionar que el ingreso interviene en forma indirecta en la estimación, a través del efecto fijo estimado en la ecuación en que interviene el logaritmo del ingreso. Esto no debería dificultar la interpretación de la variable tasa de reemplazo puesto que el efecto fijo (resultante de un promedio de residuos) se interpreta como un atributo permanente del trabajador, asimilable a su nivel educativo o sus capacidades cognitivas o no cognitivas. El ingreso, en cambio, está asociado a la productividad en el último período de empleo, no a lo largo de toda su vida. Además, el efecto fijo se incluye en forma no lineal mediante quintiles.

fijo la tasa de reemplazo presenta una correlación negativa con la probabilidad de pedir beneficios. Esta situación puede deberse a que este tipo de trabajadores, usualmente asociados a faenas de corta duración, y debido a que la elegibilidad se alcanza con apenas seis meses, tiende a solicitar beneficios en forma recurrente, incluso en ausencia de lagunas de cotizaciones. Ello implica que no alcanzan a acumular recursos suficientes en su cuenta individual al momento de la solicitud y por ende la tasa de reemplazo asociada a este grupo de individuos es menor. En otras palabras, esto genera una relación desde el uso de beneficios hacia la tasa de reemplazo de los mismos.

- Las *proxy* de información a nivel individual (“solicitó beneficios en el pasado”) y grupal (beneficiarios sobre cotizantes) son positivas y significativas en todas las especificaciones. La variable grupal es particularmente relevante, señalando la importancia de la información transmitida a través de la empresa, ya sea por medio de comunicación directa entre trabajadores o asociada con departamentos de recursos humanos bien informados de los beneficios del sistema.
- Existe una asociación positiva (y significativa) entre la duración esperada de la pausa y la probabilidad de pedir beneficios para los cotizantes con contrato indefinido. Por el contrario, esta asociación es negativa (y significativa) para los cotizantes con contrato a plazo fijo. Similar a lo señalado para la tasa de reemplazo, la asociación negativa encontrada para los cotizantes con contrato a plazo fijo se puede deber a la manera en que algunos de estos individuos utilizan el SC, solicitando beneficios apenas cumplen el requisito de elegibilidad. Esto hace que los individuos con historial de solicitudes frecuentes presenten menores duraciones de empleo y por lo tanto menores duraciones esperadas de desempleo. Por otro lado, los cotizantes con contrato indefinido efectúan una correcta estimación del período de cesantía que enfrentarán, de modo que los individuos que prevén un período extenso de desempleo tienden a solicitar en mayor medida los beneficios del sistema.
- La variable derecho potencial al FCS, que se incluyó en las especificaciones de los cotizantes con contrato indefinido, es positiva y significativa. Al ser los beneficios del FCS más significativos, se incentiva la participación de los individuos elegibles en el sistema.
- Las variables asociadas a la presencia de CAA en la comuna del empleador influye positivamente (aunque en forma decreciente a través del tiempo) en la propensión a solicitar los beneficios del sistema para los cotizantes con contrato indefinido. Como era esperable, la presencia de un CAA facilita el trámite de solicitud de los beneficios del SC. Para los cotizantes con contrato a plazo fijo, el efecto es negativo aunque pequeño.
- Como era de esperar, la tasa de desocupación regional está positivamente relacionada con la probabilidad de pedir beneficios por parte de los trabajadores con contrato indefinido. Este resultado se invierte, sin embargo, para los trabajadores con contrato a plazo fijo. Esto podría apuntar a una relación entre las oportunidades laborales a nivel regional y el conocimiento del sistema que tengan los trabajadores.
- Las mujeres con contrato indefinido parecen solicitar beneficios con menor frecuencia que los hombres. Esta relación se invierte en el caso de las afiliadas con contrato a plazo fijo<sup>44</sup>.
- El efecto marginal promedio de la edad es negativo para los trabajadores con contrato indefinido, pero positivo para los trabajadores a plazo fijo. En el primer caso, la relación

---

<sup>44</sup> Aunque las diferencias de género son sumamente interesantes, no es posible profundizar más en las causas de las diferencias entre hombres y mujeres. De hecho, la literatura relevante tampoco se centra en estas variables. Para ello se requeriría un análisis más cualitativo, con entrevistas a los beneficiarios potenciales.

podría deberse a diferencias a lo largo de la vida en las probabilidades subjetivas de reemplazo; si los trabajadores de mayor edad sienten mayor confianza en encontrar un trabajo pronto, estarán menos predispuestos a solicitar beneficios. Por el contrario, en el caso de los trabajadores con contrato a plazo fijo, el uso creciente de beneficios es coherente con una historia informativa: a medida que los individuos van adquiriendo más información, aumenta su propensión a participar.

- Por último, la variable densidad poblacional presenta un coeficiente negativo y significativo en todas las especificaciones. Una explicación para este fenómeno es que las comunas más densas ofrecen mejores oportunidades de trabajo (y por lo tanto mejores expectativas de encontrar empleo en forma rápida), reduciendo la propensión a solicitar beneficios.

**Cuadro 6**
**Probabilidad de pedir beneficios, 2007-2009. Efectos marginales por tipo de contrato, muestra 2**

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Plazo indefinido				Plazo fijo			
	Probit	Probit	MCO	MCO	Probit	Probit	MCO	MCO
Beneficio potencial. en miles de pesos	0,00982*** (0,000649)	0,00690*** (0,000450)	0,0118*** (0,000716)	0,00933*** (0,000498)	0,0482*** (0,000659)	0,0370*** (0,000545)	0,0420*** (0,000780)	0,0340*** (0,000625)
Tasa de reemplazo	0,0629*** (0,00727)	0,165*** (0,00560)	0,0383*** (0,00667)	0,141*** (0,00543)	-0,186*** (0,00514)	-0,177*** (0,00465)	-0,0950*** (0,00341)	-0,102*** (0,00309)
Solicitó beneficio en el pasado	0,0841*** (0,00147)		0,0953*** (0,00173)		0,0932*** (0,000807)		0,101*** (0,000901)	
Beneficiarios sobre cotizantes	0,536*** (0,00278)	0,640*** (0,00204)	0,521*** (0,00282)	0,622*** (0,00188)	0,406*** (0,00185)	0,477*** (0,00148)	0,401*** (0,00187)	0,481*** (0,00151)
Duración estimada de la pausa	0,0690*** (0,00173)	0,0642*** (0,00111)	0,0688*** (0,00179)	0,0642*** (0,00118)	-0,163*** (0,000938)	-0,136*** (0,000662)	-0,176*** (0,00106)	-0,146*** (0,000768)
Derecho potencial al FCS	0,177*** (0,00218)	0,147*** (0,00152)	0,204*** (0,00238)	0,160*** (0,00165)				
Dummy CAA asociada al empleador	0,0699*** (0,0163)	0,0545*** (0,0118)	0,0676*** (0,0162)	0,0545*** (0,0118)	-0,0239*** (0,00860)	-0,0192*** (0,00736)	-0,0376*** (0,00852)	-0,0332*** (0,00728)
Dummy CAA * tendencia	-0,000870*** (0,000184)	-0,000701*** (0,000134)	-0,000858*** (0,000183)	-0,000712*** (0,000134)	0,000346*** (9,77e-05)	0,000293*** (8,40e-05)	0,000493*** (9,76e-05)	0,000447*** (8,37e-05)
Tasa de desocupación regional	0,00334*** (0,000455)	0,00320*** (0,000341)	0,00345*** (0,000470)	0,00332*** (0,000345)	-0,00345*** (0,000238)	-0,00177*** (0,000205)	-0,00371*** (0,000252)	-0,00189*** (0,000218)
Dummy mujer	-0,108*** (0,00328)	-0,0957*** (0,00228)	-0,109*** (0,00349)	-0,0966*** (0,00244)	0,285*** (0,00141)	0,248*** (0,00110)	0,315*** (0,00176)	0,273*** (0,00135)
Edad	-0,00414*** (8,76e-05)	-0,00350*** (6,24e-05)	-0,00433*** (9,39e-05)	-0,00368*** (6,64e-05)	0,00430*** (4,33e-05)	0,00404*** (3,43e-05)	0,00471*** (4,30e-05)	0,00426*** (3,43e-05)
Densidad poblacional	-1,90e-06*** (1,59e-07)	-2,50e-06*** (1,18e-07)	-2,52e-06*** (1,65e-07)	-3,01e-06*** (1,23e-07)	-6,17e-06*** (1,09e-07)	-7,45e-06*** (9,12e-08)	-6,24e-06*** (1,07e-07)	-7,43e-06*** (9,00e-08)
N° de observaciones	442.785	837.961	442.816	838.029	1.341.403	1.850.526	1.341.439	1.850.573
R2		0,2601	0,2538			0,2264	0,2144	
Pseudo R2	0,2182	0,21			0,1895	0,1798		

Fuente: Elaboración propia a base de datos del SC.

Nota: (1) Para todas las especificaciones se incluyeron dummy de quintil, de tamaño empresa, de sector económico y una variable de tendencia.

El cuadro 7 presenta los resultados equivalentes a los del cuadro 6, pero restringiendo el análisis a la muestra 3, la cual solo incluye a trabajadores que, al momento de solicitar beneficios, habían acumulado al menos 12 meses de cotizaciones con contrato indefinido<sup>45</sup>. Aunque el efecto del nivel absoluto del beneficio potencial cambia de signo respecto del cuadro 6, la tasa de reemplazo del mismo toma mayor importancia como determinante de la decisión de solicitar beneficios. Los coeficientes asociados a información individual o grupal son similares, así como la duración esperada de la pausa. El derecho a FCS se torna negativo o no significativo, lo cual ocurre debido a que, en este caso, el derecho a FCS implica que el saldo es *inferior* a cierto nivel. La presencia de un CAA en la comuna se asocia a mayor participación, aunque este efecto tiende a disiparse en el tiempo. El coeficiente asociado al desempleo regional tiene el signo esperado (positivo, aunque poco significativo) y, al igual que en el cuadro 6, las mujeres y las personas de mayor edad parecen tener menores niveles de participación.

---

<sup>45</sup> Estos trabajadores cumplirían con el requisito de cotizaciones para acceder al FCS. No todos los individuos de esta muestra tienen derecho al FCS, puesto que si el saldo excede determinado nivel, el trabajador puede autofinanciar los cinco pagos del FCS y por lo tanto no tendría derecho al subsidio.



## Cuadro 7

## Probabilidad de pedir beneficios, 2007-2009. 12 meses con contrato indefinido, muestra 3

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
	Probit	Probit	MCO	MCO
Beneficio potencial, en miles de pesos	-0,0140*** (0,00198)	-0,0202*** (0,00111)	-0,0154*** (0,00215)	-0,0222*** (0,00120)
Tasa reemplazo	0,273*** (0,0205)	0,419*** (0,0107)	0,288*** (0,0213)	0,435*** (0,0110)
Solicitó beneficio en el pasado	0,0560*** (0,00253)		0,0601*** (0,00254)	
Beneficiarios sobre cotizantes	0,523*** (0,00520)	0,676*** (0,00293)	0,550*** (0,00478)	0,680*** (0,00244)
Duración estimada de la pausa	0,0397*** (0,00318)	0,0347*** (0,00152)	0,0423*** (0,00345)	0,0352*** (0,00163)
Derecho potencial al FCS	0,00200 (0,00680)	-0,0296*** (0,00354)	-0,00209 (0,00708)	-0,0338*** (0,00366)
Dummy CAA asociada al empleador	0,0918*** (0,0308)	0,0511*** (0,0165)	0,0908*** (0,0311)	0,0558*** (0,0165)
Dummy CAA * tendencia	-0,00107*** (0,000342)	-0,000643*** (0,000186)	-0,00106*** (0,000345)	-0,000695*** (0,000187)
Tasa de desocupación regional	0,00157* (0,000830)	0,000546 (0,000481)	0,00182** (0,000804)	0,000671 (0,000458)
Dummy mujer	-0,0899*** (0,00661)	-0,0707*** (0,00331)	-0,0932*** (0,00682)	-0,0729*** (0,00343)
Edad	-0,00344*** (0,000189)	-0,00238*** (9,85e-05)	-0,00354*** (0,000191)	-0,00245*** (9,88e-05)
Densidad poblacional	-8,92e-07*** (3,02e-07)	-1,35e-06*** (1,69e-07)	-6,06e-07** (3,07e-07)	-1,27e-06*** (1,72e-07)
N° de observaciones	130,101	405,272	130,114	405,315
R-cuadrado			0,1691	0,1972
Pseudo R2	0,1385	0,1645		
Error estándar entre paréntesis.				
*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1				

Fuente: Elaboración propia a base de datos del SC.

Nota: Para todas las especificaciones se incluyó *dummy* de quintil, de tamaño empresa, de sector económico y una variable de tendencia.

El cuadro 8 muestra los resultados de estimaciones con distintos análisis de sensibilidad en torno a las especificaciones del cuadro 6.

Las columnas 1 y 4 presentan modelos similares a las estimaciones anteriores, pero incluyen solo trabajadores que se desempeñan en empresas con más de cinco trabajadores. Esto permite medir con mayor certeza el efecto de los compañeros de trabajo en la participación individual. Se aprecia que los principales cambios se dan justamente en las variables de información, aumentando la importancia de la información individual y reduciéndose la grupal. Esto sugiere que parte del “efecto grupal” anterior estaba dado por la experiencia previa del propio trabajador. En los resultados del cuadro 6, si el primer episodio de un individuo ocurre en el período 2007-2009, la variable “solicitó beneficios en el pasado” figura como dato faltante, debido a que no se tiene información acerca de decisiones anteriores. Una forma alternativa de tratar esta situación consiste en asignar un valor de 0 a estos individuos (pues, técnicamente, no han pedido beneficios en el pasado). Las columnas 2 y 5 muestran los resultados de realizar esa “imputación”: se mantienen los primeros episodios de desempleo de cada individuo, pero asignando un valor de 0 para el uso de beneficios en el pasado (e incluyendo una *dummy* para aquellas observaciones en que se da esta imputación). Los resultados son cualitativamente similares a los de los modelos equivalentes del cuadro 6, salvo que la variable “tasa de reemplazo”, en el caso de los contratos indefinidos, tiene un coeficiente sustancialmente superior (efecto marginal de 0,208 vs 0,063). Ello sugiere que en las primeras decisiones de participación, el monto relativo del beneficio es más importante que en los episodios posteriores.

Las columnas 3 y 6 restringen la muestra a los individuos más informados, quienes ya han pedido beneficios en el pasado. Los coeficientes asociados al beneficio potencial y tasa de reemplazo se ven fortalecidos, mientras que la información provista por los compañeros de trabajo parece ser menos relevante.

Por último, en la columna 7 se restringe el análisis a trabajadores con contrato indefinido de la muestra 3 (potencialmente elegibles para el FCS) que se desempeñan en empresas con más de cinco trabajadores. Los resultados son muy similares a los anteriores para esta muestra (columna 1 del cuadro 7), aunque se fortalecen ligeramente los incentivos individuales en desmedro de la información grupal.



## Cuadro 8

## Probabilidad de pedir beneficios, 2007-2009. Análisis de sensibilidad para distintas submuestras

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Plazo indefinido			Plazo fijo			Indefinidos Muestra 3
	Probit empresas más de 5 trabajadores	Probit incluye primer episodio	Probit individuos que han pedido alguna vez	Probit empresas más de 5 trabajadores	Probit incluye primer episodio	Probit individuos que han pedido alguna vez	Probit empresas más de 5 trabajadores
Beneficio potencial, en miles de pesos	0,00858*** (0,000747)	0,00940*** (0,000450)	0,0190*** (0,00123)	0,0491*** (0,000685)	0,0438*** (0,000550)	0,114*** (0,00129)	-0,0146*** (0,00214)
Tasa reemplazo	0,0703*** (0,00857)	0,208*** (0,00558)	0,180*** (0,0148)	-0,201*** (0,00537)	-0,127*** (0,00462)	-0,181*** (0,00938)	0,409*** (0,0243)
Solicitó beneficio en el pasado	0,120*** (0,00170)			0,0992*** (0,000836)			0,0833*** (0,00278)
Solicitó beneficio en el pasado corregido		0,0881*** (0,00146)			0,0930*** (0,000784)		
Beneficiarios sobre cotizantes	0,380*** (0,00453)	0,628*** (0,00208)	0,114*** (0,00557)	0,388*** (0,00207)	0,436*** (0,00152)	0,320*** (0,00286)	0,350*** (0,00801)
Duración estimada de la pausa	0,0755*** (0,00201)	0,0472*** (0,00113)	0,0584*** (0,00308)	-0,163*** (0,000979)	-0,133*** (0,000679)	-0,151*** (0,00142)	0,0431*** (0,00350)
Derecho potencial al FCS	0,192*** (0,00254)	0,106*** (0,00160)	0,0602*** (0,00496)				-0,000677 (0,00718)
Dummy CAA asociada al empleador	0,0787*** (0,0195)	0,0626*** (0,0118)	0,0756*** (0,0273)	-0,0304*** (0,00894)	-0,0174** (0,00732)	-0,0184 (0,0121)	0,0751** (0,0346)
Dummy CAA * tendencia	-0,000982*** (0,000219)	-0,000801*** (0,000133)	-0,000870*** (0,000306)	0,000416*** (0,000102)	0,000283*** (8,35e-05)	0,000318** (0,000138)	-0,000907** (0,000384)
Primer episodio		0,0919*** (0,00112)	0,373*** (0,00570)		0,0120*** (0,000872)	0,343*** (0,00331)	
Tasa de desocupación regional	0,00319*** (0,000543)	0,00200*** (0,000340)	0,00431*** (0,000739)	-0,00344*** (0,000248)	-0,00163*** (0,000204)	-0,00282*** (0,000340)	0,00114 (0,000935)
Dummy mujer	-0,128*** (0,00386)	-0,0686*** (0,00233)	-0,114*** (0,00625)	0,285*** (0,00146)	0,249*** (0,00112)	0,262*** (0,00185)	-0,104*** (0,00752)
Edad	-0,00392*** (0,000103)	-0,00305*** (6,27e-05)	-0,00288*** (0,000168)	0,00431*** (4,49e-05)	0,00328*** (3,49e-05)	0,00511*** (6,09e-05)	-0,00294*** (0,000211)
Densidad poblacional	-2,91e-06*** (1,87e-07)	-2,33e-06*** (1,18e-07)	-2,96e-06*** (2,73e-07)	-6,31e-06*** (1,14e-07)	-6,78e-06*** (9,09e-08)	-5,41e-06*** (1,67e-07)	-1,65e-06*** (3,34e-07)
N° de observaciones	342.232	837.961	153.447	1.250.880	1.850.526	715.947	104.745
Pseudo R2	0,1768	0,2164	0,1735	0,1874	0,1864	0,1573	0,0925
Error estándar entre paréntesis							

Fuente: Elaboración propia a base de datos del SC.

Nota: Para todas las especificaciones se incluyó dummy de quintil, de tamaño empresa y de sector económico, más una variable de tendencia.

El cuadro 9 incluye los resultados de la estimación con datos de panel con efecto fijo para la probabilidad de pedir beneficio, para ambos tipos de contrato. Este modelo es similar a los modelos lineales del cuadro 6, salvo que se estiman con efecto fijo a nivel individual, es decir, en diferencias con respecto a la media de cada individuo. Los resultados reflejan, por lo tanto, la información de la muestra de individuos con al menos dos períodos de exposición. Como los individuos transitan entre relaciones laborales con contrato a plazo fijo o indefinido, la muestra no distingue por el tipo de contrato pero sí incluye una variable *dummy* para los episodios correspondientes a relaciones con contrato a plazo fijo. La única diferencia entre las especificaciones 1 y 2 es que la primera incluye la variable “solicitó beneficio en el pasado”.

La mayoría de los coeficientes muestran los mismos signos presentados anteriormente. No obstante, el signo del coeficiente asociado a la variable “solicitó beneficio en el pasado”, a diferencia de los anteriores, es negativo. Parte de la explicación puede provenir del conocido problema de sesgo de los modelos de panel con efecto fijo y variable dependiente rezagada en presencia de errores correlacionados. En este caso, la variable “solicitó beneficio en el pasado” es similar a una variable dependiente rezagada y podría verse afectada.

Otra explicación es que esta variable podría no estar capturando la información que adquiere el individuo a través de una experiencia previa de solicitud de beneficio, sino el valor de opción que plantea dicha solicitud. Como se señaló, el monto y la duración del beneficio están positivamente relacionados con el número de cotizaciones que posea el individuo previo a la pérdida del empleo. De este modo, la decisión de solicitar los beneficios en un minuto determinado afecta la opción (o el monto) de acceder nuevamente a ellos en el futuro. Además, la ley establece que los trabajadores no pueden solicitar beneficios del FCS más de dos veces en cinco años, por lo que, solicitar beneficios con cargo a dicho fondo elimina una de esas alternativas. No obstante, es interesante observar que los individuos analizan racionalmente su decisión de solicitar beneficios y prevén las consecuencias que conlleva solicitar beneficios en un minuto del tiempo sobre la oportunidad de volver a acceder a ellos en el futuro.

**Cuadro 9****Resumen de resultados estimaciones de panel con efecto fijo sobre probabilidad de pedir beneficios, 2007-2009**

(muestra 2, individuos con más de un episodio de desempleo)

Variable	(1) Indef + PF	(2) Indef + PF
Beneficio potencial, en miles de pesos	0,288*** (0,00123)	0,298*** (0,000870)
Tasa reemplazo	-0,00987** (0,00465)	0,132*** (0,00417)
Solicitó beneficio en el pasado	-0,387*** (0,00255)	
Beneficiarios sobre cotizantes	0,242*** (0,00282)	0,266*** (0,00245)
Duración estimada de la pausa	-0,00882*** (0,000603)	-0,00735*** (0,000506)
Plazo	-0,0221*** (0,00168)	-0,0481*** (0,00143)
Derecho potencial al FCS	-0,759*** (0,00494)	-0,808*** (0,00339)
Dummy CAA asociada al empleador	-0,0678*** (0,0101)	-0,0261*** (0,00887)
Dummy CAA * tendencia	0,000804*** (0,000115)	0,000323*** (0,000101)
Tasa de desocupación regional	-0,00167*** (0,000379)	-0,00176*** (0,000336)
Edad	0,0581*** (0,00278)	0,0336*** (0,00240)
Densidad poblacional	-2,02e-05*** (6,44e-07)	-2,19e-05*** (5,20e-07)
Nº de observaciones	1,297,755	1,532,819
R2	0,226	0,188
Número de individuos	697.275	711.977
Error estándar entre paréntesis		
*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1		

Fuente: Elaboración propia a base de datos del SC.

(1) Para todas las especificaciones se incluyó *dummy* de quintil, de tamaño empresa y de sector económico, más una variable de tendencia.

## VII. CONCLUSIONES

En este trabajo se documenta el uso efectivo del Seguro de Cesantía en sus primeros siete años de funcionamiento. Las estimaciones sugieren que, en el período 2007-2009, el 39% de los individuos que presentaron una pausa de al menos un mes sin cotizar y además son elegibles para beneficios, finalmente los solicitan. Dicha tasa sube a 42% si se excluyen del análisis las lagunas de un mes sin cambio de empleador (presumiblemente errores de registro), descompuesta en 51,5% y 37,3% para los individuos con contrato indefinido y a plazo fijo, respectivamente.

Las tasas generales son inferiores a las de países desarrollados (46-73% en Estados Unidos, 62-71% en el Reino Unido, 77% en Canadá). Sin embargo, al concentrarse en una muestra de individuos con criterios de elegibilidad similares a los observados en estos países (al menos 12 meses de cotizaciones continuas con contrato indefinido), la tasa de uso de beneficios en el sistema chileno se encuentra en el rango medio de estos países (67,4%).

Posteriormente, se realizó un análisis multivariado para explorar distintas hipótesis para la baja tasa de uso general de los beneficios del sistema, incluyendo aspectos pecuniarios, de información y de facilidad en el acceso. Los resultados empíricos arrojan algunas luces acerca de la importancia de estos distintos factores.

En primer lugar, tanto a nivel agregado como en el análisis multivariado, se observan diferencias significativas entre los trabajadores expuestos a un evento de cesantía luego de un contrato indefinido y uno a plazo fijo. Estos últimos son trabajadores de menor renta, con períodos de cotización sustancialmente menores y que, por lo tanto, acumulan saldos y beneficios de mucho menor cuantía. Además, durante el período bajo análisis, tampoco tenían acceso al FCS y requerían solo seis meses cotizados para acceder a los fondos de su cuenta individual (en comparación con los 12 meses de los individuos con contrato indefinido). A nivel del análisis multivariado, se observan también grandes diferencias en varios de los coeficientes estimados de mayor importancia, tales como la tasa de reemplazo, la duración esperada de la pausa, la presencia de centros de atención en la comuna o la tasa de desocupación regional. Incluso las variables demográficas (edad y sexo) entregan resultados opuestos a los observados para los trabajadores con contrato indefinido.

Centrándose en estos últimos, el análisis multivariado arroja resultados coherentes con la literatura relacionada: los individuos parecen tomar la decisión de participar en forma consistente con un análisis de costo beneficio, aumentando la probabilidad cuando el beneficio absoluto o relativo (al ingreso del trabajador) es mayor, cuando la duración esperada de la pausa es mayor, cuando aumenta el desempleo regional o cuando el individuo es elegible para el FCS; el nivel de conocimiento, medido a través del uso anterior de beneficios (tanto a nivel individual como entre los trabajadores de la empresa), también se correlaciona con mayores tasas de uso. El acceso expedito a una sucursal de atención (en la comuna) también se ve asociado con mayor participación, aunque este efecto parece disminuir en el tiempo; por último, después de controlar por todos los factores anteriores, se observa una menor probabilidad de solicitar beneficios entre las mujeres y las personas de mayor edad.

Las especificaciones correspondientes a trabajadores con contrato a plazo fijo solo arrojan resultados similares en las variables que miden el monto del beneficio (absoluto) y las variables de información. Nuestra interpretación de este fenómeno es que el uso de beneficios entre estos trabajadores, dado el fácil acceso y bajo monto de las prestaciones, no responde de la misma forma ante los incentivos económicos. Los trabajadores (informados) de menores



ingresos, con contratos laborales más cortos suelen pedir beneficios apenas acceden a ellos, con la consecuente disminución de la cobertura para episodios futuros de cesantía.

En definitiva, parte importante del bajo uso puede pertenecer simplemente al ámbito de decisiones racionales de agentes informados. Esta situación sería coherente con los resultados de la literatura sobre la tasa de uso de seguros de desempleo, centrada principalmente en variables explicativas de carácter pecuniario (McCall, 1995; Anderson y Meyer, 1997; Card y Levine, 1998).

La segunda área explorada de explicación al uso del SC dice relación con el nivel de información sobre el mismo. Los resultados muestran importantes efectos asociados al conocimiento previo por parte del individuo o sus compañeros de trabajo. Esta área no ha sido tan explorada en la literatura de seguros de desempleo. No obstante, Warlick (1982) encuentra que la información (medida a través de una variable *dummy* que identifica si el individuo vive en comunas rurales) es relevante para explicar el uso de los beneficios del programa *Supplemental Security Income* (SSI)<sup>46</sup>. De este modo, la asociación positiva entre el conocimiento previo por parte del individuo o sus compañeros de trabajo con la probabilidad de pedir beneficios, sugiere que podría haber importantes beneficios asociados a desarrollar campañas de información orientadas a mejorar el conocimiento de los beneficios, requisitos de acceso y otros, entre los trabajadores.

Como se mencionó anteriormente, los resultados encontrados deben tomarse con consideración pues no han sido identificados por experimentos naturales sino mediante datos observacionales. Es de esperar que estudios posteriores permitan identificar la interpretación causal de las relaciones aquí identificadas.

Un desafío adicional a futuro sería testear nuevamente las hipótesis planteadas en este documento luego de la reforma aprobada en mayo del 2009. Dicha reforma, por un lado, flexibilizó los requisitos para acceder a los beneficios del FCS y, por otro lado, permitió el acceso de los cotizantes con contrato a plazo fijo a los beneficios de dicho fondo<sup>47</sup>. A pesar de que estas modificaciones no cambiarían el grupo de elegibles utilizados en este documento —pues los requisitos de elegibilidad a la CIC se mantuvieron inalterados—, permitirían identificar el impacto relativo de la elegibilidad a los beneficios del FCS, extender el período de análisis y evaluar el impacto que tiene la información sobre los afiliados al seguro, ya que las medidas de modificación fueron ampliamente difundidas por distintos medios de comunicación.

Desde una perspectiva de política pública, las principales conclusiones de este trabajo se refieren, por un lado, a la importancia de mejorar el nivel de información acerca de los beneficios del Sistema, particularmente entre los trabajadores que nunca han hecho uso de ellos. Asimismo, los resultados para los trabajadores con contrato indefinido sugieren que la presencia de oficinas de atención podría tener un efecto directo (aunque decreciente en el tiempo) sobre la utilización de beneficios, planteando la necesidad de revisar el grado de cobertura geográfica del sistema. Por último, los resultados para el grupo de trabajadores con contrato a plazo fijo sugieren que estos podrían no estar haciendo un uso adecuado del sistema; su comportamiento parece reflejar la necesidad de utilizar beneficios apenas estén disponibles, al margen de que esto pueda afectar su elegibilidad futura o la calidad de los beneficios ante eventos reales de cesantía. En este sentido, parece razonable revisar los criterios de elegibilidad a la CIC para estos trabajadores, actualmente muy por debajo de aquellos con contrato indefinido.

---

<sup>46</sup> El programa SSI ofrece ayuda monetaria a ancianos, ciegos y personas con discapacidad en Estados Unidos. Ver Warlick (1982).

<sup>47</sup> Para mayores detalles de la reforma al SC ver Superintendencia de Pensiones (2010).

## REFERENCIAS

---

- Anderson, P.M. y B.D. Meyer (1997). "Unemployment Insurance Take-Up Rates and the After-Tax Value of Benefits". *Quarterly Journal of Economics* 112(3): 913–37.
- Berstein, S., G. Larraín y F. Pino (2005). "Cobertura, Densidad y Pensiones en Chile: Proyecciones a 20 Años Plazo". Documento de Trabajo N°12, Superintendencia de Pensiones.
- Berstein, S., E. Fajnzylber, P. Gana e I. Poblete (2007). "Cinco Años de Funcionamiento del Seguro de Cesantía en Chile". Documento de Trabajo N°23, Superintendencia de Pensiones.
- Blank, R. y D. Card (1991). "Recent Trends in Insured and Uninsured Unemployment: Is There an Explanation?". *Quarterly Journal of Economics* 106(4): 1157–89.
- Card, D. y P. Levine (1998). "Extended Benefits and the Duration of UI Spell: Evidence from the New Jersey Extended Benefits Program". NBER Working Paper N°6714.
- Currie, J. (2004). "The Take Up of Social Benefits". NBER Working Paper N°10488.
- Department for Work and Pensions (2003). "Income Related Benefits: Estimates of Take-Up, 2000-2001". Londres, Reino Unido.
- Fajnzylber, E. e I. Poblete (2009). "Un Modelo de Proyección para el Seguro de Cesantía". En *Entre las Buenas Intenciones y las Buenas Soluciones: Mejores Políticas para el Mercado Laboral*, editado por M. Peticar, J. Rodríguez y C. Sanhueza. Santiago: Ediciones Universidad Alberto Hurtado.
- Hernanz, V., F. Malherbet y M. Pellizzari (2004). "Take-Up of Welfare Benefits in OECD Countries: A Review of the Evidence". OECD Social, Employment and Migration Working Paper N°17.
- McCall, B. (1995). "The Impact of Unemployment Insurance Benefit Levels on Reciprocity". *Journal of Business and Economics Statistics* 13(2): 189–98.
- Moffitt, R. (2001). "Policy Interventions, Low-Level Equilibria and Social Interactions". En *Social Dynamics*, editado por S. Durlauf y P. Young. Washington, D.C., EE.UU.: Brookings Institution Press.
- Reyes, G., J. van Ours y M. Vodopivec (2010). "Incentive Effects of Unemployment Insurance Savings Accounts: Evidence from Chile". Documento de Trabajo N°40, Superintendencia de Pensiones.
- Storer, P. y M.A. van Audenrode (1995). "Unemployment Insurance Take-Up Rates in Canada, Determinants, and Implication". *Canadian Journal of Economics* 28(4a): 822–35.
- Superintendencia de Pensiones (2010). *Seguro de Cesantía en Chile*. Santiago: Superintendencia de Pensiones. Disponible en [www.spensiones.cl/portal/informes/581/articles-7513\\_libroSeguroCesantia.pdf](http://www.spensiones.cl/portal/informes/581/articles-7513_libroSeguroCesantia.pdf)
- Warlick, J.L. (1982). "Participation of the Aged in SSI". *Journal of Human Resources* 17(2): 236–60.



## APÉNDICE

### SELECCIÓN DE ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS

#### CUADRO A1

#### Cálculo de prestaciones con cargo a la cuenta individual de capitalización

(trabajadores con contrato indefinido, pre-reforma del 2009)

Meses cotizados	Número máximo de giros	Monto del primer giro
Entre 12 y 18	1	Saldo acumulado en CIC (SAC)
Entre 19 y 30	2	SAC/1,9
Entre 31 y 42	3	SAC/2,7
Entre 43 y 54	4	SAC/3,4
Más de 55	5	SAC/4

Fuente: Art. 15, Ley 19.728.

Nota: El monto del segundo, tercero y cuarto giro, corresponde a 90%, 80% y 70% del monto del primer giro, respectivamente; en tanto que el monto del quinto o último giro equivale al saldo remanente en la CIC del beneficiario.

#### CUADRO A2

#### Tasa de reemplazo garantizada y montos máximo y mínimo de las prestaciones con cargo al FCS

(pre-reforma del 2009)

Meses	Promedio de remuneración últimos 12 meses (%)	Máximo (pesos)	Mínimo (pesos)
Primero	50	\$158.882	\$82.617
Segundo	40	\$142.993	\$68.636
Tercero	30	\$127.105	\$58.469
Cuarto	20	\$111.216	\$48.936
Quinto	10	\$95.328	\$38.132

Fuente: [www.spensiones.cl](http://www.spensiones.cl)

Notas: Los valores mínimo y máximo se reajustan anualmente según la variación del IPC, durante los últimos 12 meses. Estos valores son ajustados el 1° de febrero de cada año.

Vigente desde el 01.Feb.09 hasta el 01.May.09.

## CUADRO A3

Resultados de estimaciones *probit* y Weibull sobre duración de pausa de cotizaciones

(individuos elegibles con pausa en sus cotizaciones)

Meses cotizados	<i>Prob</i> (pausa>1)	<i>Prob</i> (salir de desempleo   pausa>1)
Edad	-0,035 (43,12)**	0,013 (13,65)**
Edad al cuadrado	0,000 (39,02)**	-0,000 (30,57)**
<i>Dummy</i> mujer	0,007 (0,40)	-0,687 (33,65)**
<i>Dummy</i> mujer * Edad	0,003 (2,62)**	0,009 (8,33)**
<i>Dummy</i> mujer * Edad al cuadrado	-0,000 (2,82)**	0,000 (0,75)
Renta promedio, en miles de \$	0,013 (26,96)**	-0,016 (28,10)**
Duración del episodio de cotización	0,002 (30,57)**	-0,002 (18,27)**
<i>Dummy</i> plazo fijo	-0,027 (1,55)	-0,341 (16,77)**
Edad * plazo fijo	0,012 (12,76)**	0,014 (12,68)**
Edad al cuadrado * plazo fijo	-0,000 (7,56)**	-0,000 (7,64)**
<i>Dummy</i> mujer * plazo fijo	0,133 (39,45)**	0,107 (26,55)**
Renta promedio, en miles de \$ * plazo fijo	-0,028 (36,66)**	0,034 (40,30)**
Duración del episodio de cotización * plazo fijo	-0,015 (124,69)**	0,009 (63,03)**
Tasa de desocupación regional	-0,033 (72,50)**	-0,006 (12,24)**
N° de observaciones	3.293.773	2.223.964
Valor absoluto del estadístico z entre paréntesis.		
* significativo al 5%; ** significativo al 1%		

Fuente: Elaboración propia a base de datos del SC.

Nota: Los modelos incluyen, además de las variables reportadas, una serie de variables *dummy* correspondientes al sector económico, una serie de variables *dummy* para cada mes de la muestra, una tendencia lineal y la interacción de la variable "plazo fijo" con todas las variables independientes anteriores.



## CUADRO A4

## Resultados estimación regresión tipo Mincer

(con efecto fijo a nivel individual)

Meses cotizados	ln(renta promedio)
Edad	0,046 (158,29)**
Edad al cuadrado	-0,001 (137,97)**
<i>Dummy</i> mujer	-0,023 (2,29)*
<i>Dummy</i> mujer * edad	-0,003 (4,46)**
<i>Dummy</i> mujer * edad al cuadrado	-0,000 (6,78)**
Constante	-0,323 (58,68)**
N° de observaciones	3.293.767
R2	0,03
Valor absoluto del estadístico z entre paréntesis.	
* significativo al 5%; ** significativo al 1%.	

Fuente: Elaboración propia a base de datos del SC.





---

## DETERMINANTES DE LA EXPOSICIÓN CAMBIARIA DE LAS EMPRESAS CHILENAS\*

Erwin Hansen S.\*\*  
Stuart Hyde\*\*\*

### I. INTRODUCCIÓN

Muchos han sido los esfuerzos recientes dedicados a estudiar si los tipos de cambio afectan el valor de las empresas y en qué medida. La teoría indica que los tipos de cambio influyen en el valor de la empresa, y la opinión generalizada es que las fluctuaciones cambiarias tienen importantes consecuencias en la toma de decisiones financieras y en la rentabilidad de las empresas. No obstante, la evidencia empírica sugiere que el grado de exposición de las empresas no financieras es limitado, aunque realicen operaciones internacionales y cualquiera sea el nivel de competencia que enfrenten. Esto ha dado origen al llamado dilema de la exposición cambiaria (Bartram y Bodnar, 2007).

En el contexto de un modelo teórico de empresas globales, Bartram et al. (2010) aportan evidencia empírica que racionaliza la existencia de este dilema. Empleando una amplia muestra de empresas fabriles de 16 países, identifican tres canales mediante los cuales las empresas globales mitigan su exposición al riesgo de variaciones del tipo de cambio. El primero es un canal de transmisión, por el cual las empresas traspasan a sus clientes los cambios en los costos por este concepto. El segundo es un canal operativo: las empresas cambian el lugar de sus operaciones con el objetivo de mitigar el riesgo potencial. Por último, existe un canal de cobertura financiera, en que la empresa se protege utilizando productos financieros como, por ejemplo, deuda externa y derivados cambiarios. Los autores estiman que la exposición de las empresas se puede reducir en 5 a 10% mediante cada uno de los primeros dos canales, y en 40% con el tercero. Por lo tanto, pueden reducir el riesgo en cerca de 70% si utilizan los tres canales.

Si bien existe una extensa literatura que estudia la exposición cambiaria, gran parte de la evidencia se limita a los países desarrollados, en particular, Estados Unidos. Aunque típicamente se identifica una alta exposición en las economías pequeñas y abiertas, por ejemplo, Nydahl, (1999), hay muy poca evidencia sobre los mercados emergentes en general, y Chile en particular. Por ejemplo, Muller y Verschoor (2008) describen una significativa exposición cambiaria de las multinacionales de EE.UU. en América Latina (Argentina, Brasil, Chile y México). Domínguez y Tesar (2006) incluyen a Chile en su análisis y estiman que la cantidad de empresas y sectores que tienen una exposición cambiaria significativa es menor que en la mayoría de las naciones desarrolladas de su muestra, entre ellas, Alemania, Japón y el Reino Unido. No obstante, al examinar los determinantes de la exposición, Domínguez y Tesar (2006)

---

\* Se agradece la ayuda de Paulina Rodríguez V. en la recolección de la información de uso de derivados de tipo de cambio en Chile.

\*\* Facultad de Economía y Negocios, Universidad de Chile. E-mail: ehansen@unegocios.cl

\*\*\* Manchester Business School, University of Manchester. E-mail: stuart.hyde@mbs.ac.uk

se limitan a datos sobre las características de las empresas y las ventas al exterior. Chue y Cook (2008) que analizan los niveles de exposición cambiaria en Brasil, Chile, Colombia y Venezuela encuentran una exposición negativa significativa en Brasil y Chile, pero basan su análisis en una muestra muy pequeña de empresas de cada país. Además, Doidge et al. (2006) reportan estimaciones básicas de exposición de empresas en Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Perú y Venezuela, pero no realizan ningún análisis de dicha exposición. Más recientemente, Rossi (2011) estudia la existencia de exposición cambiaria y sus determinantes en una muestra de 177 empresas no financieras brasileñas y muestra que la exposición aumenta durante períodos de crisis o en sistemas de tipo de cambio fijo y disminuye, a medida que el sistema cambiario se inclina hacia la libre flotación, siendo las políticas financieras (nivel de deuda externa y uso de derivados monetarios) motores importantes de este cambio.

En este estudio aprovechamos un rico conjunto de datos de empresas no financieras chilenas, que incluye información sobre las actividades internacionales de las empresas y su uso de derivados cambiarios, para aportar más evidencia sobre los determinantes de la exposición cambiaria en una economía en desarrollo. Es precisamente la falta de datos detallados una de las principales carencias de la literatura. Por lo tanto, nuestro trabajo constituye un aporte en este sentido. Específicamente, hemos recopilado información sobre el monto de deuda pendiente de pago en los mercados extranjeros (deuda en moneda extranjera), el valor contable de los activos mantenidos en el exterior (activos en moneda extranjera), los ingresos provenientes de la venta de bienes en mercados extranjeros (exportaciones) y el costo de la compra de bienes en el exterior (importaciones). Además, identificamos si las empresas utilizaron derivados cambiarios durante el período en estudio. Entonces, el principal aporte de este trabajo es estudiar el grado de exposición cambiaria de las empresas y sus determinantes, controlando por las variables que afectan ambos lados del balance, activos y pasivos, y que también afectan ingresos y costos simultáneamente<sup>1</sup>. Nuestro conjunto de datos presenta una limitación: solo incluye grandes empresas que cotizan en bolsa. Por ejemplo, en este estudio no están representadas las empresas mineras que no cotizan en bolsa y cuyas actividades internacionales pueden verse particularmente afectadas por las variaciones del tipo de cambio.

En una primera etapa, cuantificamos el grado de exposición cambiaria de las empresas no financieras chilenas utilizando un modelo de dos factores (rentabilidad del mercado y variaciones del tipo de cambio). En una segunda etapa, investigamos los determinantes de esta exposición. En particular, analizamos si las empresas que realizan operaciones internacionales, ya sea vendiendo bienes en el exterior (exportaciones) o manteniendo activos en el exterior (activos externos), están más expuestas a las variaciones del tipo de cambio. También testeamos si las empresas se protegen contra el riesgo cambiario y de qué modo, utilizando cobertura financiera (deuda externa y derivados cambiarios) o coberturas reales, comprando e importando bienes producidos en el exterior. Nuestros resultados indican que, a nivel de empresas, cerca de un 13% de estas muestra una exposición cambiaria significativa y que,

---

<sup>1</sup> Ninguno de los 15 estudios realizados por Bartram y Bodnar (2007) incluye simultáneamente proxy de actividades en moneda extranjera de ambos lados del balance. He and NG (1998), Doidge et al. (2006) y Domínguez y Tesar (2006), entre otros, documentan una correlación positiva y significativa entre la exposición específica por empresa y una medida de ingresos en moneda extranjera o activos extranjeros, pero sin controlar por pasivos externos. Únicamente, Chue y Cook (2008) aportan evidencia del monto de deuda emitido en mercados internacionales como determinante de la exposición. Más recientemente, Rossi (2011), en su análisis de empresas brasileñas, utiliza datos sobre deuda en moneda extranjera, importaciones y ventas al exterior (exportaciones).



a nivel de sector, este porcentaje sube al 20%. La mayoría de los coeficientes significativos son negativos, lo que significa que, en promedio, las empresas no financieras chilenas pierden valor en el mercado luego de una devaluación del peso. En cuanto a los determinantes de la exposición, documentamos que las empresas involucradas en actividades internacionales son más sensibles a los movimientos del tipo de cambio (los coeficientes estimados de los activos extranjeros y de las exportaciones son positivos y significativos). Nuestros resultados también muestran que las empresas se endeudan en moneda extranjera para cubrirse contra el riesgo cambiario. Por lo general, las empresas no usan demasiado los derivados cambiarios ni actividades de importación como cobertura de riesgo. Ni las importaciones ni el uso de derivados cambiarios aparecen como determinantes significativos del nivel de exposición de las empresas.

Nuestros resultados son coherentes con los resultados reportados por Bartram et al. (2010). Las empresas chilenas que con presencia en el exterior están más expuestas al riesgo cambiario, cubren sus posiciones mediante instrumentos financieros, en particular deuda externa, en lugar de utilizar coberturas reales (utilizamos como *proxy* sus actividades de importación). Estos resultados son robustos al controlar por la posición de liquidez de la empresa, su tamaño y el sector económico al que pertenece. Una explicación natural de la baja significancia estadística de la variable *dummy* de derivado cambiario puede ser el relativo subdesarrollo del mercado de derivados cambiarios en Chile<sup>2</sup>. Una interpretación alternativa de nuestros resultados es que las empresas chilenas evitan el descalce de monedas para así lograr una cobertura real, y que las empresas se endeudan activamente en moneda extranjera como cobertura de riesgo (Cowan et al., 2005; Kamil, 2009). Finalmente, estudiamos en qué medida nuestros resultados son robustos al uso de un criterio alternativo de variables instrumentales (Chue y Cook, 2008; Rossi, 2011) y una especificación alternativa.

El resto de este documento está estructurado de la siguiente manera: La sección II describe nuestro conjunto de datos; la sección III estima el grado de exposición de las empresas utilizando un modelo de dos factores; la sección IV identifica sus principales determinantes e investiga su robustez; para terminar, la sección V presenta las conclusiones.

## II. DATOS Y ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS

Nuestros datos provienen de los balances y del mercado bursátil correspondientes a una muestra de 115 empresas no financieras que transaron en bolsa durante el período comprendido entre enero del 2000 y diciembre del 2006. Estas empresas representan aproximadamente un 75% de la capitalización total de mercado. La cotización mensual de cierre de las acciones de cada

---

<sup>2</sup> Desde 1992 se han registrado operaciones de contratos forwards entre pesos chilenos y dólares de EE.UU, aunque los principales participantes en estas transacciones han sido grandes exportadores, importadores, fondos de pensión, bancos comerciales y bancos de inversión, debido principalmente a los altos costos de comercialización y a la normativa vigente respecto al uso de derivados cambiarios en Chile.

empresa proviene de la base de datos *Economatica*. Los datos macroeconómicos provienen del Banco Central de Chile. El tipo de cambio es el nominal entre el dólar estadounidense y el peso chileno, y se utiliza el índice de precios al consumidor (IPC) para deflactar las variables contables.

Los datos de balances provienen del registro contable unificado que las empresas deben presentar a la Superintendencia de Valores y Seguros (SVS), la llamada Ficha Estadística de Codificación Uniforme o FECU. Esta contiene datos detallados y estandarizados sobre los activos, los pasivos y el estado de resultados en forma trimestral. La FECU no entrega información detallada sobre la composición monetaria de cada ítem. Los datos sobre los montos de deuda externa y de activos externos de las empresas provienen de las notas a los estados financieros de los balances recopilados por el Banco Central de Chile. En particular, la deuda externa corresponde al valor libro de los pasivos externos, y los activos externos corresponden al valor libro de los activos indexados a una moneda extranjera<sup>3</sup>. Estas notas adicionales también nos permiten identificar el uso de derivados cambiarios por parte de las empresas que componen la muestra. En particular, construimos una *dummy* que toma el valor 1 si la empresa informa el uso de derivados cambiarios en un año particular y 0, si no. Los datos (valor fob) de las exportaciones e importaciones de cada empresa provienen de Prochile, la entidad gubernamental a cargo de registrar las operaciones comerciales entre los vendedores locales (extranjeros) y compradores extranjeros (locales).

El cuadro 1 presenta estadísticas descriptivas de las principales variables utilizadas en el análisis de la sección III. El 55,9% de las empresas que componen nuestra muestra tienen deuda externa, y el 61,1% tienen activos extranjeros. El nivel promedio de activos en dólares mantenidos por las empresas de nuestra muestra es un 9,9% de los activos totales, mientras que el monto promedio de deuda en dólares es levemente menor, 6,6% de los activos totales. En términos de transables, el 43,2% de las empresas informan actividad de exportación y el 60,6%, actividad de importación. Las exportaciones representan, en promedio, un 5,7% de los activos totales, mientras las importaciones equivalen al 4,7% de los activos totales. Naturalmente, ya que muchas empresas no realizan operaciones de comercio exterior, los valores medianos son cercanos a cero. En nuestra muestra, casi el 40% de las empresas informan el uso de derivados cambiarios. Adoptamos cuatro variables como *proxies* para la posición de liquidez de la empresa: flujo de efectivo; logaritmo del índice de liquidez inmediata (*quick ratio*), definido como la razón de activos de corto plazo sobre pasivos de corto plazo; cobertura, definida como los gastos financieros sobre las ganancias totales; y logaritmo de la razón corriente, definida como la razón entre activos líquidos y pasivos líquidos. También consideramos el tamaño de la empresa y la relación entre su valor de mercado y su valor libro.

---

<sup>3</sup> Utilizamos las mismas definiciones de pasivos y activos extranjeros de Cowan et al. (2005).



## CUADRO 1

## Estadísticas descriptivas de determinantes del riesgo cambiario, 2000-2006

	Obs.	Media	Mediana	Desv. est.	Mín.	Máx.
Activo externo <sup>+</sup>	114	0,099	0,024	0,199	0,000	1,038
Deuda externa <sup>+</sup>	112	0,066	0,029	0,095	0,000	0,434
Exportaciones <sup>+</sup>	101	0,057	0,000	0,122	0,000	0,825
Importaciones <sup>+</sup>	115	0,047	0,002	0,111	0,000	0,618
Derivados	115	0,391	0,000	0,490	0,000	1,000
Deuda total (apalancamiento) <sup>+</sup>	115	0,315	0,336	0,195	0,000	0,847
Flujo de efectivo	115	0,06	0,04	0,08	-0,03	0,31
ln ( <i>quick ratio</i> )	115	-0,05	-0,01	1,42	-6,88	3,74
Cobertura	113	-2,44	0,03	17,39	-171,00	22,87
ln (corriente)	115	0,46	0,40	1,22	-5,18	4,83
ln (tamaño)	107	13,68	13,50	1,68	9,48	17,43
ln (mercado a libro)	107	0,25	0,19	0,82	-1,52	4,57

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Las variables con + se reportan como porcentaje del activo total del período anterior. Obs. es el número de datos de empresas para cada variable.

## III. EXPOSICIÓN CAMBIARIA

Para medir la exposición cambiaria específica de empresa utilizamos el modelo estándar de dos factores de Adler y Dumas (1984) y Jorion (1990). Este modelo aumentado de mercado produce una medida de exposición condicional o residual, es decir, cuantifica la exposición cambiaria específica de la empresa luego de condicionar por la rentabilidad de mercado. Específicamente, la exposición residual será el coeficiente estimado,  $\beta_2$ , de la siguiente regresión:

$$r_{it} = \alpha + \beta_1 r_{mt} + \beta_2 \Delta e_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

donde  $r_{it}$  es el retorno accionario de la empresa  $i$  en el período  $t$ ,  $r_{mt}$  es la rentabilidad del mercado bursátil en el período  $t$ , tomado como el retorno sobre el IPSA, un índice ponderado por valor comúnmente utilizado en el mercado de valores chileno.  $\Delta e_t$  es la variación del tipo de cambio nominal entre el dólar estadounidense y el peso chileno en el período  $t$ , y  $\varepsilon_{it}$  es un término de ruido blanco.

El cuadro 2 presenta los resultados obtenidos de estimar la ecuación (1). La media de  $\beta_2$  es negativa, tanto a nivel de empresa como a nivel de sector<sup>4</sup>. A nivel de empresa la exposición marginal promedio es de -0,154, mientras que a nivel de sector es más alta, ya que mide -0,223 para la cartera ponderada equitativamente y -0,359 para la cartera ponderada por valor. Los valores medianos son también de magnitud similar. No obstante, el estadístico  $t$  muestra que esta relación es, por lo menos en promedio, estadísticamente débil.

<sup>4</sup> Los detalles de los 14 sectores y la cantidad de empresas que los constituyen se presentan en un apéndice.

## CUADRO 2

## Riesgo cambiario a nivel de empresa y sector

	Empresas	Sectores	
		Misma ponderación	Ponderado por valor
Media	-0,154	-0,223	-0,359
Mediana	-0,141	-0,184	-0,373
Valor medio absoluto	0,597	0,283	0,380
Estadístico t	-0,205	-0,663	-1,035
Positivo	41,7%	21,4%	7,1%
Significativo al 5%	9,6%	0,0%	14,3%
Significativo al 10%	13,0%	7,1%	21,4%
Significativo al 5% y positivo	4,4%	0,0%	0,0%
Significativo al 10% y positivo	4,4%	0,0%	0,0%
$\Delta\%$ promedio $R^2$ ajustado	6,7%	-11,9%	23,0%
Número de empresas / sectores	115	14	14

Fuente: Elaboración propia.

a. Resultados de la estimación del riesgo cambiario,  $\beta_2$  en la ecuación  $r_{it} = \alpha + \beta_1 r_{mt} + \beta_2 \Delta e_t + \varepsilon_{it}$  para la muestra de 115 empresas no financieras y 14 sectores industriales en el período 2000-2006.

En línea con la exposición promedio, la mayoría de las exposiciones marginales estimadas son negativas. A nivel de empresa, solo el 40% tiene exposición positiva, mientras que a nivel de sector, solo el 7% es positiva. Por lo tanto, en términos generales la relación entre el tipo de cambio y los retornos accionarios parece ser negativa en esta muestra de empresas chilenas. Una posible explicación para este fenómeno es que las empresas pueden mantener un monto significativo de pasivos descubiertos en moneda extranjera, que los vuelven vulnerables en períodos de moneda local devaluada. En la sección IV exploramos en detalle la relación entre la exposición y la deuda en moneda extranjera.

La exposición marginal es significativa solo en un 9,6% de los casos al nivel del 5% (11 empresas) y un 13,0% al 10% (15 empresas). A nivel sectorial, el 14,3% de los casos son significativos al 5% (2 sectores) y el 21,4% al 10% (3 sectores). La mayoría de las empresas o sectores con exposición significativa tiene coeficiente negativo. En particular, el 50% de las empresas con exposición significativa tiene coeficiente de exposición negativo (4,7% de las empresas de la muestra), y todos los sectores con exposición significativa también tienen un coeficiente de exposición negativo. Estas magnitudes están en línea con estudios previos sobre países desarrollados. El estudio de Bartram y Bodnar (2007) indica que la mayoría de los estudios previos hallan exposición significativa solo en 10 a 25% de los casos. Específicamente, en el caso de Chile, Doidge et al. (2006) informan una exposición significativa de 9,3%, con un coeficiente medio positivo, mientras Domínguez y Tesar (2006) informan una exposición significativa en el 14% de las empresas con aproximadamente un 43% de coeficientes positivos (utilizando el tipo de cambio peso/dólar). En consecuencia, las magnitudes son bastante similares; no obstante, estos dos trabajos utilizan datos de la década de 1990, durante la cual prevalecía un tipo de cambio reptante. Además, la mediana de la exposición específica de empresa es negativa, en línea con Domínguez y Tesar (2006). Esto contradice a Chue y



Cook (2008), quienes sugieren que no existe evidencia de exposición en su pequeña muestra de empresas chilenas después del año 2002. Finalmente, la inclusión del tipo de cambio en la regresión mejora el ajuste de los retornos accionarios a nivel de empresa (R2 aumenta en 6,7%) y a nivel de sector (R2 aumenta en 23%).

#### IV. DETERMINANTES DE LA EXPOSICIÓN CAMBIARIA

En un intento por explicar la exposición, evaluamos en qué medida la exposición cambiaria específica por empresa se relaciona con variables económicas que dan cuenta de operaciones internacionales, la posición de liquidez y el sector económico de las empresas. Estudios empíricos previos han establecido una relación relativamente coherente entre la exposición cambiaria y las *proxies* de estas variables. De igual manera, investigamos qué factores constituyen determinantes potencialmente importantes de la dirección o de la magnitud de la exposición de las empresas no financieras chilenas.

A la dirección de la exposición cambiaria  $\hat{\beta}_2$ , estimada en la ecuación (1), o su magnitud,  $|\hat{\beta}_2|$ , se le aplica un modelo de regresión transversal sobre sus determinantes potenciales,  $X_i$ :

$$\hat{\beta}_{2i} = \gamma + \delta X_i + \eta_i \quad (2)$$

$$|\hat{\beta}_{2i}| = \gamma + \delta X_i + \eta_i \quad (3)$$

donde las variables  $X_i$  de la derecha son los valores medios de las posibles variables explicativas durante el período muestral 2000-2006. La elección de determinantes se basa en literatura anterior, aunque, tal como se indica en la sección II, los datos detallados de que disponemos son mejores *proxies*. Específicamente, estudiamos el rol de los activos externos (activos relacionados con moneda extranjera), deuda externa, exportaciones, importaciones, si la empresa pertenece a un sector transable, así como una cantidad de medidas de la posición de liquidez de la empresa, incluido el flujo de efectivo, el índice de liquidez inmediata medido como activos de corto plazo sobre las ganancias totales, y la razón corriente, definida como la razón de activo líquido a pasivo líquido.

La posibilidad de que las empresas utilicen cobertura corporativa de riesgo es capturada mediante una *dummy* ficticia que toma el valor de 1 si la empresa informa el uso de estos instrumentos financieros en las notas a los estados contables. Además de esta *dummy*, estudiamos tres variables como *proxies* de la cobertura corporativa de riesgo. Incluimos el apalancamiento, ya que las empresas más apalancadas tienen mayor probabilidad de sufrir dificultades financieras y, por lo tanto, también más probabilidades de recurrir a cobertura del riesgo para protegerse de esta situación. En consecuencia, esta cobertura de riesgo también puede reducir el nivel de exposición cambiaria que debe enfrentar la empresa. Se incluye el tamaño, pues la evidencia sugiere que las empresas de mayor envergadura tienen más probabilidades de implementar políticas de cobertura de riesgo que ayuden a reducir los niveles de exposición identificada. Finalmente, respecto de la relación valor de mercado/valor libro, las empresas con niveles más altos de esta relación generalmente tienen más oportunidades de crecimiento y, por lo tanto, cabe esperar que utilicen cobertura de riesgo en mayor medida que otras empresas. En consecuencia, podemos esperar que las empresas con una razón mercado a libro mayor identifiquen una exposición más baja gracias a dicha cobertura de riesgo. Gezcy et al. (1997) y Allayannis y Ofek

(2001) encuentran que el uso de derivados está positivamente relacionado con el tamaño, con el endeudamiento y con la relación valor de mercado/valor libro, y negativamente relacionado con el índice de liquidez inmediata. Bartram et al. (2009) confirman a nivel internacional que dichas empresas tienen más probabilidades de utilizar derivados.

## 1. Resultados principales

Uno de los aportes de este estudio es que el conjunto de datos disponible nos permite controlar por actividades externas financieras y reales de la empresa en ambos lados del balance en forma simultánea. Si bien estudios previos han documentado una correlación positiva y significativa entre la exposición y los ingresos en moneda extranjera o activos extranjeros (por ejemplo, He y Ng, 1998; Doidge et al., 2006) no controlan por pasivos extranjeros. De igual manera, aunque Chue y Cook (2008) incorporan la deuda externa como determinante y demuestran que las empresas que mantienen deuda externa reducen su valor luego de una depreciación cambiaria, no controlan por ingresos externos o activos externos.

Nuestra principal hipótesis es que las empresas que realizan actividades internacionales están más expuestas a los movimientos del tipo de cambio. En particular, las empresas que tienen activos externos o son exportadoras deberían mostrar una mayor exposición cambiaria. Esperamos un coeficiente estimado positivo para estas variables de la regresión. Nuestra segunda hipótesis es que las empresas que conocen este riesgo potencial y la consecuente pérdida de valor de mercado, realizan actividades de cobertura real (aproximada por el nivel de importaciones) y de cobertura financiera (manteniendo deuda externa o usando derivados cambiarios). Así, si las empresas toman medidas para mitigar su exposición cambiaria, esperamos obtener coeficientes estimados negativos para estas variables de la regresión. Los resultados se presentan en el cuadro 3.

### CUADRO 3

#### Determinantes del riesgo cambiario

Variable dependiente	Dirección		Magnitud	
Activo externo <sup>+</sup>	0.795*	0.869*	0.498*	0,527
	-1.853	-1.830	-1.704	-1.632
Deuda externa <sup>+</sup>	-2.069***	-2.391***	0,347	0,22
	(-2.746)	(-2.774)	(0.667)	(0.348)
Exportaciones <sup>+</sup>	1.136*	1.079*	0,0504	0,0278
	-1.791	-1.772	(0.114)	(0.0642)
Importaciones <sup>+</sup>	0,237	0,224	-0,158	-0,163
	(0.404)	(0.381)	(-0.377)	(-0.388)
Derivados	0,181	0,194	-0,0907	-0,0857
	-1.074	-1.133	(-0.881)	(-0.826)
Deuda total (apalancamiento) <sup>+</sup>		0,374		0,147
		(0.754)		(0.400)
Dummy sectorial	Sí	Sí	Sí	Sí
Número de observaciones	98	98	98	98
R <sup>2</sup>	0,258	0,261	0,244	0,245

Fuente: Elaboración propia.

Notas: Resultados de los determinantes del riesgo cambiario,  $\beta_2$  (dirección) o  $|\beta_2|$  (magnitud) en la ecuación  $\beta_2 = \gamma + \delta X_i + \eta_i$  o  $|\beta_2| = \gamma + \delta X_i + \eta_i$ , donde  $X_i$  son las variables explicativas promedio en competencia para la muestra de empresas no financieras en el período 2000-2006. Las variables con + se reportan como % del activo total del período anterior. Los tests t calculados con errores estándares robustos heterocedásticos se reportan entre paréntesis. \* significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%.



Nuestros resultados corroboran nuestra primera hipótesis. Las empresas no financieras chilenas que realizan actividades internacionales, ya sea comprando activos en el exterior o exportando bienes, están más expuestas al riesgo cambiario. En las columnas 1 y 2, observamos coeficientes estimados positivos y estadísticamente significativos para estas dos variables. Nuestra segunda hipótesis también queda validada. Descubrimos que las empresas realizan actividades de cobertura de riesgo mediante instrumentos financieros, en particular, deuda externa. El coeficiente de esta variable es negativo, tal como se esperaba, y estadísticamente significativo. También documentamos que las empresas no utilizan coberturas reales ni derivados cambiarios para cubrirse contra el riesgo cambiario. Estas dos variables no son estadísticamente significativas en las regresiones debido a la dirección de la exposición. Estos resultados están en línea con los reportados por Bartram et al. (2010). Ellos observan que, a base de una muestra de empresas globales de 16 países, las empresas usan deuda externa en lugar de derivados cambiarios para resguardarse del riesgo. Nuestros resultados también son coherentes con los de Cowan et al. (2005), quienes sugieren que las empresas chilenas activamente intentan reducir la exposición cambiaria compensando la exposición de ingresos y activos externos con deuda externa. Esto implica que, controlando por la deuda en dólares, una devaluación de la moneda local aumenta el valor de la empresa para aquellas que mantienen activos extranjeros en dólares. Por otro lado, las empresas que mantienen deuda externa, manteniendo constantes los activos externos, una devaluación del tipo de cambio reduce su valor de mercado. Por último, nuestros resultados están en sintonía con la literatura, que subraya el impacto negativo de la deuda en moneda extranjera en las decisiones de inversión de una empresa (Céspedes et al., 2004).

En claro contraste con la capacidad de explicar el signo o la dirección de la exposición, virtualmente ninguna de las variables tiene un poder explicativo significativo sobre el tamaño o magnitud de la exposición cambiaria observada.

## 2. Efectos de tamaño y liquidez

Bartram (2004) documenta que la liquidez afecta negativamente la magnitud de la exposición cambiaria, ya que las empresas que mantienen activos líquidos o en efectivo tienen una cobertura natural contra los movimientos cambiarios adversos y las potenciales dificultades financieras. Además, Doidge et al. (2006) y Domínguez y Tesar (2006) observan que las empresas más grandes tienen niveles de exposición más bajos. Esto es coherente con la evidencia que muestra que las empresas más grandes usan más la cobertura financiera, reduciendo así su exposición. En vista de esta evidencia, en esta subsección extendemos el análisis multivariado para explorar el efecto de la liquidez y el tamaño sobre la exposición cambiaria específica de una empresa entre las empresas no financieras chilenas.

El cuadro 4 muestra los resultados de extender las regresiones multivariadas básicas presentadas en el cuadro 3, con el fin de incluir todas las variables de actividades internacionales, y luego agregando diferentes *proxies* de la posición de liquidez de una empresa, su tamaño y sus oportunidades de crecimiento. El primer resultado digno de mención es que el resultado clave presentado en el cuadro 3 es robusto a la inclusión de las variables adicionales. La deuda en dólares y los activos externos en dólares aún siguen siendo los principales determinantes de la exposición cambiaria de una empresa. Los resultados correspondientes a la variable de exportaciones son más débiles ya que no es significativa en algunas especificaciones. El nivel de las importaciones y la *dummy* para el uso de derivados no son significativos.

CUADRO 4

## Determinantes de exposición cambiaria y liquidez

Variable dependiente	Dirección					
Activo externo <sup>+</sup>	1.011*	0,667	0.855*	0.915*	0.672*	0,716
	-1.944	-1.569	-1.786	-1.827	-1.694	-1.528
Deuda externa <sup>+</sup>	-2.133**	-2.525***	-2.732***	-2.380***	-2.366***	-2.970***
	(-2.477)	(-2.837)	(-3.228)	(-2.696)	(-3.070)	(-3.433)
Exportaciones <sup>+</sup>	0,756	1.128*	1.112*	1.093*	0,664	0,892
	-1.271	-1.874	-1.952	-1.732	-1.005	-1.502
Importaciones <sup>+</sup>	-0,212	0,135	0,239	0,258	0,0066	0,197
	(-0.316)	(0.229)	(0.416)	(0.424)	(0.0113)	(0.313)
Derivados	0,167	0,244	0,229	0,181	0,306	0,302
	(0.975)	-1.423	-1.335	(0.983)	-1.512	-1.575
Deuda total (apalancamiento) <sup>+</sup>	0,231	0,776	0,341	0,272	0,705	0.885*
	(0.449)	-1.307	(0.689)	(0.349)	-1.583	-1.818
Liquidez (flujo de efectivo)	2.090*					
	-1.904					
Liquidez ( <i>quick ratio</i> )		0,155				
		-1.156				
Liquidez (razón de cobertura)			0.0214**			
			-2.103			
Liquidez (razón corriente)				-0,0424		
				(-0.218)		
ln (tamaño)					-0,0537	
					(-0.684)	
ln (mercado a libro)						-0,224
						(-0.853)
Dummy sectorial	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Número de observaciones	98	98	98	98	91	91
R2	0,277	0,278	0,274	0,262	0,201	0,222

Fuente: Elaboración propia.

Notas: Resultados de los determinantes del riesgo cambiario,  $\beta_2$  (dirección) o  $|\beta_2|$  (magnitud) en la ecuación  $\beta_2 = \gamma + \delta X_i + \eta_i$  o  $|\beta_2| = \gamma + \delta X_i + \eta_i$ , donde  $X_i$  son las variables explicativas promedio en competencia para la muestra de empresas no financieras en el período 2000-2006. Las variables con + se reportan como % del activo total del período anterior. Los tests t calculados con errores estándares robustos heterocedásticos se reportan entre paréntesis. \* significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%.



## CUADRO 4

## Determinantes de exposición cambiaria y liquidez

Variable dependiente	Magnitud					
Activo externo <sup>+</sup>	0,366	0,532	0,529	0,201	0,312	0,335
	-1.214	-1.558	-1.630	(0.549)	-1.042	-1.168
Deuda externa <sup>+</sup>	-0,0728	0,223	0,287	0,14	0,815	0,973
	(-0.110)	(0.348)	(0.457)	(0.235)	-1.373	-1.367
Exportaciones <sup>+</sup>	0,393	0,0267	0,0214	-0,0701	-0,45	-0,156
	(0.800)	(0.0594)	(0.0489)	(-0.170)	(-0.855)	(-0.373)
Importaciones <sup>+</sup>	0,33	-0,161	-0,166	-0,407	-0,371	-0,277
	(0.664)	(-0.377)	(-0.394)	(-0.942)	(-0.879)	(-0.563)
Derivados	-0,0548	-0,087	-0,0926	0,00898	0,096	-0,0968
	(-0.522)	(-0.819)	(-0.860)	(0.0698)	(0.663)	(-0.734)
Deuda total (apalancamiento) <sup>+</sup>	0,31	0,138	0,154	0,874	0,0283	-0,38
	(0.811)	(0.311)	(0.413)	-1.412	(0.0847)	(-1.011)
Liquidez (flujo de efectivo)	-2.365***					
	(-2.743)					
Liquidez ( <i>quick ratio</i> )		-0,00373				
		(-0.0355)				
Liquidez (razón de cobertura)			-0,00423			
			(-0.514)			
Liquidez (razón corriente)				0,301*		
				-1.880		
ln (tamaño)					-0,0847	
					(-1.277)	
ln (mercado a libro)						0,202
						(0.806)
Dummy sectorial	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Número de observaciones	98	98	98	98	91	91
R2	0,274	0,245	0,245	0,336	0,149	0,164

Fuente: Elaboración propia.

Notas: Resultados de los determinantes del riesgo cambiario,  $\beta_i$  (dirección) o  $|\beta_i|$  (magnitud) en la ecuación  $\beta_i = \gamma + \delta X_i + \eta_i$  o  $|\beta_i| = \gamma + \delta X_i + \eta_i$ , donde  $x_i$  son las variables explicativas promedio en competencia para la muestra de empresas no financieras en el período 2000-2006. Las variables con + se reportan como % del activo total del período anterior. Los tests t calculados con errores estándares robustos heterocedásticos se reportan entre paréntesis. \* significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%.

En términos de explicar el signo de los beta cambiarios, tanto el flujo de efectivo como la razón de cobertura son significativos al 10% y tienen coeficiente positivo. Dado que la mayoría de las empresas tiene exposición negativa, esto sugiere que la exposición es más alta para las empresas con baja liquidez. Por el contrario, las empresas con mayor liquidez tienen una cobertura a corto plazo natural y posteriormente su exposición estimada es menor. Los resultados de los valores absolutos de los beta cambiarios están en línea con Bartram (2004). La liquidez de flujos de efectivo tiene signo negativo y es altamente significativa. El alto coeficiente sugiere que las empresas con grandes cantidades de efectivo tienen una exposición mucho más baja. La razón corriente también tiene un poder explicativo significativo (al 10%); no obstante, el coeficiente es positivo, lo cual sugiere que las empresas con una liquidez a corto plazo más alta están más expuestas.

En cuanto a la variable de tamaño, estimamos un efecto negativo coherente con la teoría y estudios previos (Domínguez y Tesar, 2006) que sugieren que las empresas más grandes tienen menos exposición (dado que es más probable que esas empresas tomen cobertura financiera) pero el coeficiente no es estadísticamente significativo. Del mismo modo, hallamos que el coeficiente de la variable mercado a libro tiene el signo correcto pero no es significativo.

### 3. Prueba de robustez

#### *Endogeneidad de la deuda en dólares*

Una de las principales preocupaciones con la estimación mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de la ecuación (2) es su posible incoherencia debido a regresores endógenos. De hecho, es razonable pensar que hay una causalidad bidireccional entre la variable de exposición y, por ejemplo, el uso de deuda en moneda extranjera. Por ejemplo, es posible que a medida que las empresas aumentan su deuda en moneda extranjera, su nivel de exposición aumente. Alternativamente, es también posible que si el nivel de exposición cambiaria ya es alto debido a otros factores aparte del uso de deuda en moneda extranjera (por ejemplo, reciben una fracción de sus ingresos en moneda extranjera), las empresas pueden tomar la decisión táctica de mitigar su nivel de exposición tomando préstamos o emitiendo deuda en moneda extranjera. Claramente, en el primer caso la causalidad va desde la deuda externa a la exposición, mientras en el segundo, la dirección de la causalidad se revierte. Si bien la literatura sobre exposición ha analizado extensivamente el tema del impacto de la endogeneidad en los MCO estimados, los intentos de manejar el problema directamente utilizando estimadores alternativos han sido limitados. Chue y Cook (2008) y Rossi (2011) intentan resolver este problema utilizando un estimador IV.

Seguimos el criterio IV implementado por Rossi (2011) para testear la robustez de nuestros resultados. Como instrumentos para el nivel de deuda en dólares, utilizamos una medida de rentabilidad, margen bruto y una *proxy* de oportunidades de crecimiento, la razón de valor de mercado a valor libro. El cuadro 5 muestra nuestros resultados. Como referencia, en la primera columna detallamos nuestra principal estimación de MCO (las mismas estimaciones indicadas en la columna 1 del cuadro 3). En la segunda columna, siguiendo a Rossi (2011), también reportamos las estimaciones por MCO controlando por el tamaño de la empresa, medido como el logaritmo de la suma del valor libro de la deuda y el valor de mercado del capital. Las columnas 3 (primera etapa) y 4 (segunda etapa) presentan los resultados de la estimación IV por mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E).



## CUADRO 5

## IV Análisis del riesgo cambiario

Variable dependiente	MCO		IV (2SLS)	
	Fx Beta	Fx Beta	Primera etapa deuda externa	Segunda etapa Fx Beta
Activo externo <sup>+</sup>	0,795*	0,55	0,083	0,925
	-1,853	-1,527	-1,044	-1,434
Deuda externa <sup>+</sup>	-2,069***	-1,861**		-6,452*
	(-2,746)	(-2,302)		(-1,823)
Exportaciones <sup>+</sup>	1,136*	0,851	0,259**	2,006*
	-1,791	-1,281	-2,040	-1,807
Importaciones <sup>+</sup>	0,237	0,0758	0,094	0,481
	(0,404)	(0,133)	-1,200	(0,768)
Derivados	0,181	0,245	0,031	0,388
	-1,074	-1,276	-1,428	-1,648
Tamaño		-0,0296	0,022***	0,0557
		(-0,410)	-2,941	(0,537)
Margen de utilidad			-0,022**	
			(-2,320)	
ln (mercado a libro)			-0,024*	
			(-2,310)	
Dummy sectorial	Sí	Sí	Sí	Sí
Test Wu-Hausman (H0: MCO consistente)				0,37
Test de Sargan (H0: instrumentos válidos)				0,01
Número de observaciones	98	91	91	91
R <sup>2</sup>	0,258	0,187	0,335	0,048

Fuente: Elaboración propia.

Notas: Resultados de los determinantes del riesgo cambiario,  $\beta_2$  (dirección) o  $|\beta_2|$  (magnitud) en la ecuación  $\beta_2 = \gamma + \delta X_i + \eta_i$  o  $|\beta_2| = \gamma + \delta X_i + \eta_i$ , donde  $x_i$  son las variables explicativas promedio en competencia para la muestra de empresas no financieras en el período 2000-2006. Las variables con + se reportan como % del activo total del período anterior. Los tests t calculados con errores estándares robustos heterocedásticos se reportan entre paréntesis. \* significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%. Margen de utilidad y ln(mercado-a-libro) se utilizan como instrumentos

En conjunto, las estimaciones IV son coherentes con las estimaciones MCO, aunque algo más débiles. Siguiendo la estimación MC2E las exportaciones y la deuda en dólares son significativas al 90% de nivel de confianza. No obstante, las pruebas de especificación ponen en duda la adopción del criterio IV. La prueba de endogeneidad de Durbin-Wu-Hausman no rechaza (valor  $p = 0,37$ ) la hipótesis nula de que el nivel de deuda en moneda extranjera es exógeno. En otras palabras, no podemos rechazar el supuesto de que el estimador MCO es coherente en esta aplicación. Además, verificamos la existencia de instrumentos débiles informando la prueba F de la significancia conjunta de los instrumentos excluidos en la regresión de primera etapa. El valor  $p$  de esta prueba es 0,01. Por lo tanto, a un 95% de confianza, rechazamos la hipótesis nula de instrumentos válidos. Concluimos, entonces, que nuestros resultados MCO son robustos al problema de endogeneidad de la deuda en dólares<sup>5</sup>.

<sup>5</sup> Condujimos un análisis similar respecto de activos extranjeros. Los resultados no reportados indican que esta variable puede ser endógena.

### *Especificación alternativa*

Los resultados reportados provienen del análisis transversal donde a la exposición cambiaria de las empresas se le aplica un modelo de regresión sobre valores promedio de los determinantes para el período 2000-2006. Claramente, este criterio tiene puntos flacos. Específicamente, que el uso de promedios como regresores puede enmascarar una dinámica de tiempo rico. Es razonable pensar que los cambios en las condiciones económicas tienen un impacto en la relación entre la exposición estimada y sus determinantes. Rossi (2011), en un estudio más amplio que este, muestra que tanto los esquemas cambiarios como la crisis económica afectan el nivel de exposición de las empresas. Aunque en nuestro caso el sistema cambiario (de libre flotación) no cambia en el período analizado, no podemos descartar que el nivel de exposición se vea afectado por otros *shocks* macroeconómicos. Con el fin de capturar mejor este efecto dinámico potencial, estimamos mediante MCO la siguiente especificación alternativa:

$$r_{it} = \alpha + \beta_1 X_{it} \Delta e_t + \beta_2 X_{it} + \beta_3 r_{mt} + \beta_4 \Delta e_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

donde  $X_{it}$  es la variable explicativa bajo análisis para la empresa  $i$  en el año  $t$ . A diferencia de la ecuación (2), las variables explicativas no son valores promedio en el período 2000-2006, sino el respectivo valor observado en cada año<sup>6</sup>. Esta especificación apunta a capturar los efectos diferenciales de las depreciaciones cambiarias sobre la rentabilidad de mercado de las empresas mediante términos de interacción entre los valores *proxy* de las actividades internacionales de las empresas y el cambio en el tipo de cambio,  $X_{it} \Delta e_t$ . Este es un criterio de diferencia en diferencia (*DiD*) en el cual el impacto adicional sobre los retornos de las empresas provenientes de tener, por ejemplo, deuda externa, luego de una depreciación cambiaria, es capturado por el término de interacción  $\beta_1$ . Al igual que en la sección anterior, esperamos encontrar términos de interacción positiva para el caso de activos externos y exportaciones, y coeficientes negativos para las interacciones con la deuda externa e importaciones.

El cuadro 6 muestra nuestros resultados. En la primera columna, presentamos las estimaciones anuales, que es la frecuencia original en nuestra muestra. En la segunda columna, interpolamos linealmente los datos del balance anual a una frecuencia mensual que combinamos con datos de retornos accionarios y de tipo de cambio. Esperamos que el mayor número de observaciones en la regresión mensual aumente la eficiencia de las estimaciones. Los resultados anuales muestran que los principales determinantes de los retornos accionarios de las empresas son la rentabilidad del mercado y el retorno cambiario. Ambas variables son estadísticamente significativas a niveles estándar de confianza. En cuanto a las interacciones, únicamente las interacciones de exportaciones e importaciones con variaciones del tipo de cambio son estadísticamente significativas. Ambas estimaciones son positivas. Si bien esto es coherente con las expectativas de exportaciones, el signo positivo de las importaciones parece contraintuitivo. Los resultados mensuales indican, al igual que los datos anuales, que la rentabilidad del mercado constituye el principal determinante de los retornos de las empresas. No obstante, el nivel de depreciación no es significativo. Únicamente la interacción de los movimientos del tipo de cambio y de la deuda externa es significativa. El signo de esta interacción es negativo, tal como se esperaba, lo cual indica que luego de una depreciación cambiaria, los retornos accionarios de las empresas que tienen deuda en dólares decrecen relativamente más que los de las empresas que no la tienen.

<sup>6</sup> Estudiamos las mismas variables explicativas que al estimar la ecuación (2) más arriba.



## CUADRO 6

## Robustez

(especificación alternativa)

Variable dependiente	Variable dependiente: Retorno de empresas	
	Anual	Mensual
<b>Interacciones</b>		
(deuda externa) x $\Delta e$	0,308 (0.189)	-0.977* (-1.853)
(activo externo) x $\Delta e$	-3,124 (-1.263)	-0,499 (-1.184)
(exportaciones) x $\Delta e$	2.251* -1.905	0,779 -1.357
(importaciones) x $\Delta e$	2.859** -2.207	0,3 (0.803)
(derivados) x $\Delta e$	-0,0269 (-0.0649)	0,0428 (0.378)
<b>Niveles</b>		
Retorno de mercado	0,580*** -6,254	0,0971*** -3,298
$\Delta e$	0,729** -2,348	-0,0751 (-0,833)
Deuda externa <sup>+</sup>	-0,119 (-0,693)	0,00131 -0,0866
Activo externo <sup>+</sup>	-0,0211 (-0,101)	-0,000392 (-0,0350)
Exportaciones <sup>+</sup>	0,175 -1,38	0,0201 -1,222
Importaciones <sup>+</sup>	-0,114 (-0,585)	-0,00453 (-0,402)
Derivados <sup>+</sup>	0,0521 -1,114	-0,00191 (-0,595)
Deuda total (apalancamiento) <sup>+</sup>	-0,131 (-0,933)	-0,0117 (-1,368)
Número de observaciones	564	5966
R2	0,116	0,01

Fuente: Elaboración propia.

Notas: Resultados de la estimación de la ecuación (4). Las variables con + se reportan como % del activo total. Los tests t calculados con errores estándares robustos heterocedásticos se reportan entre paréntesis. \* significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%.

En términos generales, el análisis con la nueva especificación indica que las empresas no financieras chilenas que realizan actividades internacionales están más expuestas a los movimientos del tipo de cambio pero cuentan con cobertura contra este riesgo. No obstante, y a diferencia de los resultados del análisis transversal, encontramos algunos indicios de que las empresas utilizan cobertura real (importaciones) en lugar de cobertura financiera (deuda externa).

## V. CONCLUSIONES

Si bien el dilema de la exposición cambiaria está bien documentado, a la fecha existe muy poca evidencia basada en las economías latinoamericanas. Es acertado estudiar estas economías en desarrollo, ya que ellas son las que, en general, están más expuestas a la volatilidad macroeconómica, y sus mercados financieros muestran menos profundidad que sus contrapartes de economías desarrolladas, reduciendo así las coberturas potenciales que las empresas pueden tomar para resguardar sus posiciones expuestas. Este trabajo trata de subsanar esta deficiencia y examina el impacto de los movimientos del tipo de cambio sobre el valor de las empresas, utilizando una muestra de 115 empresas chilenas no financieras que cotizan en bolsa. Documentamos que una cantidad de empresas deben hacer frente a niveles de exposición estadísticamente significativos: un 13% de las empresas y un 20% de los sectores.

Además, la mayoría de las exposiciones estimadas resultan negativas, y esto significa que, en promedio, las empresas chilenas pierden valor de mercado cuando la moneda local se devalúa. Esto es comparable con los resultados informados por Domínguez y Tesar (2006), pero se contraponen con Doidge et al. (2006), quienes describen una exposición en gran medida positiva, y con la falta de exposición documentada por Chue y Cook (2008). Sin embargo, el aporte clave es entregar un análisis detallado de los determinantes de esta exposición de las empresas.

Utilizando datos detallados a nivel de empresa sobre el monto de sus activos en moneda extranjera, sus deudas en moneda extranjera, sus ingresos en moneda extranjera (exportaciones), sus gastos en compra de bienes en el exterior (importaciones) y su utilización de derivados cambiarios, se realiza un análisis integral de la exposición estimada. Se investiga la actividad en moneda extranjera tanto financiera como real en forma simultánea desde ambos lados del balance contable, algo que hasta ahora había sido desestimado por la literatura. Los resultados establecen que los principales determinantes del nivel de exposición son el monto de deuda externa y activos externos que mantienen las empresas. Dependiendo de la especificación utilizada, las exportaciones también constituyen un determinante significativo. Ni el valor de los bienes importados por las empresas ni el uso de derivados cambiarios es estadísticamente significativo. Los resultados sugieren que las empresas chilenas no solo utilizan más la deuda externa que los derivados para fines de cobertura del riesgo cambiario, sino que utilizan estrategias de calce de posiciones para tener cobertura real en el largo plazo. Esta evidencia es coherente con los resultados de Bartram et al. (2010). Asimismo, las empresas con una mayor liquidez muestran menores niveles de exposición, lo que nuevamente sugiere que las empresas tienen una cobertura natural.



## REFERENCIAS

---

Adler, M. y B. Dumas (1984). "Exposure to Currency Risk: Definition and Measurement". *Financial Management* 13: 41–50.

Allayannis, G. y E. Ofek (2001). "Exchange Rate Exposure, Hedging, and the Use of Foreign Currency Derivatives". *Journal of International Money and Finance* 20: 273–96.

Bartram, S.M. (2004). "Linear and Nonlinear Foreign Exchange Rate Exposures of German Non-Financial Corporations". *Journal of International Money and Finance* 23: 673–99.

Bartram, S.M. y G.M. Bodnar (2007). "The Exchange Rate Exposure Puzzle". *Managerial Finance* 13: 642–66.

Bartram, S.M., G.W. Brown y F.R. Fehle (2009). "International Evidence on Financial Derivatives Usage". *Financial Management* 38: 185–206.

Bartram, S.M., G.W. Brown y B.A. Minton (2010). "Resolving the Exposure Puzzle: The Many Facets of Exchange Rate Exposure". *Journal of Financial Economics* 95: 148–73.

Céspedes, L.F., R. Chang y A. Velasco (2004). "Balance Sheets and Exchange Rate Policy". *American Economic Review* 94: 1183–93.

Chan-Lau, J.A. (2005). "Hedging Foreign Exchange Risk in Chile: Markets and Instruments". IMF Working Paper WP/05/37, Fondo Monetario Internacional.

Chow, E.H., W.Y. Lee y M.W. Solt (1997). "The Exchange Rate Risk Exposure of Asset Returns". *Journal of Business* 70: 105–23.

Chue, T.K. y D.E. Cook (2008). "Emerging Market Exchange Rate Exposure". *Journal of Banking and Finance* 32: 1349–62.

Cowan, K., E. Hansen y L.O. Herrera (2005). "Currency Mismatches, Balance Sheet Effects and Hedging in Chilean Non-Financial Corporations". IDB Working Paper N°521, Banco Interamericano de Desarrollo.

Doidge, C., J. Griffin y R. Williamson (2006). "Measuring the Economic Importance of Exchange Rate Exposure". *Journal of Empirical Finance* 13: 550–76.

Domínguez, K.M.E. y L.L. Tesar (2006). "Exchange Rate Exposure". *Journal of International Economics* 68: 188–218.

Fernández, V. (2006). "Emerging Derivatives Markets: The Case of Chile". *Emerging Markets Finance and Trade* 42: 63–92.

Geczy, C., B. Minton y C. Schrand (1997). "Why Do Firms Use Currency Derivatives?" *Journal of Finance* 52: 1323–54.

He, J. y L.K. Ng (1998). "The Foreign Exchange Exposure of Japanese Multinational Corporations". *Journal of Finance* 53: 733–53.

Jorion, P. (1990). "The Exchange Rate Exposure of U.S. Multinationals". *Journal of Business* 63: 331–46.

Kamil, H. (2009). "How Do Exchange Rate Regimes Affect Firms' Incentives to Hedge Currency Risk in Emerging Markets?" Mimeo, Fondo Monetario Internacional.

Moguillansky, G. (2002). Non-Financial Corporate Risk Management and Exchange Rate Volatility in Latin America". WIDER Discussion Paper N°2002/30.

Muller, A., Verschoor, W.F.C. (2008). "The Latin American Exchange Exposure of U.S. Multinationals". *Journal of Multinational Financial Management* 18: 112–30.

Nydahl, S. (1999). "Exchange Rate Exposure, Foreign Involvement and Currency Hedging of Firms: Some Swedish Evidence". *European Financial Management* 5: 241–57.

Rossi, J. (2011). "Exchange Rate Exposure, Foreign Currency Debt, and the Use of Derivatives: Evidence from Brazil". *Emerging Markets Finance and Trade* 47: 67–89.



## APÉNDICE

### CUADRO 1

#### Distribución de empresas por sector económico

Sector	Nº de empresas
Alimentos, bebidas y tabaco	25
Electricidad	16
Comercio (mayorista, minorista, manufacturas, etc.)	13
Construcción	12
Transporte marítimo	11
Minería	10
Servicios recreativos y educacionales	7
Forestal	6
Telecomunicaciones	6
Gas y servicios sanitarios	3
Otros	2
Transporte ferroviario y de carretera	1
Energía	1
Salud	1
Conglomerados	1
<b>Total</b>	<b>115</b>

Fuente: Elaboración propia.





---

## NOTAS DE INVESTIGACIÓN

*Esta sección tiene por objeto 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.*

---

# ASIMETRÍAS EN EL AJUSTE DEL DESALINEAMIENTO CAMBIARIO EN CHILE

Alvaro Aguirre R.\*  
César A. Calderón\*\*

## I. INTRODUCCIÓN

El tipo de cambio real (TCR) es el precio relativo entre bienes transables y no transables en una economía abierta, y como tal entrega señales para la asignación de recursos entre estos dos sectores. Rodrick (2008) muestra empíricamente que el valor del TCR afecta significativamente el tamaño relativo del sector transable en una muestra grande de países. En materia de política económica, es importante examinar si el valor de este precio relativo es coherente con su nivel de equilibrio, aquel que garantiza el equilibrio interno y externo de una economía (Edwards, 1989), o si se encuentra desalineado con respecto a este, a causa de fricciones que impiden el movimiento de factores en la economía, lo que puede generar una asignación ineficiente de los recursos. Aguirre y Calderón (2005) muestran que un desalineamiento del TCR tiene efectos significativos —y adversos en la mayoría de los casos— sobre el crecimiento económico<sup>1</sup>. Por otro lado, existe evidencia de que los valores del TCR alejados de su valor de equilibrio se asocian a un mayor riesgo de crisis (Kaminsky y Reinhart, 1999) y costos reales resultantes de los ajustes abruptos que comúnmente se generan (Goldfajn y Valdés, 1999). A la luz de esta evidencia, reducir el nivel y la persistencia de los desalineamientos cambiarios es fundamental para el buen desempeño macroeconómico. En este trabajo analizamos la dinámica del desalineamiento cambiario en Chile con particular énfasis en la existencia de asimetrías en su ajuste y en los efectos de la flexibilización del sistema cambiario ocurrida en 1999.

Nuestro énfasis en la asimetría del ajuste del TCR se explica no solo por el hecho de que los efectos sobre el crecimiento económico varían de acuerdo al tamaño y al signo del desalineamiento (Aguirre y Calderón, 2005; Rodrik, 2008), sino también porque, en presencia de dichas asimetrías, los métodos lineales de estimación no logran capturar la verdadera dinámica del desalineamiento

---

\* Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Chile. E-mail: [aaguirre@bcentral.cl](mailto:aaguirre@bcentral.cl)

\*\* Banco Mundial. E-mail: [ccalderon@worldbank.org](mailto:ccalderon@worldbank.org)

<sup>1</sup> El único caso en que el efecto sería positivo y significativo sobre crecimiento es para subvaluaciones moderadas.

(Taylor et al., 2001). El motivo más destacado en la literatura por el cual pueden ocurrir asimetrías con respecto al tamaño —aunque no de signo— de los desalineamientos, es la existencia de costos de arbitraje, en particular los de transporte (véase la revisión de esta literatura en Taylor et al. 2008). Pero de forma más general, las rigideces nominales pueden afectar la velocidad de ajuste no solo en relación con el tamaño del desalineamiento, sino también con su signo. Si bien esto no debería ser especialmente importante en sistemas de tipo de cambio flotante, son pocas las economías en que esta variable se deja mover libremente. En este sentido, posibles preferencias de las autoridades de política también pueden generar asimetrías. Por ejemplo, Dooley et al. (2004) argumentan que el mantener un TCR subvaluado fue fundamental en las políticas de desarrollo de Japón y Alemania después de la Segunda Guerra Mundial, y más recientemente en China y otros países del este asiático. Por otro lado, un nivel sobrevaluado del TCR, como los observados en Latinoamérica, pueden obedecer a presiones políticas por parte de grupos de interés que persiguen bajos precios para ciertos productos, o como herramienta alternativa para contener la inflación<sup>2</sup>.

Para explorar la existencia de asimetrías en el ajuste de desalineamientos cambiarios en Chile, aplicamos un modelo autorregresivo de transición suavizada (*STAR*), desarrollado por Granger y Teräsviita (1993)<sup>3</sup> a una medida de desalineamiento del TCR estimada para el período de 1977 a 2012. Esto permite analizar asimetrías en el ajuste tanto en relación con el tamaño como con el signo de los *shocks*. Para investigar si la flexibilización del sistema cambiario ocurrida en 1999 modificó el patrón asimétrico del desajuste cambiario, estimamos el modelo para dos submuestras, una desde 1977 a 1999 y una desde el 2000 al 2012.

## II. ESTRATEGIA EMPÍRICA

En este trabajo definimos el tipo de cambio real como la razón entre el producto del índice de precios externo y el tipo de cambio nominal (unidades de moneda interna por moneda extranjera) y el índice de precios local. Nótese que bajo esta definición un aumento (disminución) del TCR corresponde a una depreciación (apreciación) real de la moneda local.

Para estimar el desalineamiento del TCR en Chile seguimos la metodología implementada por Calderón (2004), Aguirre y Calderón (2005), Lee et al. (2008) y Caputo y Fuentes (2012), basada en la versión transable versus no transable del modelo de Obstfeld y Rogoff (1995). En particular, se estima un vector de cointegración entre el TCR y sus fundamentos, incluyendo la posición neta de activos internacionales, los términos de intercambio, el gasto del gobierno como proporción del PIB y el diferencial de productividad entre el sector transable y el no transable. Para la estimación se utiliza la metodología de mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (*DOLS*) que soluciona el problema de causalidad inversa (Stock y Watson, 1993). Una vez estimado el vector de cointegración, este se utiliza para generar una serie de TCR de equilibrio usando el componente de tendencia de las variables explicativas listadas anteriormente. La diferencia entre esta medida de TCR de equilibrio y el valor efectivo del TCR se define como la variable de desalineamiento cambiario. La estimación se lleva a cabo para el período de 1977 al 2012. El TCR efectivo, el de equilibrio y el correspondiente desalineamiento se presentan en el gráfico 1<sup>4</sup>.

<sup>2</sup> Para un análisis comparativo entre Asia del este y América Latina, véase Sachs y Williamson (1985).

<sup>3</sup> Véase Franses y van Dijk (2000) para un análisis más aplicado.

<sup>4</sup> Para todas las variables incluidas en el vector de cointegración, no se rechaza la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria, con un 90% de significancia, en niveles, y se rechaza en diferencias, usando el test aumentado de Dickey-Fuller (en el caso del TCR en niveles la hipótesis no se rechaza al 95%). Para los tests de Johansen, el de la traza indica que hay dos vectores de cointegración, y el del máximo valor propio que hay uno, con un 5% de significancia.

**Gráfico 1**
**TCR y desalineamiento cambiario, 1977:I-2012:III**

(porcentaje)



Fuente: Elaboración propia.

Para explorar la existencia de asimetrías en el ajuste de la serie de desalineamientos del TCR utilizamos el método *STAR*. Este método supone que existen distintos regímenes, en los cuales el comportamiento dinámico de la serie estudiada es distinto, y que la transición entre estos es suavizada. Esta metodología ha sido utilizada, entre otros, por Taylor et al. (2001) para estudiar la existencia de no linealidades en la dinámica del TCR para un conjunto de países desarrollados, en la dinámica de la tasa de desempleo en EE.UU. por van Dijk et al. (2002), y en la dinámica de retornos accionarios y producción industrial en EE.UU., por Bradley y Jansen (2004).

En este trabajo suponemos la existencia de dos regímenes,  $d$  (TCR depreciado en relación al TCR de equilibrio) y  $a$  (TCR apreciado en relación al TCR de equilibrio). De esta manera, suponemos que el ajuste del TCR difiere según el tamaño del desalineamiento y según este sea positivo o negativo, y que la serie transita suavemente entre los distintos tipos de ajuste. Sobre la base de lo anterior, definimos el proceso que sigue el desalineamiento,  $\xi$ , como

$$\xi_t = \left[ \sum_{i=1}^{p_d} \phi_{t-i,d} \xi_{t-i} \right] (1 - G(\xi_{t-1}, \gamma, c)) + \left[ \sum_{i=1}^{p_a} \phi_{t-i,a} \xi_{t-i} \right] G(\xi_{t-1}, \gamma, c) + \mu_t \quad (1)$$

donde  $p_d$  y  $p_a$  son el número de rezagos en los regímenes  $d$  y  $a$  respectivamente,  $\phi$ ,  $\gamma$  y  $c$  son parámetros,  $G$  es una función de transición y  $\mu_t \sim iid(0, \sigma^2)$ . En esta expresión se supone que existen dos regímenes, con distintas dinámicas autorregresivas (distintos  $\phi$ ), siendo la función  $G$  el ponderador entre los dos procesos. Es fácil notar que si esta última función es igual a 1, entonces estamos en el régimen  $a$ , mientras que si toma un valor nulo, estaremos en el régimen  $d$ . Pero la función  $G$  toma valores entre 0 y 1, lo que permite considerar los dos regímenes, con una ponderación que dependerá del valor que tome dicha función en un determinado momento del tiempo.

Debido a que en el presente trabajo los regímenes se definen no solo en relación con el tamaño del desalineamiento, sino también según si este es mayor o menor que cero, utilizamos una función logarítmica para  $G$ , la que toma la siguiente forma:

$$G(\xi_{t-1}, \gamma, c) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma[\xi_{t-1}-c])} \cdot \quad (2)$$

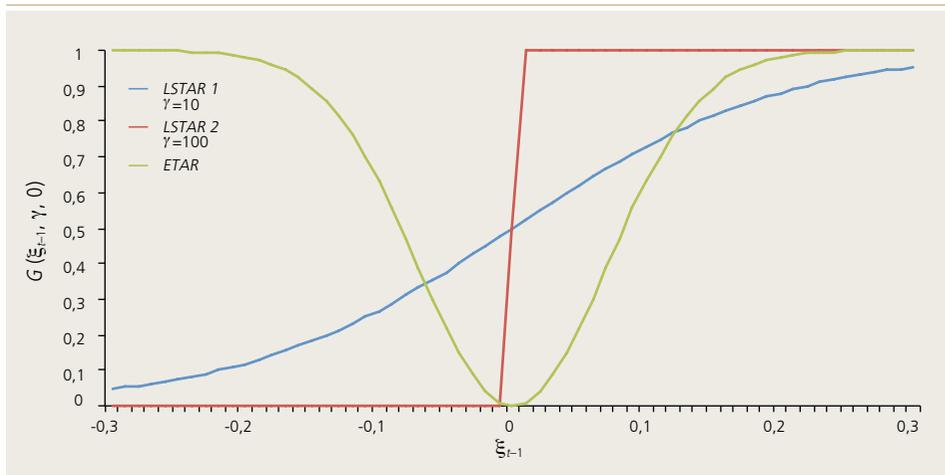
Al utilizar esta función, el modelo se define como *LSTAR*. Esta función depende de dos parámetros. El primer parámetro es  $c$ , que define el valor del límite entre los dos regímenes. Un aumento de la diferencia entre el desalineamiento del período anterior y este parámetro tiene un efecto negativo en  $G$ , lo que hace ponderar más el régimen  $d$ . Lo contrario ocurre con una reducción de la diferencia entre las dos variables. Como queremos diferenciar los dos regímenes según sobrevaluación y subvaluación del TCR, definimos  $c = 0$ . Por su parte, el parámetro  $\gamma$  captura la forma que toma la transición de un régimen al otro, multiplicando la distancia entre el desalineamiento del período anterior y el parámetro  $c$ . Así, un valor bajo de  $\gamma$  en valor absoluto hará necesarios valores muy altos de desalineamiento pasado para observar alguna ponderación significativamente más alta de un régimen por sobre el otro, lo que corresponde a una transición más suave. Este caso es ilustrado por la línea *LSTAR1*, que se construye con un valor de  $\gamma$  igual a 10, en el gráfico 2. Por el contrario, un valor alto de  $\gamma$  en valor absoluto implica que unas diferencias pequeñas entre el desalineamiento y  $c$ , se traduzcan en grandes diferencias entre las ponderaciones asignadas en cada régimen. Este es el caso de la línea *LSTAR2*, que se construye con un valor de  $\gamma$  igual a 100, en el gráfico 2. En este caso,  $\gamma$  es lo suficientemente alto como para que el valor absoluto del desalineamiento no influya en la ponderación asignada a cada régimen, generando una transición abrupta. El parámetro  $\gamma$  y los parámetros autorregresivos para cada régimen se estiman econométricamente, por lo que se utiliza el método de mínimos cuadrados no lineales para estimar la ecuación (1).

Es posible utilizar una función exponencial para  $G$  y estimar un modelo *ETAR* como lo hacen Taylor et al. (2001)<sup>5</sup>. Sin embargo, esta forma funcional permite solo asimetrías con respecto a la distancia entre la serie y el límite definido entre los dos regímenes, y no con respecto al régimen en el que se encuentra la serie. Esto se ilustra en la línea *ETAR* en el gráfico 2. Ahí se puede ver que solo el tamaño del valor absoluto del desalineamiento influye en el valor de  $G$ . Es decir, si existe una sobrevaluación de 2%, la ponderación de los coeficientes autorregresivos es la misma que en el caso de una subvaluación de 2%.

<sup>5</sup> Taylor et al. (2001) aplican la metodología al TCR en lugar del desalineamiento como lo hacemos en este trabajo.

Gráfico 2

## Funciones de transición, LSTAR y ETAR



Fuente: Elaboración propia.

## III. ESTIMACIÓN

En primer lugar, se debe probar la no linealidad en la serie de desalineamiento. Lo anterior consiste en testear si  $\gamma$  es distinto de cero, por cuanto si es igual a cero, la función  $G$  tomará el valor de 0,5 independientemente del valor que tome el desalineamiento rezagado. Para esto se lleva a cabo un test tipo LM, que únicamente necesita la estimación del modelo bajo la hipótesis nula de linealidad (Franses y van Dijk, 2000)<sup>6</sup>. En el cuadro 1 se muestran los resultados, incluyendo estadísticos que son robustos a heterocedasticidad y a *outliers* en su versión de muestras pequeñas (distribución F)<sup>7</sup>. Se puede ver que para la muestra completa se rechaza la hipótesis nula de linealidad con un 99% de confianza utilizando el test estándar. Sin embargo, utilizando el resto de los estadísticos encontramos que esta confianza cae por debajo del 90%. Como ya dijimos, este resultado puede estar afectado por la flexibilización cambiaria de 1999. Para verificar esta hipótesis aplicamos el test para dos submuestras, la primera de 1977.I a 1999.IV y la segunda del 2000.I al 2012.III. En el cuadro podemos ver que la hipótesis nula de linealidad se rechaza con cerca de 95% de confianza en la primera submuestra, mientras que claramente el test no puede rechazar la existencia de linealidad en la segunda submuestra. Esto es entonces lo que hace que para la muestra completa no se pueda rechazar la hipótesis nula en todos los casos.

<sup>6</sup> Esta es una ventaja importante al definir la hipótesis nula en función de  $\gamma$  y no con respecto a posibles diferencias entre los parámetros  $\phi_{t,a}$  y  $\phi_{t,d}$ . Para más detalle, véase Luukkonen et al. (1988).

<sup>7</sup> El orden de rezago para las pruebas estadísticas se determina según el criterio de Akaike.

## Cuadro 1

## Test de no linealidad del desalineamiento

(versión F, muestra pequeña)

Muestra	Test estándar	Robusto a heterocedasticidad	Robusto a outliers
1977.I - 2012.III	3,63 (0,01)	2,14 (0,10)	1,59 (0,13)
1977.I - 1999.IV	3,56 (0,02)	3,52 (0,02)	1,95 (0,06)
2000.I - 2012.III	0,44 (0,72)	0,61 (0,61)	0,74 (0,66)

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Estadísticos de Luukkonen et al. (1988). Entre paréntesis, valores p para rechazar H0 de linealidad.

Dado que el test apuntaría a la existencia de no linealidades en la serie de desalineamiento cambiario para ciertos períodos, procedemos a estimar la especificación expuesta en 1 y 2 para la muestra completa y las muestras anterior y posterior a 1999. Para fines de comparación se estima un modelo AR lineal para cada una de las muestras. En el cuadro 2 se muestran los resultados. El número de rezagos se determina según el criterio de Akaike, estadístico que se presenta en el cuadro. Tanto para la muestra completa como para la primera submuestra los rezagos elegidos son dos para el régimen a y uno para el régimen d, mientras que para la muestra posterior al 2000 se elige un rezago en cada régimen.

Según los resultados presentados en el cuadro 2, no hay una diferencia importante entre los parámetros autorregresivos estimados para la muestra completa y la primera submuestra. Sin embargo, si se observa una diferencia entre los parámetros de cada régimen para una misma muestra. No obstante, la suma de estos parámetros es similar en los dos casos, entonces también lo es el tiempo que demoran en deshacerse completamente los efectos de *shocks* al desalineamiento. En el régimen a, el hecho de que el primer rezago sea mayor que uno tiende a amplificar el *shock* inicial, y por lo tanto, como quedará más claro al graficar las funciones de impulso respuesta, una menor fracción de este se deshace en los primeros trimestres. Podemos observar además, que el modelo lineal no captura este hecho, y que paralelamente sobreestima el efecto en el régimen d, durante los primeros trimestres. De todas formas, la diferencia más marcada se produce en el parámetro *gamma* de asimetría, el que aumenta en la muestra que no incluye el período de flotación cambiaria. Como se espera de los resultados del test del cuadro 1, este parámetro es significativo en la muestra completa y en la que termina en 1999, pero su tamaño es bastante menor en el primer caso. Esto apuntaría a una suavización de la forma en que se transita entre los dos estados, dando origen a asimetrías respecto no solo al signo sino también respecto al tamaño de los desalineamientos. En el gráfico 3 mostramos la función de transición definida en (2) que resulta de la estimación de la ecuación (1) para la muestra completa, en función de los distintos valores que toma el desalineamiento cambiario (las marcas sobre la curva indican los niveles de desalineamiento efectivamente observados). A diferencia de la muestra completa, en la primera muestra solo existirían asimetrías respecto al signo del *shock*, y la función G es similar a la línea roja que aparece en el gráfico 2<sup>8</sup>.

<sup>8</sup> Las importancias de las asimetrías respecto al signo del *shock* justifican la estimación de un modelo LSTAR por sobre un ETAR.



Estas diferencias podrían deberse a las respuestas del desalineamiento en el período de flexibilización cambiaria. En este caso también se observan diferencias en los parámetros autorregresivos entre regímenes, con una persistencia mayor en el régimen *d*. Sin embargo, al ser el parámetro  $\gamma$  de asimetría no significativo, estas diferencias no serían estadísticamente relevantes. Debido a esto, para el resto de este trabajo solo consideramos la estimación lineal para la muestra posterior a 1999<sup>9</sup>.

## Cuadro 2

### Estimación del modelo STAR para tipo de cambio real observado y desalineamiento cambiario

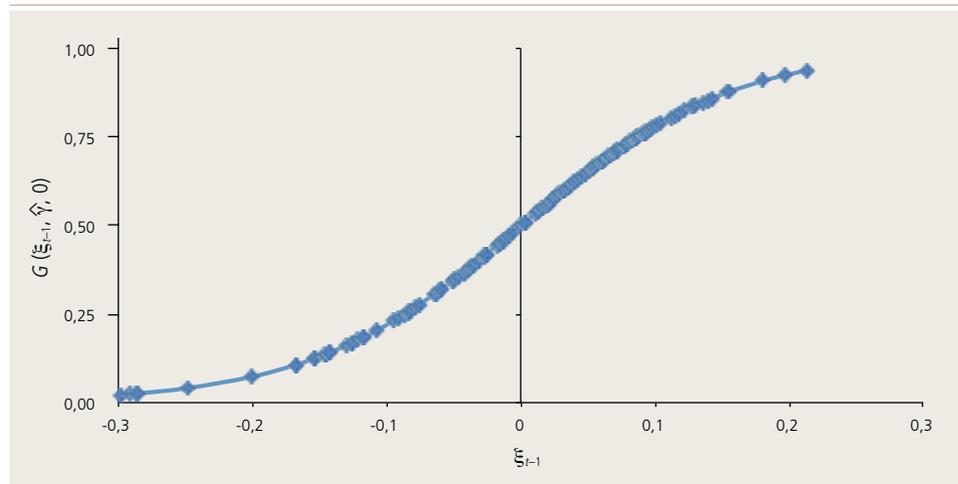
	1977.I - 2012.III	1977.I - 1999.IV	2000.I - 2012.III
Modelo Lineal			
Rezago 1	1,14 (0,08)	1,23 (0,09)	0,84 (0,08)
Rezago 2	-0,26 (0,08)	-0,32 (0,09)	-0,20 (0,13)
Régimen <i>d</i>			
Rezago 1	0,86 (0,06)	0,90 (0,06)	0,87 (0,08)
Rezago 2	-	-	-
Régimen <i>a</i>			
Rezago 1	1,50 (0,14)	1,50 (0,11)	0,44 (0,10)
Rezago 2	-0,61 (0,14)	-0,60 (0,12)	-
Gamma	1,30 (0,66)	67,60 (5,89)	26,31 (57,74)
AIC	-6,38	-6,48	-6,21

Fuente: Elaboración propia.  
Error estándar robusto entre paréntesis.

<sup>9</sup> Hay que tener en cuenta, sin embargo, que el hecho de que estos efectos no sean significativos según los tests mostrados en el cuadro 1 y las estimaciones en el cuadro 2, puede deberse al reducido tamaño de la muestra para el período posterior a 1999, que es menos de un tercio de la muestra completa.

Gráfico 3

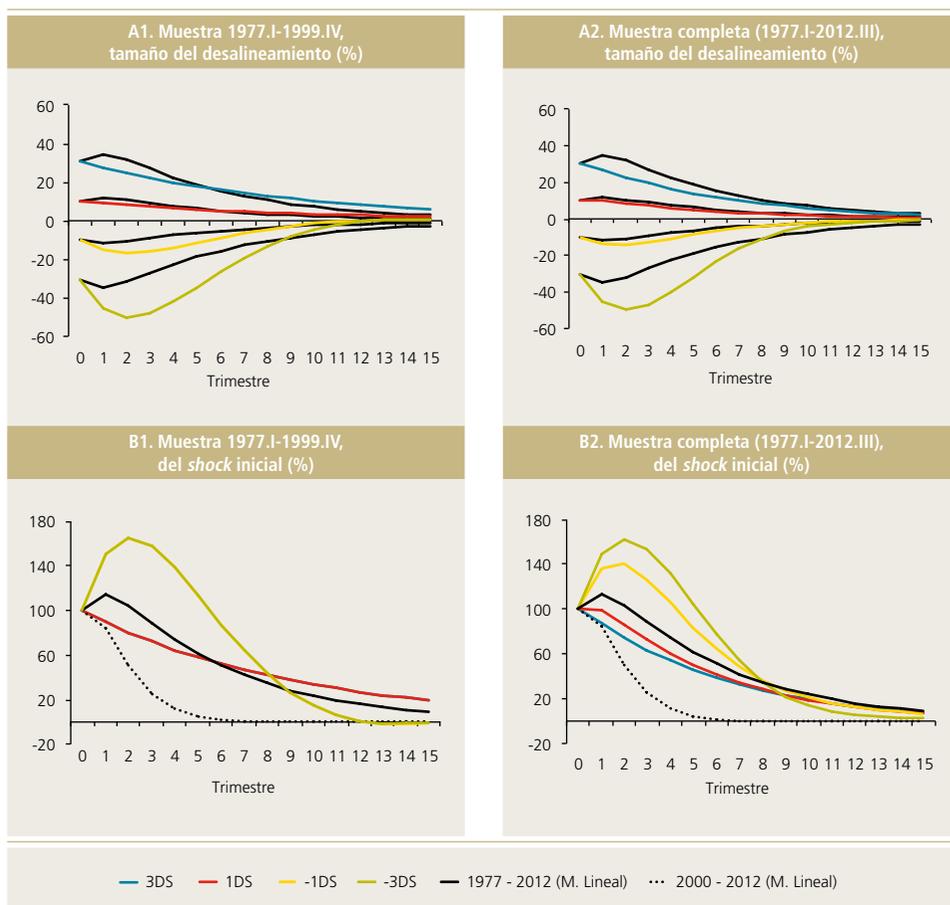
## Función de transición estimada, 1977.I-2012.III



Fuente: Elaboración propia.

En el gráfico 4 se muestran las funciones de impulso-respuesta (IR) derivadas de las estimaciones para ilustrar de mejor manera las diferencias entre los distintos regímenes y al interior de cada uno. En el panel A se muestra la respuesta del desalineamiento ante cuatro tamaños de *shock*, de 3, 1, -1 y -3 desviaciones estándar para la muestra anterior a 1999 (A1) y la muestra completa (A2). Además, se incluyen las respuestas al modelo lineal estimado para el período completo. Para verificar más claramente la existencia de asimetrías, en el panel B se normalizan los IR de acuerdo al tamaño del *shock*, además de presentar los IR del modelo lineal estimado para el período posterior a 1999. Para analizar mejor los resultados en el cuadro 3 se presenta la fracción del *shock* inicial que persiste luego de 2 y 6 trimestres para cada muestra y tamaño.

En los gráficos con los IR normalizados (panel B1) se puede ver que la asimetría respecto al signo del desalineamiento fue importante en el período previo a 1999, con una fuerte y duradera amplificación del *shock* frente a apreciaciones, y un decaimiento relativamente rápido ante *shocks* que deprecian el TCR respecto a su nivel de equilibrio. Esto se verifica en el cuadro 3: después de 2 y 6 trimestres el porcentaje del desalineamiento que persiste es cerca del doble cuando se trata de una apreciación que frente a una depreciación. Podemos ver también, el mayor efecto y persistencia de todos los tipos de *shocks* en el período anterior a la flexibilización del sistema cambiario, al comparar los IR del modelo no lineal con el IR del modelo lineal post 1999 (línea punteada). En cuanto al tamaño de los *shocks*, como ya lo habíamos descrito, podemos ver que la asimetría existe solo para la muestra completa (panel B2). En el caso del régimen a los *shocks* más altos se amplifican más durante los primeros trimestres, al contrario de lo que ocurre para el régimen *d*.

**Gráfico 4**
**Funciones de impulso-respuesta estimadas a base de Star**


Fuente: Elaboración propia a base de resultados obtenidos por los autores.

**Cuadro 3**
**Efecto de shocks al desalineamiento**

(porcentaje del shock inicial luego de 2 y 6 trimestres)

	3DS	1DS	-1DS	-3DS
<b>Trimestre 2</b>				
1977.I - 2012.III	0,74	0,86	1,40	1,63
1977.I - 1999.IV	0,80	0,80	1,65	1,65
<b>Trimestre 6</b>				
1977.I - 2012.III	0,39	0,42	0,64	0,78
1977.I - 1999.IV	0,52	0,52	0,88	0,88

Fuente: Elaboración propia.

Al comparar los resultados de cada muestra observamos que las diferencias promedio en términos de signo se reducen cuando se incorpora el período post flexibilización, lo que está en línea con los resultados anteriores. Esto se debe al comportamiento ante *shocks* relativamente pequeños al desalineamiento. Mientras la diferencia en el tamaño del *shock* que persiste después de dos (seis) trimestres es cercano a 85% (36%) para ambas muestras en el caso de grandes desalineamientos (+3DE y -3DE), dicha diferencia pasa de 85% (36%) a 54% (22%) cuando se agrega el período de flexibilización cambiaría en el caso de desalineamientos moderados (+1DE y -1DE). A la vez, este resultado obedece mayormente a una reducción mayor de los efectos de pequeñas apreciaciones. En este caso, ante apreciaciones de 1DE, observamos que al agregar el período de flotación lo que resta del *shock* luego de 2 y 6 trimestres es 25% menor. En el caso de depreciaciones de 1DE, esta caída no supera el 10%. Podemos inferir de estos resultados que la flexibilización del sistema cambiario ha generado mecanismos de ajuste que actúan más rápido ante desalineamientos cambiarios (lo que queda bastante claro al comparar los IR con aquellos generados por el modelo lineal, para la muestra posterior a 1999, en el panel B del gráfico 4), particularmente ante apreciaciones moderadas del TCR bajo su valor de equilibrio.

#### IV. CONCLUSIONES

En este trabajo incluimos en el análisis de la dinámica del desalineamiento cambiario la existencia de asimetrías en el ajuste, tanto en relación con el tamaño de los *shocks* como en relación con el signo de estos, aplicando el modelo *STAR* a una estimación del desalineamiento cambiario en Chile. Los resultados muestran la existencia de una no linealidad en el ajuste del TCR hacia su valor de equilibrio. Encontramos que existen asimetrías relevantes no solo respecto al tamaño de los *shocks*, sino también respecto al signo de estos, lo que genera sesgos de estimación en modelos lineales. En particular, se muestra que las grandes apreciaciones se amplifican más en los trimestres posteriores al *shock*, mientras que los *shocks* que generan depreciaciones se diluyen más rápido durante dicho período.

Para saber cómo influyó la flexibilización del sistema cambiario adoptada en Chile en 1999 sobre estos resultados, dividimos la muestra y aplicamos el modelo *STAR* antes y después de este acontecimiento. Encontramos que las asimetrías solo serían significativas para el período anterior a la flexibilización. Además, encontramos que la persistencia y la amplificación de los *shocks* se redujeron significativamente luego de la flexibilización, lo que es un resultado importante a la luz de la literatura empírica que destaca los efectos negativos para el crecimiento de desalineamientos persistentes, particularmente en el caso de subvaluaciones reales.



## REFERENCIAS

---

Aguirre, A. y C.A. Calderón (2005). "Real Exchange Rate Misalignments and Economic Performance". Documento de Trabajo N°315, Banco Central de Chile.

Bradley, M.D. y D.W. Jansen (2004). "Forecasting with a Nonlinear Dynamic Model of Stock Returns and Industrial Production". *International Journal of Forecasting* 20(2): 321-42.

Calderón, C.A. (2004). "Un Análisis del Comportamiento del TCR en Chile". *Economía Chilena* 7(1): 5-29.

Caputo, R. y M. Fuentes (2012). "Government Spending and the Real Exchange Rate: A Cross-Country Perspective". Documento de Trabajo N°655, Banco Central de Chile.

Dooley, M.P., Folkerts-Landau, D. y P. Garber (2004). "An Essay on the Revived Bretton Woods". *International Journal of Finance and Economics* 9(4): 307-313.

Edwards, S. (1989). *Real Exchange Rates, Devaluations, and Adjustment*. Cambridge, MA: MIT Press.

Franses, P. y D. van Dijk (2000). *Non-Linear Time Series Models in Empirical Finance*. Cambridge, MA: Cambridge University Press.

Goldfajn, I. y R. Valdés (1999). "The Aftermath of Appreciations". *The Quarterly Journal of Economics* 114, 229-262.

Granger, C. y T. Teräsvistra (1993). *Modelling Nonlinear Economic Relationships*. Oxford University Press.

Kaminsky, G. y C.M. Reinhart (1999). "The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance of Payments Problems". *American Economic Review* 89(3), 473-500.

Lee, J., G.M. Milesi-Ferretti y L.A. Ricci (2008). "Real Exchange Rates and Fundamentals: A Cross-Country Perspective". IMF Working Papers 08/13, Fondo Monetario Internacional.

Luukkonen, R., P. Saikkonen y T. Teräsvistra (1988). "Testing Linearity against Smooth Transition Autoregressive Models". *Biometrika* 75: 491-9.

Obstfeld, M. y K. Rogoff (1995). "Exchange Rate Dynamics Redux". *Journal of Political Economy* 103: 624-60.

Rodrik, D. (2008). "The Real Exchange Rate and Economic Growth". *Brookings Papers on Economic Activity* 2: 365-412.



Sachs, J.D. y J. Williamson (1985). "External Debt and Macroeconomic Performance in Latin America and East Asia". *Brookings Papers on Economic Activity* 2: 523–73.

Stock, J.H. y M.W. Watson (1993). "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems". *Econometrica* 61(4):783–820.

Taylor, M.P., D.A. Peel y L. Sarno (2001). "Nonlinear Mean-Reversion in Real Exchange Rates: Towards a Solution to the Purchasing Power Parity Puzzles". *International Economic Review* 42: 1015–42.

Van Dijk, D., T. Teräsvirta y P.H. Franses (2002). "Smooth transition autoregressive models—a survey of recent developments". *Econometric Reviews* 21: 1–47.



## ¿TIENE UN IMPACTO EL PRECIO DE LAS MATERIAS PRIMAS SOBRE LAS BOLSAS DE AMÉRICA LATINA?\*

Ercio Muñoz S.\*\*  
Mariel C. Siravegna\*\*

### I. INTRODUCCIÓN

Luego de la crisis global del 2008-2009, y a pesar del débil crecimiento de las economías desarrolladas, América Latina (AL) ha mostrado un importante grado de resiliencia acompañado de un ciclo favorable de precios de las materias primas, lo que ha llevado a plantear como un riesgo de mediano plazo la vulnerabilidad de la región frente a una reversión del ciclo de precios<sup>1</sup>. Esta reversión, de ocurrir, podría tener consecuencias sobre la actividad real, para lo cual existe cierta evidencia empírica<sup>2</sup>. Asimismo, esta situación podría incidir en el precio de los activos bursátiles, en la medida en que estos reflejan los flujos de caja esperados a nivel de las firmas que cotizan en las bolsas de valores de estas economías<sup>3</sup>. En esta línea, existe abundante literatura empírica que ha estudiado la relación entre el precio internacional del petróleo y los mercados bursátiles<sup>4</sup>, mientras que el caso particular de AL respecto del precio de otras materias primas ha recibido menor atención<sup>5</sup>. Este trabajo busca aportar en esta línea.

Este artículo estudia el impacto de *shocks* al precio de las materias primas —excluyendo energía— sobre los mercados bursátiles de seis economías de América Latina. La metodología usada corresponde a funciones de impulso respuesta y descomposición de varianza del error de proyección de forma generalizada (Pesaran y Shin, 1997). Los principales resultados son que existe una respuesta positiva y estadísticamente significativa de las bolsas frente a un *shock* al índice de precios de las materias primas, que proviene del *Commodity Research Bureau* (CRB). La diferente respuesta entre las economías parece ser atribuible a la participación del rubro *commodities* entre las empresas cotizantes en cada bolsa, pero la evidencia podría no ser concluyente debido al bajo número de observaciones. La descomposición de varianza del error de proyección asigna una mayor importancia a las fluctuaciones provocadas por el precio de las materias primas en el caso de Perú.

\* Se agradecen los comentarios de Alfredo Pistelli, Rodrigo Caputo y los editores de las notas de investigación de Economía Chilena. Los errores que persisten son responsabilidad de los autores.

\*\* Gerencia de Análisis Internacional, Banco Central de Chile. E-mails: emunoz@bcentral.cl; mcsiravegna@bcentral.cl.

<sup>1</sup> Por ejemplo, los informes Panorama Económico Mundial del FMI (octubre 2012 y abril 2013) plantean como vulnerabilidad y riesgo a la baja para AL una posible caída en el precio de las materias primas.

<sup>2</sup> Ver, por ejemplo, Camacho y Pérez-Quirós (2014), Izquierdo et al., (2008), Osterholm y Zettelmeyer (2007) y Spilimbergo (1999) sobre el rol de factores externos en el ciclo de América Latina incluyendo shocks en los términos de intercambio y precios de commodities.

<sup>3</sup> Jones y Kaul (1996) encuentran que la reacción bursátil a shocks en el precio del petróleo en Estados Unidos, Canadá, Reino Unido y Japón en algunos casos es mayor que el cambio en los flujos esperados.

<sup>4</sup> Por ejemplo, Sadorsky (1999) y Al-Rjoub (2005) estudian el mercado accionario en Estados Unidos, Park y Ratti (2008) consideran además 13 economías europeas, Ono (2011) estudia las economías BRIC y por último, Maghyereh (2004) considera 22 economías emergentes.

<sup>5</sup> Una excepción podría ser el trabajo de Fuentes et al. (2005) que mediante un modelo APT encuentran efectos significativos del precio del cobre, petróleo e Imacec sobre los retornos accionarios chilenos.

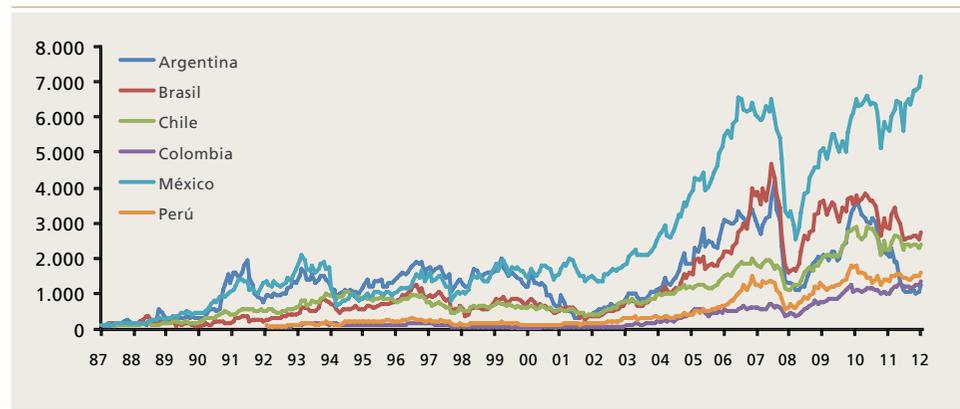
Esta nota continúa de la siguiente forma. La sección II describe los datos utilizados en la estimación y una descripción metodológica. La sección III contiene los resultados empíricos y finalmente, la sección IV recoge las conclusiones y comentarios finales del estudio.

## II. DATOS Y METODOLOGÍA

El trabajo utiliza datos de mercados accionarios obtenidos a través de *Bloomberg*, que corresponden a los índices de *Morgan Stanley Capital International (MSCI)* denominados en moneda local de cada país, los cuales se deflactan usando el índice general de precios al consumidor de cada país<sup>6</sup>. La muestra considerada se compone de seis economías: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú, y utiliza datos en frecuencia mensual que van desde enero de 1987 hasta diciembre del 2012<sup>7</sup> (gráfico 1). La elección de los índices *MSCI* por sobre los índices locales se basa en que estas medidas están construidas sobre una base consistente que permite una mejor comparación de corte transversal y en que representan un gran porcentaje de la capitalización bursátil total.

Gráfico 1

### Índice *MSCI*

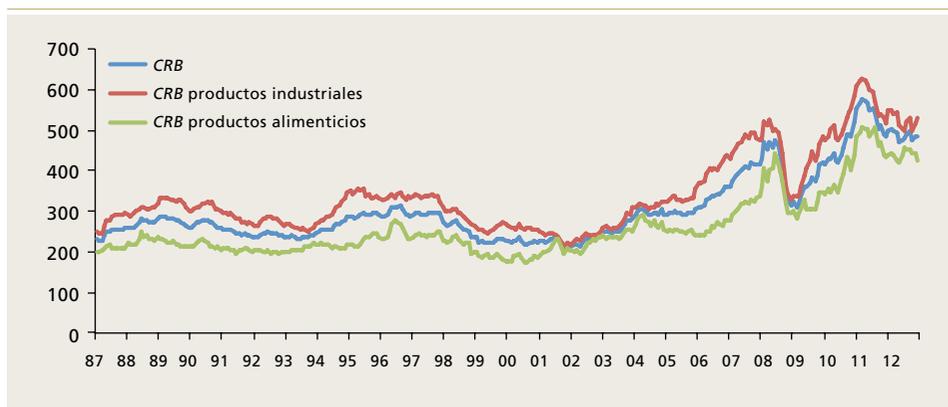


Fuente: *Bloomberg*.

<sup>6</sup> Como ejercicio de robustez se realiza el mismo cálculo que se detallará en la siguiente sección utilizando los índices bursátiles locales, y los resultados son similares (apéndice A). Los índices de precios al consumidor usados tienen diferentes bases: Argentina, abril 2008=100; Brasil, dic. 1993=100; Chile, 1998=100; Colombia, 1998=100; México, 2002.II=100, y Perú, dic. 2001=100.

<sup>7</sup> Para Colombia y Perú los datos parten en diciembre de 1992.

---

**Gráfico 2****Precio de las materias primas**

Fuente: Bloomberg.

Para representar la evolución del precio de las materias primas, se usa el índice del *Commodity Research Bureau (CRB)* que no considera energía e incluye 22 items<sup>8</sup>: arpillera, manteca, granos de cacao, cobre, maíz, algodón, cuero, cerdo, manteca de cerdo, telas impresas, plomo, resina, caucho, aceite de soya, acero, novillo, azúcar, sebo, estaño, trigo, *tops* de lana y zinc. Este índice se puede desagregar en dos subíndices que incluyen materias industriales y productos alimenticios, los que se ponderan con 59,1% y 40,9%, respectivamente. La serie de precio de materias primas se deflacta usando el índice de precios al productor (IPP) de Estados Unidos, ambos obtenidos de *Bloomberg*.

Para controlar por la actividad de cada país se utiliza el índice de producción industrial desestacionalizado de *Bloomberg*. Por último, todas las variables se usan transformadas mediante la diferencia de sus logaritmos naturales luego de realizar los tests de raíz unitaria y verificar la conveniencia de esta transformación.

La estimación se realiza mediante un modelo de vectores autorregresivos (VAR) no restringido, el cual fue desarrollado por Sims (1980). Este lo podemos definir de la siguiente forma:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

donde  $y_t$  denota un vector de dimensión 3 que contiene los valores de las variables índice bursátil, precio de materias primas y producción industrial en la fecha  $t$  ( $y_t = \text{bolsa}_t, \text{precio de materias primas}_t, \text{producción industrial}_t$ ). El subíndice  $p$  es el número de rezagos, el cual

---

<sup>8</sup> Se usa un índice general de precios por simpleza, facilidad de réplica y el alto comovimiento que presentan los precios de materias primas. La alternativa sería construir un índice específico para cada país, Camacho y Pérez-Quirós (2014), usando un conjunto similar de países para estudiar la relación entre actividad y precios de commodities, encuentran resultados cualitativamente similares con ambas alternativas. A modo de robustez se realiza un ejercicio usando el principal commodity exportado durante el 2005-2010, el que también entrega resultados cualitativamente similares, excepto para Colombia.

se escoge sobre la base de los criterios de información Hannan-Quinn,  $T$  es el tamaño de la muestra,  $A_1, A_2, \dots, A_p$  son matrices de coeficientes a estimar y  $\varepsilon_t$  es un vector de errores ruido blanco multivariado con matriz de varianzas covarianzas simétrica y definida positiva.

Esta especificación nos permite realizar un análisis multivariado, en el que las variables se relacionan de manera endógena dependiendo cada una de sus propios rezagos y del cambio en las otras variables. La relación entre el precio de las materias primas y los índices bursátiles se analiza mediante funciones de impulso-respuesta generalizada (apéndice B) para cuantificar la respuesta bursátil y la descomposición de varianza generalizada para obtener información sobre la proporción de los movimientos no anticipados en los índices accionarios que son explicados por *shocks* de precios de *commodities*. Para obtener estas medidas usamos el método generalizado que entrega resultados invariantes al orden de las variables a diferencia del método de Cholesky (Pesaran y Shin, 1997; Koop et al., 1996). Cabe señalar, que este ejercicio empírico se realiza en forma reducida y no ofrece una interpretación estructural, sino que más bien corresponde a un modelo estadístico con fines predictivos que busca cuantificar el tamaño de las respuestas bursátiles a estos *shocks* de precios y describir la dinámica de las respuestas.

### III.RESULTADOS EMPÍRICOS

El apéndice C resume los tests de raíz unitaria realizados a cada una de las series usadas en el modelo. Utilizando el test de Dickey-Fuller aumentado se llega a la conclusión sobre el orden  $I(1)$  en nivel e  $I(0)$  para las diferencias. A raíz de este resultado, surge la alternativa de estimar un modelo vector de corrección de errores (VECM) si las variables del modelo están cointegradas. Sin embargo, el test de cointegración de Johansen a un nivel de 5% (apéndice D) no apoya dicha relación en cuatro de las seis economías al usar el test de traza<sup>9</sup>, por lo que se usa un modelo VAR sobre las variables transformadas en diferencias de logaritmos. Cabe señalar, que el problema de especificación que puede resultar de la omisión de las relaciones de cointegración encontradas para Brasil y Colombia no se aborda en este trabajo<sup>10</sup>.

El primer ejercicio consiste en cuantificar el efecto de un *shock* de una desviación estándar al precio de las materias primas sobre los índices bursátiles en términos de las funciones de impulso respuesta generalizada. El gráfico 3 presenta la respuesta de las bolsas de América Latina frente al *shock* de precio de las materias primas, más un intervalo de confianza del 95% alrededor del impulso respuesta<sup>11</sup>.

El *shock* al precio de las materias primas tiene un impacto positivo y estadísticamente significativo en las seis economías estudiadas. La respuesta de las bolsas varía en magnitud y persistencia, siendo Perú el mercado que presenta la mayor respuesta durante el primer mes

<sup>9</sup> Lütkepohl et al., (2001) comparan el desempeño de la prueba de la traza y del máximo valor propio justificando el uso empírico de ambos tipos de test a la vez, o la aplicación exclusivamente del test de la traza.

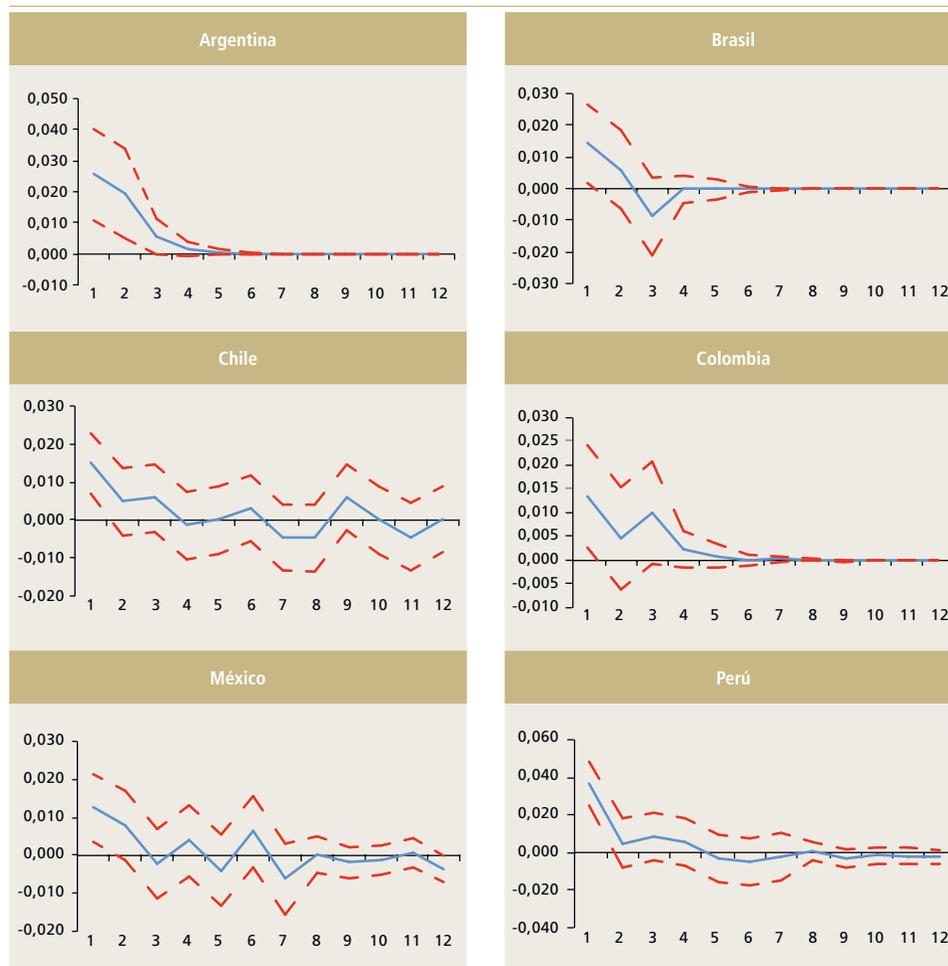
<sup>10</sup> Engle y Yoo (1987), Clements y Hendry (1995) y Hoffman y Rasche (1996) señalan que un VAR no restringido es superior en términos de la varianza proyectada comparado con un VECM en horizontes de corto plazo; y Naka y Tufte (1997) plantean que los impulso respuesta de un VAR y un VECM a corto plazo son casi idénticos. Otros autores en estudios similares han considerado los mismos argumentos (Maghyreh, 2004; Park y Ratti, 2008).

<sup>11</sup> Los errores estándar para el cálculo de los intervalos de confianza se construyen usando la fórmula analítica asintótica.

(gráfico 4). Como ejercicio de robustez se reportan en el apéndice E los resultados de replicar la estimación usando la principal materia prima exportada, excluyendo energía (promedio 2005-2010), según datos de la Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo (*Unctad*). Los resultados son cualitativamente similares, pero la respuesta en el caso de Brasil es significativa solo al 10% y para Colombia no es significativa.

Gráfico 3

### Respuesta del MSCI a un shock de precio de las materias primas de 1 desviación estándar $\pm$ 2 errores estándar

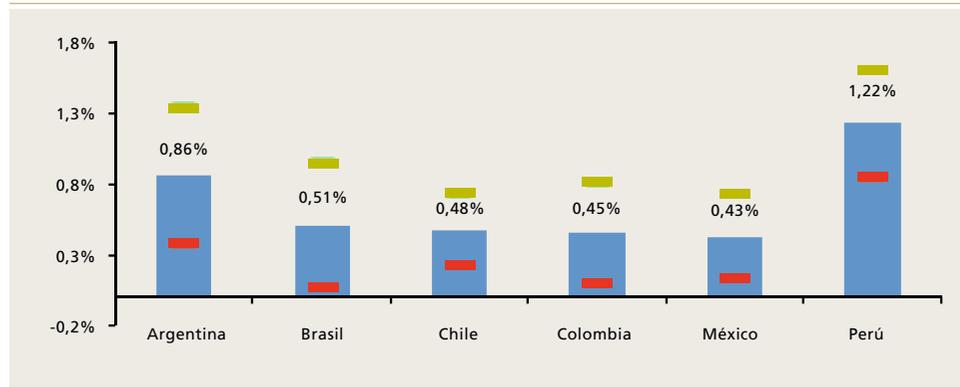


Fuente: Estimación de los autores.

Nota: En el gráfico F1 se compara el tamaño del shock para cada país. La diferencia entre ellos es menor.

**Gráfico 4**

**Respuesta de los índices bursátiles MSCI el primer mes a un shock de 1%\***



Fuente: Estimación de los autores.

Notas: Las barras verdes y rojas indican el intervalo de confianza al 95%.

La comparación es aproximada ya que el tamaño del shock difiere entre países. Sin embargo, esta diferencia es pequeña (apéndice F).

El cuadro 1 presenta una descomposición de varianza de los retornos reales de las bolsas de América Latina, en la cual se reporta el porcentaje que explican los shocks al precio de las materias primas de los cambios no anticipados en los retornos bursátiles. Este ejercicio es realizado considerando tres horizontes (3, 6 y 12 meses). La contribución de los shocks de precio de *commodities* a la volatilidad en los retornos reales es cercana al 15% para Perú, varía en un rango entre 4 y 10% para Argentina, Chile, Colombia y México, y por último, es cercana a 3% en Brasil.

**CUADRO 1**

**Descomposición generalizada del error de proyección en bolsas**

(porcentaje explicado por shocks en el precio de las materias primas)

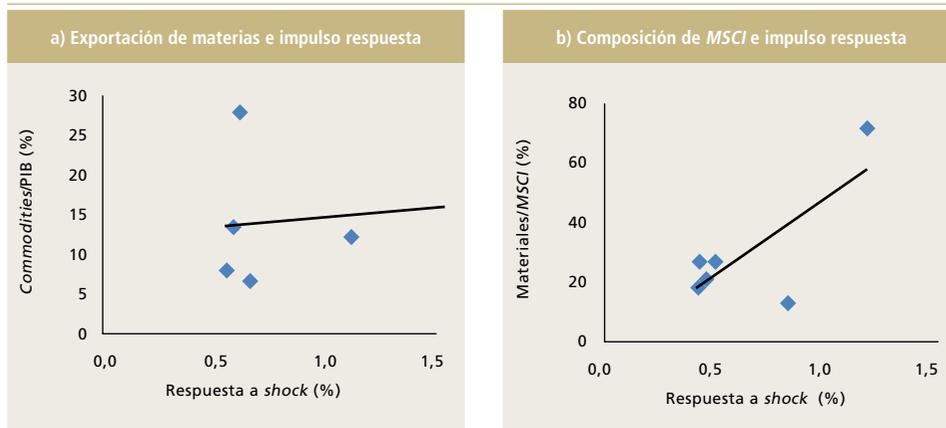
País	3 meses	6 meses	12 meses
Argentina	7,72	7,73	7,73
Brasil	3,02	3,02	3,02
Chile	7,96	7,68	9,62
Colombia	4,41	4,49	4,49
México	4,55	5,78	6,33
Perú	14,64	15,03	14,98

Fuente: Estimación de los autores.

Las diferencias entre países no parecen estar relacionadas con el ratio de exportaciones de materias primas sobre PIB, aunque existe una relación positiva con la composición del *MSCI* en lo que respecta al porcentaje de sectores relacionados con las materias primas (gráfico 5), pero esta relación carece de robustez debido a la baja cantidad de observaciones.

Gráfico 5

### Respuesta bursátil al *shock* de precio de las materias primas y composición del *MSCI* y exportaciones de materias primas sobre PIB\*



Fuente: Elaboración propia con datos de *Morgan Stanley*.

\* *Commodities/PIB* corresponde a las exportaciones de materias primas sobre PIB, *Commodities/MSCI* a la participación del sector materiales en el *MSCI* y *Respuesta a shock* es la respuesta generalizada de la bolsa frente a un *shock* de precio de las materias primas de 1% a un mes.

#### IV. CONCLUSIONES

Este trabajo analiza el impacto de las fluctuaciones en los precios reales de las materias primas, excluyendo energía, sobre los retornos reales de los índices accionarios *MSCI* de seis economías de América Latina: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. Usando datos mensuales desde 1987 hasta el 2012 se estima un modelo VAR para cada economía, a base del cual se computan funciones de impulso-respuesta frente a un *shock* en el índice de precios de los *commodities* incluidos en dicho índice. Además, se calcula la contribución de *shocks* al índice de *commodities* en la varianza generalizada del error del VAR estimado para cada país.

Los principales resultados del análisis sugieren que:

- 1) Los retornos bursátiles reales de las seis economías analizadas responden de forma positiva y estadísticamente significativa a un *shock* en el precio de las materias primas.
- 2) La descomposición de varianza indica que el precio de las materias primas es capaz de explicar una fracción del orden del 15% de los movimientos bursátiles no anticipados en el caso de Perú, mientras que para el resto de las economías no explica más del 10%, siendo Brasil la economía con la menor proporción explicada.
- 3) Las diferencias entre países parecen estar relacionadas con la composición del *MSCI* en lo que respecta al porcentaje de sectores relacionados con las materias primas, pero no hay evidencia concluyente dado el bajo número de observaciones.

La respuesta de los índices accionarios frente a los *shocks* estudiados es robusta al uso de índices accionarios locales en reemplazo de los índices *MSCI* y al uso del precio de la materia prima más exportada (promedio durante el 2005-2010) excluyendo energía; sin embargo, en el segundo caso, la respuesta de Brasil es estadísticamente significativa solo al 10% y para Colombia no es significativa.



## REFERENCIAS

---

Al-Rjoub, S. (2005). "Effect of Oil Price Shocks in the U.S. for 1985-2004 using VAR, Mixed Dynamic and Granger Causality Approaches". *Applied Econometrics and International Development* 5(3): 69–82.

Camacho, M. y G. Perez-Quirós (2014). Commodity Prices and the Business Cycle in Latin America: Living and Dying by commodities? *Emerging Markets Finance and Trade*, (por aparecer).

Clements, M.P. y D.F. Hendry (1995). "Forecasting in Cointegrated Systems". *Journal of Applied Econometrics* 10(2): 127–46.

Engle, R. y B.S. Yoo (1987). "Forecasting and Testing in Co-integrated Systems". *Journal of Econometrics* 35(1987): 143–59.

Fondo Monetario Internacional (2012). *Panorama Económico Mundial* (octubre): 61-100.

Fondo Monetario Internacional (2013). "Hopes, Realities, Risks". *Panorama Económico Mundial*, abril.

Fuentes, R., J. Gregoire y S. Zurita (2006). "Factores Macroeconómicos en Retornos Accionarios Chilenos". *El Trimestre Económico* 73(289-1): 125–38.

Hoffman, D.L. y R.H. Rasche (1996). "Assessing Forecast Performance in a Cointegrated System". *Journal of Applied Econometrics* 11(5): 495–517.

Izquierdo, A., R. Romero y E. Talvi (2008). "Booms and Busts in Latin America: The Role of External Factors". Working Paper N°631, Banco Interamericano de Desarrollo.

Jones, C. y G. Kaul (1996). "Oil and the Stock Markets". *Journal of Finance* 51(2): 463–91.

Kilian, L. y R.J. Vigfusson (2009). "Pitfalls in Estimating Asymmetric Effects of Energy Price Shocks". International Finance Discussion Papers N°970, Banco de la Reserva Federal de Estados Unidos.

Koop, G., H. Pesaran y S. Potter (1996). "Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models". *Journal of Econometrics* 74: 119–47.

Lin, J.-L. (2006). "Teaching Notes on Impulse Response Function and Structural VAR". *Department of Economics, National Chengchi University*.

Lütkepohl, H., P. Saikkonen y C. Trenkler (2001). "Maximum Eigenvalue versus Trace Tests for the Cointegrating Rank of a VAR Process". *Econometrics Journal* 4: 287–310.

MacKinnon, J., A. Haug y L. Michelis (1999). "Numerical Distribution Function of Likelihood Ratio Tests for Cointegration". *Journal of Applied Econometrics* 14(5): 563–77.

Maghyereh, A. (2004). "Oil Price Shocks and Emerging Stock Markets: A Generalized VAR Approach". *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies* 1(2): 27–40.

Mork, K.A., O. Olsen y H.T. Mysen (1994). "Macroeconomic Responses to Oil Price Increases and Decreases in Seven OECD Countries". *The Energy Journal* 15(4): 19–35.

Naka, A. y D. Tufte (1997). "Examining Impulse Response Functions in Cointegrated Systems". *Applied Economics* 29(12): 1593–1603.

Ono, S. (2011). "Oil Price Shocks and Stock Markets in BRICs". *European Journal of Comparative Economics* 1(8): 29–45.

Osterholm, P. y J. Zettelmeyer (2007). "The Effect of External Conditions on Growth in Latin America". IMF Working Paper (07/176), Fondo Monetario Internacional.

Park, J.W. y R.A. Ratti (2008). "Oil Price Shocks and Stock Markets in the U.S. and 13 European Countries". *Energy Economics* (30): 2587–608.

Pesaran, H. y Y. Shin (1997). "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models". *Economic Letters* 58(1): 17–29.

Sadorsky, P. (1999). "Oil Price Shocks and Stock Market Activity". *Energy Economics* 21(5): 449–69.

Sims, C. (1980). "Macroeconomics and Reality". *Econometrica* 48(1): 1–48.

Spilimbergo, A. (1999). "Copper and the Chilean Economy, 1960–98". IMF Working Paper N°57, Fondo Monetario Internacional.

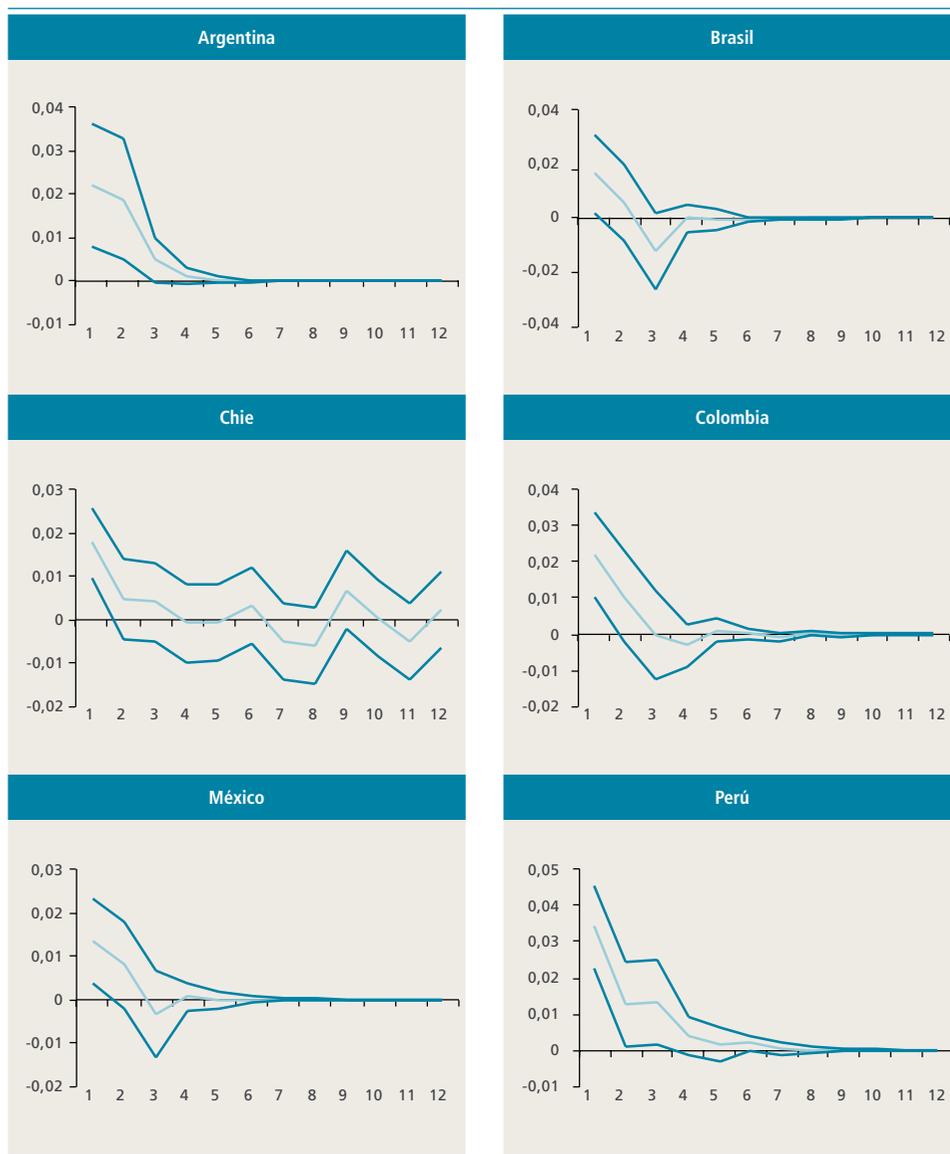


## APÉNDICE A

### EJERCICIO DE ROBUSTEZ USANDO ÍNDICES BURSÁTILES LOCALES

Gráfico A1

Respuesta de los índices bursátiles a un *shock* de precio de las materias primas de una desviación estándar  $\pm 2$  errores estándar



## APÉNDICE B

### IMPULSO-RESPUESTA GENERALIZADOS<sup>12</sup>

Pesaran y Shin (1998) proponen construir funciones de impulso-respuesta insensibles al ordenamiento de las variables. Esta descomposición sin ortogonalizar permite obtener funciones impulso-respuesta únicas, las que coinciden con las funciones impulso-respuesta ortogonalizadas solo cuando la matriz de covarianzas es diagonal.

Sea un vector de dimensión  $k$  generado por:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$= \varphi(B) \varepsilon_t = \sum_{i=0}^{\infty} \varphi_i \varepsilon_{t-i} \quad (3)$$

$$I = (I - A_1 B - A_2 B^2 - \dots - A_p B^p) \varphi(B) \quad (4)$$

donde  $COV(\varepsilon_t) = \Sigma$ ,  $\varphi_{jk,i}$  y representa la respuesta de la variable  $j$  a un impulso de una unidad en la variable  $k$  ocurrido en el período  $i$ -ésimo anterior.

Sea  $P$  una matriz triangular inferior, de forma que  $\Sigma = PP'$ , luego **a.1** puede ser reescrita de la siguiente forma:

$$y_t = \sum_{i=0}^{\infty} \theta_i w_{t-i}, \quad (5)$$

donde  $\theta_i = \varphi_i P$ ,  $w_t = P^{-1} \varepsilon_t$  y  $E(w_t w_t') = I$ . Definimos  $D$  como una matriz diagonal de  $P$  y  $W = PD^{-1}$ ,  $\gamma = DD'$ . Realizando los cálculos correspondientes, obtenemos:

$$y_t = B_0 y_t + B_1 y_{t-1} + \dots + B_p y_{t-p} + v_t, \quad (6)$$

donde  $B_0 = I_k - W^{-1}$ ,  $W = PD^{-1}$ ,  $B_i = W^{-1} A_i$  y  $B_0$  es una matriz triangular inferior con ceros en su diagonal.

Definimos la función impulso-respuesta ortogonalizada  $\tau_j^0(n) = \varphi_n P e_j$ ,  $n = 0, 1, 2, \dots$  donde  $e_j$  es un vector  $m \times 1$  con 1 en la ubicación  $j$ -ésima y 0 en el resto.

La función de impulso generalizada se define:

$$E(y_{t+n} | \varepsilon_{jt} = \delta_j, \alpha_{t-1}) - E(y_{t+n} | \alpha_{t-1}), \quad (7)$$

donde el primer término corresponde al valor esperado de la variable en el período  $t+n$  frente a un *shock* de  $\delta_j$  en el período  $t$ , y el segundo corresponde al valor esperado de la variable en el período  $t+n$  dada la información existente hasta el período anterior.

Suponiendo que  $\varepsilon_t$  se distribuye normal,

$$E(\varepsilon_t | \varepsilon_{jt} = \delta_j) = (\sigma_{1j}, \sigma_{2j}, \dots, \sigma_{mj})' \sigma_{jj}^{-1} \delta_j = \sum \varepsilon_{jt} e_j \sigma_{jj}^{-1} \delta_j \quad (8)$$

<sup>12</sup> Lin (2006); Pesaran y Shin (1997).



La función impulso-respuesta generalizada sin escalar es

$$\left( \frac{\varphi_n \sum e_j}{\sqrt{\sigma_{jj}}} \right) \left( \frac{\delta_j}{\sqrt{\sigma_{jj}}} \right), n = 0, 1, 2, \dots \quad (9)$$

Definiendo  $\delta_j \sqrt{\sigma_{jj}^{-1}}$ , reescalamos la función impulso-respuesta generalizada

$$\tau_j^g(n) = \sigma_{jj}^{-1/2} \varphi_n \sum \varepsilon_j, n = 0, 1, 2, \dots \quad (10)$$

De esta forma, en lugar de controlar el impacto de la correlación entre residuos, la función impulso-respuesta considera un función no lineal y computa la media de los impulsos sin integrar los otros *shocks*.

---

## APÉNDICE C

### TEST DE RAÍZ UNITARIA

#### CUADRO C1

#### Test de Dickey-Fuller aumentado

	Nivel	Primera diferencia
Bolsa Argentina	-0.15	-19.06***
Bolsa Brasil	-0.05	-21.47***
Bolsa Chile	-2.50	-14.38***
Bolsa Colombia	-2.14	-9.67***
Bolsa México	-2.85	-15.07***
Bolsa Perú	-2.05	-8.14***
IPI Argentina	2,10	-23.52***
IPI Brasil	-3,98	-16.42***
IPI Chile	-1,74	-4.71***
IPI Colombia	-3,36	-3.26***
IPI México	-2,38	-3.73***
IPI Perú	-1,51	-3.22***
Índice <i>CRB</i> todos	-0,08	-14.56***

\*\*\* Significativo al 1%. H0: las series son I(1)

Fuente: Estimación de los autores,

Nota: Hipótesis nula: las series son I(1)



## APÉNDICE D

### TEST DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN

#### CUADRO D1

#### Probabilidades de acuerdo con MacKinnon et al. (1999)

País	Prueba	r=0	Como máximo r=1	Como máximo r=2
Argentina	Prueba de la traza	0,32	0,89	0,38
	Máximo valor propio	0,14	0,92	0,38
Brasil	Traza	<b>0,00</b>	0,18	0,73
	Máximo valor propio	<b>0,00</b>	0,11	0,73
Chile	Traza	0,46	0,49	0,30
	Máximo valor propio	0,66	0,76	0,30
Colombia	Traza	<b>0,05</b>	0,21	0,33
	Máximo valor propio	0,13	0,31	0,33
México	Traza	0,28	0,89	0,84
	Máximo valor propio	<b>0,09</b>	0,87	0,84
Perú	Traza	0,11	0,36	0,80
	Máximo valor propio	0,17	0,24	0,80

Fuente: Estimación de los autores.

Nota: \*r corresponde al número de vectores de cointegración.

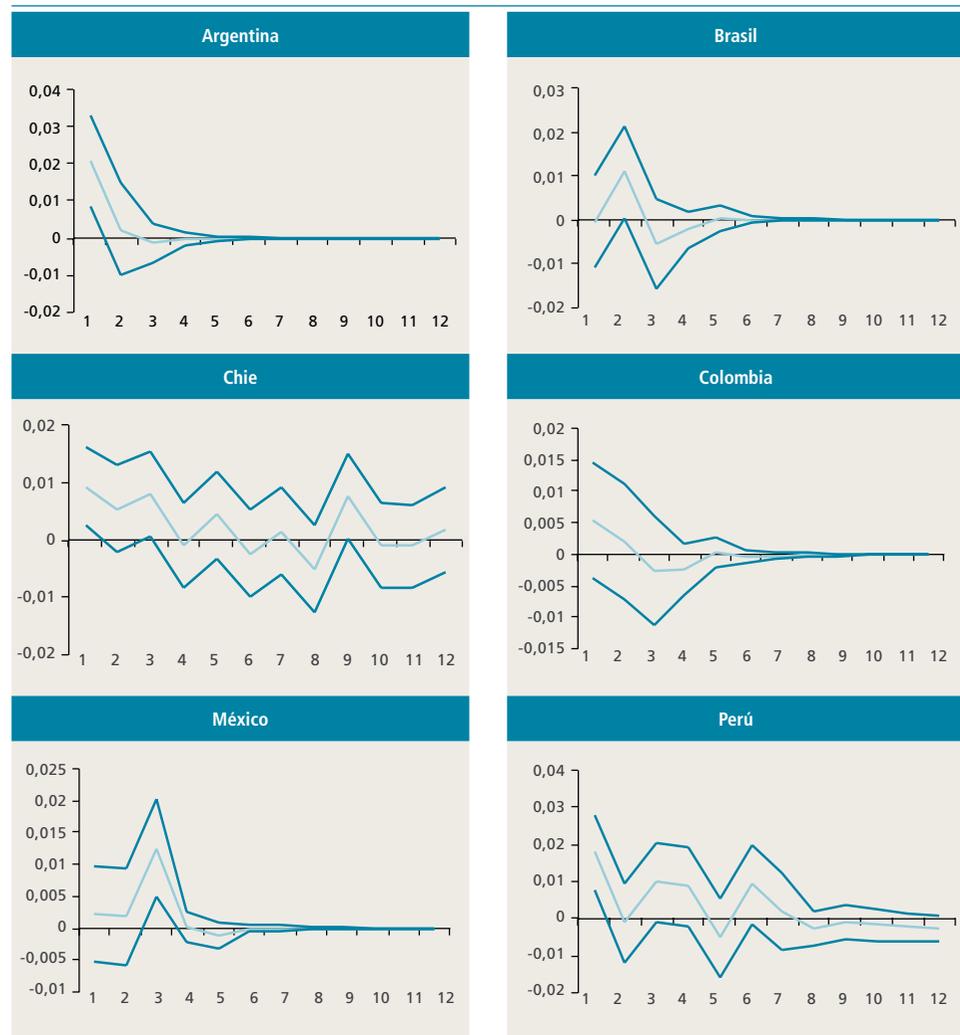
Los números en negrita indican significancia estadística al 10%.

## APÉNDICE E

### EJERCICIO DE ROBUSTEZ

Gráfico E1

Respuesta de índices bursátiles al *shock* de una desviación estándar del precio de la principal materia prima exportada durante el 2005-2010<sup>13</sup> excluyendo energía, más intervalo de confianza al 90%



Fuente: Estimación de los autores.

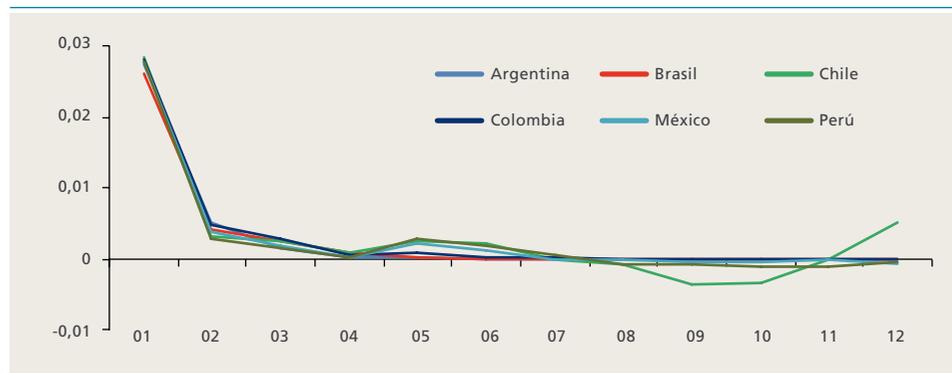
<sup>13</sup> Las materias primas usadas son soya (19% de exportaciones promedio 2005-2010 de Argentina), hierro (9% de Brasil), cobre (31% de Chile), carbón (17% de Colombia), y oro (19% de Perú y 1% de México). Los precios del cobre y oro corresponden a la cotización en la bolsa de metales de Londres obtenida desde Bloomberg, mientras que para el resto se usan precios promedios obtenidos desde la base de datos sobre precios de commodities del Banco Mundial.

## APÉNDICE F

### COMPARACIÓN DEL TAMAÑO DEL *SHOCK* AL PRECIO DE LAS MATERIAS PRIMAS

Gráfico F1

Respuesta del índice *CRB* al *shock* de una desviación estándar al índice *CRB*



Fuente: Estimación de los autores.



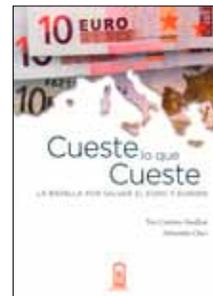


## REVISIÓN DE LIBROS

### COMENTARIO AL LIBRO

### “CUESTE LO QUE CUESTE: LA BATALLA POR SALVAR EL EURO Y EUROPA”

de Yan Carrière-Swallow y Sebastián Claro



Francisco Rosende R.\*

#### RESUMEN

La construcción de un sistema monetario eficiente ha sido una preocupación recurrente de los economistas, la que suele repuntar con fuerza en los episodios de crisis financieras o cambiarias, o simplemente en situaciones donde la tasa de inflación se desvía sustancialmente de niveles aceptables para la sociedad. Por otro lado, la importancia de alcanzar un eficiente sistema de pagos dentro del funcionamiento de una economía de mercado, junto con las rentas que suelen asociarse a la producción de medios de cambio, hacen que el diseño del marco institucional que debe conducir el proceso de producción de dinero sea motivo de complejas discusiones técnicas y también políticas. Esto, considerando que algo usual en los sistemas monetarios modernos es la estrecha vinculación que se observa entre el proceso de producción de medios de cambio y el de crédito.

Una ilustración clásica de los conflictos y dificultades que observó el funcionamiento del sistema monetario y financiero de los Estados Unidos durante casi un siglo, se encuentra en la historia monetaria de dicha economía que realizaron Friedman y Schwartz (1963). Una mención especial dentro del recuento que realizan Friedman y Schwartz se refiere a la Gran Depresión de los años 30, episodio donde se manifestaron con fuerza errores de la gestión de la política monetaria de la Reserva Federal, junto con un sistema financiero débilmente estructurado, como lo destacó en su oportunidad el célebre economista Henry Simons<sup>1</sup>.

En un libro reciente, el economista Gary Gorton (2012), da cuenta de los principales cambios que observó el sistema financiero norteamericano en un período que comienza a mediados del siglo XIX y concluye a inicios del siglo XXI. Del análisis que realiza Gorton, el que incluye la reciente crisis financiera norteamericana, resulta evidente que la búsqueda de estabilidad y eficiencia detrás del diseño del marco regulatorio e institucional en el que se ha desarrollado dicha economía es un desafío que está lejos de ser resuelto. Una manifestación reciente de ello es la propuesta de reforma bancaria conocida como Dodd-Frank.

En Chile, la búsqueda de un diseño institucional coherente con la estabilidad monetaria y financiera no ha sido demasiado diferente, como da cuenta Carrasco (2009). En este caso, una manifestación importante de la misma se refiere al debate respecto a la selección de la política cambiaria óptima que protagonizó nuestra discusión de políticas públicas por mucho tiempo, el que parece haber concluido (¿por ahora?) en beneficio de la opción de un esquema de tipo de cambio flexible. Por otro lado, el establecimiento de un esquema institucional que garantiza la autonomía del Banco Central a partir de 1989, parece haber resuelto en gran medida el problema de diseño de una estructura de incentivos óptima para la política monetaria<sup>2</sup>. En el ámbito de la legislación financiera, la

<sup>1</sup> Simons (1936).

<sup>2</sup> Una visión más escéptica sobre el grado de protección que ofrece el otorgamiento de autonomía a los bancos centrales respecto de la inflación se encuentra en Posen (1993).

crisis de 1983 motivó una profunda revisión de la misma, la que, como suele ocurrir, no debería ser motivo de grandes cuestionamientos y ajustes, hasta que no ocurra otro episodio de crisis financiera.

Las consideraciones respecto a la experiencia monetaria de los Estados Unidos y Chile sirven para poner en perspectiva el proyecto de integración monetaria iniciado en Europa algunas décadas atrás, el que concluyó con la creación del “euro” en 1999. Como muestran claramente Carrière-Swallow y Claro, este proceso de unificación monetaria fue concebido esencialmente como un proyecto político, impulsado por la élite de algunos de los países miembros de la entonces Comisión Europea. Para ilustrar el carácter esencialmente político de este proceso de unificación monetaria, resulta interesante hacer referencia a la visión manifestada por el expresidente de la Comisión Europea, Jacques Delors, en el año 1996 —citada en el libro— que ilustra en forma elocuente la naturaleza de este proyecto: la obsesión con las restricciones presupuestarias refleja que las personas se olvidan muy a menudo de los objetivos políticos de la construcción europea. El argumento a favor de la unión monetaria debe estar basado en el deseo de vivir juntos en paz.

Esta naturaleza política del proyecto de la “moneda única” queda claramente de manifiesto en el sistemático incumplimiento de las reglas disciplinarias que los mismos diseñadores de este se impusieron, como queda elocuentemente descrito en una serie de situaciones que exponen Carrière-Swallow y Claro. Solo dos ejemplos mencionados en el libro para ilustrar la fragilidad de las bases económicas de este “club monetario”<sup>3</sup>: En 1998, las autoridades de la Eurozona se vieron enfrentadas al delicado problema de resolver la admisión de Italia a este “exclusivo” club, ello no obstante que dicha economía incumplía significativamente los criterios establecidos en el Tratado de Maastricht. La deuda pública italiana alcanzaba en ese momento a un 120% del PIB, casi el doble de lo permitido por dicho Tratado. No obstante, dado que era inconcebible dejar fuera a la tercera economía de Europa, se permitió su incorporación, en tanto se apreciara... ¡un serio esfuerzo por cumplir las metas!

Otro ejemplo de la muy laxa política de admisión al club se refiere al caso de Grecia, cuya economía incumplía los criterios exigidos para ser aceptada<sup>4</sup>, lo que llevó al rechazo de su postulación en 1998. Sin embargo, tras apenas dieciocho meses y sin grandes cambios en su situación macroeconómica, se resolvió revertir la decisión anterior y admitir la incorporación de dicha economía al “Club de la Moneda Única”. Como indican Carrière-Swallow y Claro, los esfuerzos de esta economía por lograr un mejoramiento en sus indicadores de solvencia fiscal se desvanecieron tan pronto se materializó su incorporación a la Eurozona.

Los ejemplos expuestos no dejan lugar a dudas sobre la naturaleza esencialmente política del proyecto de la moneda única. Por otro lado, la diferente realidad macroeconómica de los países que formaban el club hacía presumir los desafíos y peligros que podían amenazar su permanencia en el tiempo. En efecto, la precaria situación fiscal de economías como Grecia e Italia hacía difícil presumir que estas pudiesen prescindir, sin costos importantes, tanto de los recursos procedentes de la creación de dinero como del mecanismo de ajuste asociado a los movimientos del tipo de cambio.

Por otro lado, el diseño monetario-fiscal que se configuraba en la Eurozona era potencialmente explosivo, por cuanto, una característica del proyecto de unión monetaria era el intento de manejar la política monetaria a nivel supranacional, mientras la política fiscal se seguía operando a nivel nacional. Si bien la experiencia de países como Estados Unidos, con una organización política de tipo federal, muestra que es posible la convivencia de desequilibrios fiscales a nivel de los estados miembros con una política monetaria independiente, resultaba legítimo preguntarse si ello podría funcionar en este sistema. En especial, considerando el intenso uso fiscal de

<sup>3</sup> Una discusión relativa a las posibilidades de avanzar en un proceso de integración macroeconómica entre un grupo de economías latinoamericanas, en el marco del entusiasmo provocado por el proyecto de la Eurozona se encuentra en Hachette y otros (1996).

<sup>4</sup> Tanto los niveles de deuda pública como el déficit fiscal excedían los límites establecidos para ser admitido a este selecto “club”.



la política monetaria que realizaron en el pasado varios de los países que ahora entregaban la gestión de dicha política a una entidad supranacional.

Por otro lado, la unificación monetaria no fue acompañada de una agenda activa de unificación de las reglas de supervisión y ajuste del sistema bancario, lo que, como quedó luego de manifiesto, representó una amenaza aun más seria y profunda a la unificación monetaria.

Para las economías con una historia macroeconómica relativamente más débil, la incorporación al “Club de la Moneda Única” representaba beneficios, especialmente en el corto plazo. Así, a las ganancias inherentes a la expansión del intercambio que suponía la caída de los costos de transacción inherente a la moneda única, había que añadir los beneficios financieros de usar —y endeudarse en— una moneda que representaba esencialmente el riesgo monetario alemán, con todo el peso de la reciente historia de austeridad y autonomía del Bundesbank<sup>5</sup>.

Así, lo que ocurrió después con la macroeconomía de los países relativamente más débiles tras su incorporación a la Eurozona nos recuerda la intensa discusión que tuvo lugar en Inglaterra a mediados de los 80, cuando Alan Walters, asesor de la entonces Primer Ministro Margaret Thatcher, polemizó con el entonces Ministro del Tesoro Nigel Lawson, respecto de los efectos sobre el crédito y el ciclo económico de la fijación del tipo de cambio<sup>6</sup>. Para Walters la alternativa de la fijación cambiaria era desaconsejable, especialmente si la tasa de interés interna era superior a la externa, en tanto ello iba a inducir a un fuerte ciclo de crédito y endeudamiento, dado que en este tipo de régimen cambiario los movimientos del tipo de cambio real son lentos. Así, para el productor de bienes no transables el endeudamiento externo era una opción muy atractiva, considerando que la tasa de interés externa era inicialmente más baja, que en el proceso de expansión de la demanda y que, el costo del crédito que sigue al endeudamiento colectivo, baja aún más en términos de no transables, y que, cuando tuviera que subir lo haría lentamente<sup>7</sup>. En el caso de una moneda unificada la historia es esencialmente la misma y explica los ciclos de actividad y expansión, especialmente en los bienes no transables, como las propiedades, por el que atravesaron en algún momento posterior a la unificación las economías de España, Italia y Grecia, entre otras.

La exportación de la crisis *subprime*<sup>8</sup> que realizó Estados Unidos a parte del sistema financiero de la Eurozona no vino sino a evidenciar los problemas de diseño de esta organización.

Varias economías de la Eurozona deberán continuar en los próximos años, en un arduo proceso de ajuste y ordenamiento, proceso que trae a la memoria las preocupaciones que manifestó en su oportunidad Keynes<sup>9</sup> respecto a la sostenibilidad del proceso de ajuste de Alemania después de la Primera Guerra Mundial. Si bien pareciera que las dificultades más álgidas del club —en términos de la permanencia de sus miembros— parece haber sido superado, no se puede descartar que la fatiga propia del ajuste haga reaparecer con fuerza cuestionamientos políticos y económicos a esta organización, en la línea advertida por Keynes, hace casi un siglo, respecto de Alemania.

Para comprender y analizar rigurosamente los desafíos que deberá enfrentar la Eurozona en los próximos años, la lectura del libro de Claro y Carrière-Swallow es esencial. Se trata de un libro oportuno en su objetivo y muy eficaz en su estrategia de aproximación al mismo. A lo largo de los diez capítulos que lo conforman se mezcla una recopilación cuidadosa de antecedentes, con juicios muy rigurosos —pero expresados de un modo sencillo— para describir el itinerario del proceso de integración europea, hasta concluir en la actual crisis.

---

<sup>5</sup> Al respecto, véase Marsh (1994).

<sup>6</sup> En relación con esta controversia, véanse Goodhart (1989) y Miller y Sutherland (1990).

<sup>7</sup> Al respecto, cabe recordar que en un contexto donde el endeudamiento se define en términos de unidades de bienes transables, la tasa de interés relevante al sector no transable se define como  $r = sE_d(TCR)_{t+1} + r^*$ , donde  $r^*$  es la tasa de interés externa definida en términos de bienes transables y “ $s$ ” es la participación de los bienes no transables en la canasta de consumo del agente representativo. Una planteamiento formal del vínculo entre la trayectoria del tipo de cambio real y el costo del endeudamiento se encuentra en Dornbusch (1983).

<sup>8</sup> Al respecto, véase Claro y Gredig (2010).

<sup>9</sup> Keynes (1929).

## REFERENCIAS

---

Carrasco, C. (2009). *Banco Central de Chile 1925-1964: Una Historia Institucional*. Banco Central de Chile.

Claro, S. y F. Gredig (2010). *La Pregunta de la Reina. Lecciones de la Primera Crisis Económica del Siglo XXI*. Buenos Aires, Argentina: Prentice Hall, Pearson.

Dornbusch, R. (1983). "Real Interest Rates, Home Goods and Optimal External Borrowing". *Journal of Political Economy* 91(1): 141–53.

Friedman, M. y A.J. Schwartz (1963). *A Monetary History of the United States, 1867-1960*. Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.

Goodhart, C.E.(1989). "The Conduct of Monetary Policy". *Economic Journal* 99(396): 293–346.

Gorton, G.B. (2012). *Misunderstanding Financial Crises: Why We Don't See Them Coming*. NY, EE.UU.: Oxford University Press.

Hachette, D., F. Ossa y F. Rosende (1996). "Aspectos Monetarios y Macroeconómicos de la Integración". *Cuadernos de Economía* 98(abril): 153–83.

Keynes, J.M. (1929). "The German Transfer Problem". *Economic Journal* 39, 1-7 de marzo.

Marsh, D. (1994). *El Bundesbank, el Banco que Gobierna Europa*. Madrid, España: Celeste Ediciones.

Miller, M. y A. Sutherland (1990). "Monetary and Exchange Rates Targets, and After: A Stochastic 'Hard Landing for Sterling'? En *Choosing an Exchange Rate Regime: The Challenge for Smaller Industrial Countries*, editado por V. Argy y P. de Grauwe. Fondo Monetario Internacional, Katholieke Universiteit Leuven, Macquiere University.

Posen, A.S. (1993). "Why Central Bank Independence Does Not Cause Low Inflation: There is No Institutional Fix For Politics". En *Finance and the International Economy*, editado por R. O'Brien. Oxford, R.U.: Oxford University Press.

Simons, H. (1936). "Rules versus Authorities in Monetary Policy". *Journal of Political Economy* 44(1): 1–30.



# REVISIÓN DE PUBLICACIONES

---

DICIEMBRE 2013

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

---

Agurto, R., F. Fuentes, C. García y C. Skoknic (2013). "Power Generation and the Business Cycle: The Impact of Delaying Investment". Documento de Investigación N°290, Facultad de Economía y Negocios, Universidad Alberto Hurtado.

\*Calani, M., J.R. Fuentes y K. Schmidt-Hebbel, K. (2013). "A Systemic Approach to Modelling and Estimating Demand for Money(ies)". *Applied Economics* 45(16-18): 2141–62.

Carrière-Swallow, Y. y P. García-Silva (2013). "Capital Account Policies in Chile Macro-financial Considerations along the Path to Liberalization". IMF Working Papers 13/07, Fondo Monetario Internacional.

Hiscock, R. y J. Handa (2013). "Long-Run Neutrality and Superneutrality of Money in South American Economies". *Applied Financial Economics* 23(7-9): 739–47.

Jahan-Parva, M., X. Liu y P. Rothman (2013). "Equity Returns and Business Cycles in Small Open Economies". *Journal of Money, Credit, and Banking* 45(6): 1117–46.

---

### Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL

---

Broto, C. (2013). "The Effectiveness of Forex Interventions in Four Latin American Countries". *Emerging Markets Review* 17(0): 224–40.

\*Emami, J., G. Facchini y R. López (2013). "Export Growth and Firm Survival". *Economic Letters* 120(3): 481–86.

Hallak, J. y J. Sivadasan, (2013). "Product and Process Productivity: Implications for Quality Choice and Conditional Exporter Premia". *Journal of International Economics* 9(1): 53–67.

---

**Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA**


---

Alfaro, R. D. Pacheco y A. Sagner (2013). "Dinámica de la Frecuencia de Ide los Créditos de Consumo en Cuotas". *El Trimestre Económico* 80(2): 329–43.

Berstein, S., O. Fuentes y F. Villatoro (2013). "Default Investment Strategies in a Defined Contribution Pension System: A Pension Risk Model Application for the Chilean Case". *Journal of Pension Economics and Finance* 12(4): 379–414.

Donelli, M., B. Larrain y F. Urzúa (2013). "Ownership Dynamics with Large Shareholders: An Empirical Analysis". *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 48(2): 579–609.

Eterovic, N. y D. Eterovic (2013). "Separating the Wheat from the Chaff: Understanding Portfolio Returns in an Emerging Market". *Emerging Markets Review* 16(0): 145–69.

\*Landerretche, O. y C. Martínez (2013). "Voluntary Savings, Financial Behavior, and Pension Finance Literacy: Evidence from Chile". *Journal of Pension Economics and Finance* 12(3): 251–97.

Larraín, B. y F. Urzúa (2013). "Controlling Shareholders and Market Timing in Share Issuance". *Journal of Financial Economics* 109(3): 661–81.

---

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


---

\*Almeida, R. y A. Fernandes (2013). "Explaining Local Manufacturing Growth in Chile: The Advantages of Sectoral Diversity". *Applied Economics* 45(16-18): 2201–13.

Álvarez, R., A. Zahler y C. Bravo-Ortega (2013). "Innovation and Productivity in Services: Evidence from Chile". Documento de Trabajo N°384, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Becchetti, L., S. Castriota y M. Michetti (2013). "The Effect of Fair Trade Affiliation on Child Schooling: Evidence from a Sample of Chilean Honey Producers". *Applied Economics* 45(25-27): 3552–63.

Bravo-Ortega, C., J. Benavente y A. González (2013). "Innovation, Exports, and Productivity: Learning and Self-selection in Chile". Documento de Trabajo N°371, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

---

**Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS**


---

Bravo, J., (2013). "The Incentive Effect of Equalization Grants on Tax Collection". *B.E. Journal of Economic Analysis and Policy* 14(1): 173–201.

\*Carrière-Swallow, Y. y F. Labbé (2013). "Nowcasting with Google Trends in an Emerging Market". *Journal of Forecasting* 32(4): 289–98.

Castelletti, B. (2013). "How Redistributive is Fiscal Policy in Latin America?: The Case of Chile and Mexico". OECD Development Centre Working Papers 318.



Cerpa, J., Peticara, M. y Saavedra, E., (2013). "An Estimation of the Survival of Retail Gasoline Prices". Documento de Investigación N°298, Facultad de Economía y Negocios, Universidad Alberto Hurtado.

Corvalán, A. y Cox, P., (2013). "Class-Biased Electoral Participation: The Youth Vote in Chile". *Latin American Politics and Society*, 55(3): 47–68.

Deutsch, J., Dumas, A. y Silber, J., (2013). "Estimating an Educational Production Function for Five Countries of Latin America on the Basis of the PISA Data". *Economics of Education Review*, 36(0): 245–62.

Fleming, D. y Abler, D., (2013). "Does Agricultural Trade Affect Productivity? Evidence from Chilean Farms". *Food Policy*, 41(0): 11–17.

Fuentes, R. y Dresdner, J., (2013). "Survival of Micro-enterprises: Does Public Seed Financing Work?". *Applied Economic Letters*, 20(7-9): 754–57.

Giacalone, R., (2013). "South-South Cooperation and Companies in Brazil and Chile". *Integration and Trade*, 17(36): 93–100.

Giuliani, E., (2013). "Network Dynamics in Regional Clusters: Evidence from Chile". *Research Policy*, 42(8): 1406–19.

González, F., (2013). "Can Land Reform Avoid a Left Turn? Evidence from Chile after the Cuban Revolution". *B.E. Journal of Economic Analysis and Policy*, 14(1): 31–71.

Hojman, D., Miranda, A. y Ruiz-Tagle, J., (2013). "Over Indebtedness and Depression: Sad Debt or Sad Debtors?". Documentos de Trabajo N° 385, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

León, C., Arana, J. y de León, J., (2013). "Correcting for Scale Perception Bias in Measuring Corruption: An Application to Chile and Spain". *Social Indicator Research*, 114(3): 977–95.

Medel, C., (2013). "How Informative Are In-Sample Information Criteria to Forecasting? The Case of Chilean GDP". *Latin American Journal of Economics*, 50(1): 133–61.

Noton, C. y Elberg, A., (2013). "Revealing Bargaining Power through Actual Wholesale Prices". Documentos de Trabajo 304, Centro de Economía Aplicada, Universidad de Chile

Peticara, M., Román, M. y Selman, J., (2013). "Rendimiento Escolar y uso de los Recursos de la ley SEP". Documento de Investigación N°297, Facultad de Economía y Negocios, Universidad Alberto Hurtado.

Pincheira, P., (2013). "Shrinkage-Based Tests of Predictability". *Journal of Forecasting*, 32(4): 307–32.

Tejada, M., (2013). "Dual Labor Markets and Labor Protection in an Estimated Search and Matching Model". Documento de Investigación N°295, Facultad de Economía y Negocios, Universidad Alberto Hurtado.

Tejada, M., (2013). "Lifetime Inequality Measures for an Emerging Economy: The Case of Chile". Documento de Investigación N°296, Facultad de Economía y Negocios, Universidad Alberto Hurtado.

Urzúa, A., Miranda-Castillo, C., Caqueo-Urizar, A. y Mascayano, F., (2013). "Do Cultural Values Affect Quality of Life Evaluation?". *Social Indicator Research*, 114(3): 1295–313.

## RESÚMENES DE ARTÍCULOS SELECCIONADOS

Los textos presentados a continuación son transcripciones literales del original.

---

### Código JEL: E / MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA

---

\*Calani, M., J.R. Fuentes y K. Schmidt-Hebbel, K. (2013). "A Systemic Approach to Modelling and Estimating Demand for Money(ies)". *Applied Economics* 45(16-18): 2141–62.

This article uses a consumer theory-based systemic approach to model the demand for monetary liquid asset holdings in Chile. We implement the suggestions and caveats of aggregation theory for the estimation of a demand system for liquid assets (monies) in static, dynamic and time-varying parameters setups. Our results are robust and theoretically consistent with consumer theory restrictions, as a system derived from a utility maximizing framework and a quasi-concave utility function. In our estimations, we find stability of interest rate elasticities, in contrast to previous related literature. We also document evidence that long (short) maturity rates are associated to less (more) liquid assets.

---

### Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL

---

\*Emami, J., G. Facchini y R. López (2013). "Export Growth and Firm Survival". *Economic Letters* 120(3): 481–86.

This paper uses plant-level data from Chile to show that an increase in sector-wide exports decreases the survival probability of exporters, but not that of non-exporters. We argue that this result can be explained by the fact that exporters and non-exporters use factors of production in different intensities.

---

### Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA

---

\*Landerretche, O. y C. Martínez (2013). "Voluntary Savings, Financial Behavior, and Pension Finance Literacy: Evidence from Chile". *Journal of Pension Economics and Finance* 12(3): 251–97.

Chileans have limited knowledge of the pension system, its rules, and the consequences involved in their personal decisions within it. Using a variation in the household composition – having a pensioner in the household – as an instrument, we show that Chileans with greater knowledge about the pension system are more likely to have additional financial savings, but not within the voluntary pension saving plans offered by the pension system. We find that getting one additional answer right in the pension literacy survey (out of six) generates approximately a 50% additional chance that the individual will save at least in one of the surveyed periods, and a 25% additional chance that the individual will save in both surveyed periods. We also test for evidence that pension literacy affects worker choices regarding their pension savings (what we call active financial behavior). We find that more literate workers are more likely to engage in pension fund type switching and that independent workers are more likely to voluntarily enter the pension system as affiliates if they have greater pension finance literacy. Getting one additional answer right in the pension literacy survey (out of six) increases the probability of pension fund type switching by 20% and the probability of voluntary affiliation to the pension system of self-employed workers by 30%.



---

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

---

\*Almeida, R. y A. Fernandes (2013). "Explaining Local Manufacturing Growth in Chile: The Advantages of Sectoral Diversity". *Applied Economics* 45(16-18): 2201–13.

This article investigates whether the agglomeration of economic activity in regional clusters affects long-run manufacturing Total Factor Productivity (TFP) growth in an emerging market context. We explore a large firm-level panel dataset for Chile during a period characterized by high growth rates and rising regional income inequality (1992–2004). Our findings are clear-cut. Locations with greater concentration of a particular sector have not experienced faster TFP growth during this period. Rather, local sector diversity was associated with higher long-run TFP growth. However, there is no evidence that the diversity effect was driven by the local interaction with a set of suppliers and/or clients. We interpret this as evidence that agglomeration economies are driven by other factors such as the sharing of access to specialized inputs not provided solely by a single sector, e.g. skills or financing.

---

**Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS**

---

\*Carrière-Swallow, Y. y F. Labbé (2013). "Nowcasting with Google Trends in an Emerging Market". *Journal of Forecasting* 32(4): 289–98.

Most economic variables are released with a lag, making it difficult for policy-makers to make an accurate assessment of current conditions. This paper explores whether observing Internet browsing habits can inform practitioners about aggregate consumer behavior in an emerging market. Using data on Google search queries, we introduce an index of online interest in automobile purchases in Chile and test whether it improves the fit and efficiency of nowcasting models for automobile sales. Despite relatively low rates of Internet usage among the population, we find that models incorporating our Google Trends Automotive Index outperform benchmark specifications in both in-sample and out-of-sample nowcasts, provide substantial gains in information delivery times, and are better at identifying turning points in the sales data.



# PUBLICACIONES

- Análisis Teórico del Impacto de la Crisis Petrolera. 1980.
- Anuario de Cuentas Nacionales. (Publicación anual desde 1997 a 2003, discontinuada a partir de 2004 y reemplazada por la publicación Cuentas Nacionales de Chile).
- 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. (Desde la edición 2012 solo en versión digital).
- Banca Central, Análisis y Políticas Económicas. Volúmenes 1 al 17.
- Banco Central de Chile. 1995.
- Banco Central de Chile: Preceptos Constitucionales, Ley Orgánica y Legislación Complementaria. 2000.
- Boletín Mensual. Publicación mensual. (Desde la edición de julio del 2013 solo en versión digital).
- Características de los Instrumentos del Mercado Financiero Nacional. Diciembre 2005.
- Catálogo de Monedas Chilenas. 1991.
- 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. 1981-2008. 2009. (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 de Chile: 2003-2010.
- Cuentas Nacionales de Chile: 2008-2011. Publicación anual. (Desde la edición 2008-2012, solo en versión digital).
- Cuentas Nacionales de Chile. Compilación de Referencia 2003.
- Cuentas Nacionales de Chile. Compilación de Referencia 2008.
- Cuentas Nacionales Trimestralizadas: 1980-1983. 1983.
- Chile: Crecimiento con Estabilidad. 1996.
- Deuda Externa de Chile. Publicación anual. (Edición bilingüe. Desde la edición 2012, solo en versión digital).
- Disposiciones sobre Conversión de Deuda Externa. 1990.
- Documentos de Política Económica. N°s 1 al 46.
- Documentos de Trabajo. N°s 1 al 708.
- Economía Chilena. Publicación cuatrimestral.
- Economía para Todos. Noviembre 2011.
- 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 Económicos Estadísticos. N°s 50 al 103.
- 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 del 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.
- Gestión de Pasivos del Banco Central de Chile. 2012. (Edición en español. En inglés, disponible solo en versión digital).
- Gestión de Reservas Internacionales del Banco Central de Chile. 2012. (Edición en español. En inglés, disponible solo en versión digital).
- Gestión de Sistemas de Pagos de Alto Valor del Banco Central Chile. 2012. (Edición en español y en inglés, disponibles solo en versión digital).
- Guía de Estilo en Inglés. 2001.
- Iconografía de Monedas y Billetes Chilenos. Noviembre 2009.
- Indicadores de Comercio Exterior. (Publicación mensual hasta diciembre de 2003 y trimestral a partir del 2004. Desde la edición del segundo trimestre del 2013 solo en versión digital).
- Indicadores Económicos y Sociales de Chile 1960-2000. 2001. (Edición en español y en inglés).
- Indicadores Económicos y Sociales Regionales 1980-1989. 1991.
- Indicadores Económicos y Sociales Regionales de Chile 1980-2010. 2012. (Disponible solo en versión digital).
- Indicadores Macroeconómicos / Indicadores Coyunturales. Publicación trimestral. (Edición en español e inglés. Disponible solo en versión digital).
- Índices de Exportación: 1986-1999. 2000.
- Informativo Diario. (Edición en español. (Desde el 2013, disponible solo en versión digital).
- Informe de Estabilidad Financiera. Publicación semestral. (Edición en español. En inglés, disponible solo en versión digital).
- Informe de Percepciones de Negocios. 2013. (Edición semestral en español disponible solo en versión digital).
- Informe de Política Monetaria. Publicación cuatrimestral hasta septiembre del 2009 y trimestral a partir de diciembre del 2009. (Edición en español. En inglés, disponible solo en versión digital).
- Informe Económico de Chile. (Publicación anual desde 1981 a 1984, discontinuada a partir de 1985).
- Informe Económico y Financiero. (Publicación quincenal desde 1981 al 2003, discontinuada a partir de enero del 2004).
- Investigación al Día. 2012. (Edición trimestral en español disponible solo en versión digital).
- Invertiendo en Chile. 1991.
- La Emisión de Dinero en Chile. Colección de Monedas y Billetes del Banco Central de Chile. Julio 2005.
- La Política Monetaria del Banco Central de Chile en el Marco de Metas de Inflación. 2007. (Edición en español y en inglés).
- Legislación Económica Chilena y de Comercio Internacional. 1982.
- Legislación Económica y Financiera. 2006 (Disponible solo en versión digital).
- Ley Orgánica Constitucional del Banco Central de Chile. 2006.
- 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. (Edición en español. En inglés, disponible solo en versión digital).
- Modelos Macroeconómicos y Proyecciones del Banco Central de Chile. 2003.
- Nueva Familia de Billetes para Chile. 2013. Edición bilingüe español-inglés.
- Pintura Chilena Colección del Banco Central de Chile. Octubre 2004.
- Política Monetaria del Banco Central de Chile: Objetivos y Transmisión. 2000. (Edición 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.
- Publicaciones Académicas. (Edición bilingüe. Períodos: 1996-2001 de Junio del 2001; 2001-2004 de Septiembre del 2005; 2005-2006 de Octubre del 2007; y 2007-2010 de Agosto del 2011. Último período disponible solo en versión digital).
- Recopilación de la Legislación Bancaria Chilena. 1980.
- Serie de Comercio Exterior 1970-1981. 1982.
- Serie de Estudios Económicos. 1 al 49. (Publicación redenominada, a partir del número 50, con el nombre de Estudios Económicos Estadísticos).
- Series Monetarias. 1979.
- Síntesis de Normas de Exportación y Otras Disposiciones Legales. 1987.
- Síntesis Estadística de Chile. Publicación anual. (Edición en español e inglés).
- Síntesis Monetaria y Financiera. Publicación anual. (Desde la edición 2012, solo en versión digital).

**Para mayor información respecto de las publicaciones del Banco Central de Chile, contactarse con:  
Departamento Publicaciones, Banco Central de Chile, Morandé 115 - Santiago / Fono: 26702888.**

---

# 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:

[www.bcentral.cl/books/serie.htm](http://www.bcentral.cl/books/serie.htm)

[bcch@bcentral.cl](mailto:bcch@bcentral.cl)

Teléfono: (562) 2670-2888

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

---

### Fiscal Policy and Macroeconomic Performance

Luis Felipe Céspedes, Jorde Galí, eds.

"Can fiscal policy get us quickly out of Great Recessions like the one we just had? Should we aggressively use fiscal stimuli or be prudent? How and how quickly do we reduce large deficits? What are the long run costs of large debts? These are some of the fundamental questions that this volume discusses with breath of coverage and depth of analysis. A first rate group of contributors deliver an essential reading for those interested in the fundamental theoretical and empirical issues in public finance".

Alberto Alesina, Harvard University.

Tapa dura, 466 pp. Ch\$15.000, US\$40.

---

### Monetary Policy under Financial Turbulence

Luis Felipe Céspedes, Roberto Chang, Diego Saravia, eds.

"The current crisis has opened a Pandora's box of monetary and fiscal policy issues. Policies that would have been dismissed as ill-advised a few years ago, are taking center stage, led by the hand of reputable academics and institutions like the IMF. This is intellectually very exciting but it may launch an era of dangerous permissiveness. This volume is the right antidote. Without trivializing or losing sight of the new challenges, it offers a variety of perspectives that help to bring analytical rigor to the discussion, and provide valuable views about relevant issues. Contributors are top-flight academics and policymakers. All of which makes this volume an indispensable tool for anyone interested in understanding the challenges posed by the current crisis, and ways to prevent its recurrence".

Guillermo Calvo, Columbia University.

Tapa dura, 502 pp. Ch\$15.000, US\$40.

---

### Financial Stability, Monetary Policy, and Central Banking

Rodrigo A. Alfaro, ed.

"This is an excellent conference volume and extremely valuable reading for those seeking to understand the roots of the global financial crisis, along with policy proposals to deal with its aftermath and avoid its recurrence. The papers focus on important measurement issues that are often underplayed in the academic literature and specific policy proposals, many of which are now in the process of being implemented. I highly recommend the book to anyone seeking to understand the financial crisis from the perspective of academics and policy practitioners who were conducting their analysis as events unfolded in real time".

Simon Gilchrist, Boston University.

Tapa dura, 432 pp. Ch\$15.000, US\$40.



#### INVITACIÓN A ENVIAR ARTÍCULOS Y COMENTARIOS

Se invita a investigadores de otras instituciones a enviar trabajos sobre la economía chilena, en especial en las áreas de macroeconomía, finanzas y desarrollo económico, para ser evaluados para su publicación en esta revista. Para este efecto se deberá enviar a los editores el trabajo con un máximo de 40 páginas tamaño carta, tablas y cuadros incluidos. Debe incluir, además, un resumen en español y otro en inglés (con una extensión de 50 a 100 palabras) y los datos del autor. Los trabajos se deben enviar a Editores de ECONOMÍA CHILENA, Agustinas 1180, Santiago, Chile o por vía electrónica a [rec@bcentral.cl](mailto:rec@bcentral.cl). También se invita a enviar comentarios sobre artículos publicados en la revista.

#### INVITACIÓN A ENVIAR RESÚMENES DE TRABAJOS

Se invita a investigadores de otras instituciones a enviar títulos y resúmenes de trabajos sobre la economía chilena para ser publicados en la sección de resúmenes. Deberán estar digitalizados y en español o inglés (con una extensión de 50 a 100 palabras).

Es necesario incluir, además, los datos del autor y una copia del trabajo. Estos se deben enviar a Editor de Revisión de Publicaciones, Revista ECONOMÍA CHILENA, Agustinas 1180, Santiago, Chile o por vía electrónica a [rec@bcentral.cl](mailto:rec@bcentral.cl).

#### SUSCRIPCIÓN

Suscripciones a: Departamento Publicaciones, Banco Central de Chile, Morandé 115, Santiago, Chile. Precios: \$10.000 (US\$50\*) por año (3 números), \$4.000 (US\$20\*) por número.

(\*) Incluye despacho por vía aérea.

**CORRECTOR:** DIONISIO VIO U.

**DIAGRAMACIÓN:** MARU MAZZINI

**IMPRESIÓN:** MAVAL LTDA.

<http://www.bcentral.cl/estudios/revista-economia/>



BANCO CENTRAL  
DE CHILE

**ECONOMÍA CHILENA** Diciembre 2013 volumen 16 N.º3