

# ECONOMÍA CHILENA

Abril 2017 volumen 20 N.º 1

---

## ARTÍCULOS

**Impuesto al CO<sub>2</sub> en el sector eléctrico chileno: efectividad y efectos macroeconómicos**

Cristian Mardones P. / Tamara Muñoz Z.

**Acceso a la educación superior ¿Tiene un efecto disuasivo sobre el crimen juvenil? Evidencia para Chile**

Nicolás Rivera G.

**Impuestos corporativos y capital: veintiséis años de evidencia en empresas**

Rodrigo Cerda N. / José Ignacio Llodrá V.

## NOTAS DE INVESTIGACIÓN

**Revisiting the price puzzle in Chile**

Michael Pedersen

**Stress test on market risk: sensitivity of banks' balance sheet structure to interest rate shocks**

Juan F. Martínez S. / Daniel A. Oda Z.

## REVISIÓN DE LIBROS

***CHALLENGES FOR CENTRAL BANKING: PERSPECTIVES FROM LATIN AMERICA***

*by Yan Carrière-Swallow, Hamid Faruquee, Luis Jácome, and Krishna Srinivasan, editors*

Klaus Schmidt-Hebbel D.

## 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 de 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**

Rodrigo Caputo (Banco Central de Chile)  
Gonzalo Castex (Banco Central de Chile)  
Diego Saravia (Banco Central de Chile)

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

Álvaro Aguirre (Banco Central de Chile)  
Ernesto Pastén (Banco Central de Chile)  
Michael Pedersen (Banco Central de Chile)

#### **EDITOR DE PUBLICACIONES**

Diego Huerta (Banco Central de Chile)

#### **COMITÉ EDITORIAL**

Roberto Chang (Rutgers University)  
Kevin Cowan (Banco Interamericano de Desarrollo)  
José De Gregorio (Universidad de Chile)  
Eduardo Engel (Universidad de Chile)  
Ricardo Ffrench-Davis (Universidad de Chile)  
Luis Óscar Herrera (BTG Pactual)  
Felipe Morandé (Universidad Mayor)  
Pablo Andrés Neumeyer (Universidad Torcuato Di Tella)  
Jorge Roldós (Fondo Monetario Internacional)  
Klaus Schmidt-Hebbel (Pontificia Universidad Católica de Chile)  
Ernesto Talvi (Centro de Estudios de la Realidad Económica y Social)  
Rodrigo Valdés (Ministerio de Hacienda)  
Rodrigo Vergara (Centro de Estudios Públicos)

#### **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 este 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.

ISSN 0717-3830

# ECONOMÍA CHILENA

Abril 2017 volumen 20 N.º 1

---

## ÍNDICE

<b>RESÚMENES</b>	<b>2</b>
<b>ABSTRACTS</b>	<b>3</b>
<b>ARTÍCULOS</b>	
<b>Impuesto al CO<sub>2</sub> en el sector eléctrico chileno: efectividad y efectos macroeconómicos</b> Cristian Mardones P. / Tamara Muñoz Z.	4
<b>Acceso a la educación superior ¿Tiene un efecto disuasivo sobre el crimen juvenil? Evidencia para Chile</b> Nicolás Rivera G.	26
<b>Impuestos corporativos y capital: veintiséis años de evidencia en empresas</b> Rodrigo Cerda N. / José Ignacio Llodrá V.	50
<b>NOTAS DE INVESTIGACIÓN</b>	
<b>Revisiting the price puzzle in Chile</b> Michael Pedersen	72
<b>Stress test on market risk: sensitivity of banks' balance sheet structure to interest rate shocks</b> Juan F. Martínez S. / Daniel A. Oda Z.	80
<b>REVISIÓN DE LIBROS</b>	
<b>CHALLENGES FOR CENTRAL BANKING: PERSPECTIVES FROM LATIN AMERICA</b> <i>by Yan Carrière-Swallow, Hamid Faruquee, Luis Jácome, and Krishna Srinivasan, editors</i> Klaus Schmidt-Hebbel D.	100
<b>REVISIÓN DE PUBLICACIONES</b>	
Catastro de publicaciones recientes	104
Resúmenes de artículos seleccionados	106



## RESÚMENES

### IMPUESTO AL CO<sub>2</sub> EN EL SECTOR ELÉCTRICO CHILENO: EFECTIVIDAD Y EFECTOS MACROECONÓMICOS

Cristian Mardones P. / Tamara Muñoz Z.

Chile se ha comprometido internacionalmente a reducir sus emisiones de CO<sub>2</sub> en 30% al año 2030. Como el sector eléctrico aporta 42% del total de emisiones, recientemente se ha introducido un impuesto al CO<sub>2</sub> de US\$5 por tonelada emitida. Sin embargo, no existe una estimación del efecto de esta política sobre las emisiones y otras variables económicas, ni tampoco si la tasa de impuesto es la requerida. Para responder a estas inquietudes se desarrolla la extensión ambiental del modelo de precios de Leontief. Los resultados muestran que solamente la aplicación de tasas impositivas 20 veces más altas que la propuesta podrían reducir las emisiones chilenas en los niveles requeridos, lo cual generaría un fuerte incremento en el precio de la electricidad y en el IPC.

---

### ACCESO A LA EDUCACIÓN SUPERIOR ¿TIENE UN EFECTO DISUASIVO SOBRE EL CRIMEN JUVENIL? EVIDENCIA PARA CHILE

Nicolás Rivera G.

Este trabajo explora si el acceso a la educación superior en Chile tiene un efecto disuasivo sobre el crimen juvenil. Para esto, se analiza los efectos de una reforma implementada en el 2006 que ha mejorado considerablemente las oportunidades de acceso a instituciones de educación superior: el Crédito con Aval del Estado. Mediante un modelo econométrico de datos de panel (efectos fijos), usando datos a nivel comunal, se analiza cuál es el impacto del acceso a la educación superior sobre las tasas de arrestos y denuncias, según tipo de delito y total. Se encuentra importante evidencia respecto a que el número de personas que rinden la Prueba de Selección Universitaria reduce las tasas de crimen por robo con violencia y robo con fuerza.

---

### IMPUESTOS CORPORATIVOS Y CAPITAL: VEINTISÉIS AÑOS DE EVIDENCIA EN EMPRESAS CHILENAS

Rodrigo Cerda N. / José Ignacio Llodrá V.

En este trabajo analizamos el efecto del impuesto corporativo sobre el *stock* de capital deseado por las empresas en Chile. Elaboramos un modelo siguiendo la teoría y se presenta evidencia empírica a partir de datos de empresas listadas en bolsa desde 1983 hasta el 2008. Nuestros resultados indican que un aumento de 1 punto porcentual en este impuesto disminuye la relación capital-producto entre 0,2 y 0,6 puntos porcentuales. Además, entre 28 y 54% del ajuste se realiza durante el año en que se implementa el cambio tributario.

---

## ABSTRACTS

### CO<sub>2</sub> TAX IN THE CHILEAN ELECTRICITY SECTOR: EFFECTIVENESS AND MACROECONOMIC EFFECTS

Cristian Mardones P. / Tamara Muñoz Z.

Chile has an international commitment to a 30% reduction in CO<sub>2</sub> emissions by the year 2030. Because the electricity sector contributes 42% of total emissions, the country has recently introduced a CO<sub>2</sub> tax of US\$5 per ton emitted. However, there is no estimate of the effect this policy will have on emissions and other economic variables, nor if the tax rate is sufficient. To address these concerns, an environmental extension of the Leontief price model is developed. The results show that a 20 times higher tax rate than the Chilean proposal is needed to reduce emissions to the required levels, which would also generate a significant increase in the price of electricity and the CPI.

---

### DOES ACCESS TO HIGHER EDUCATION DISSUADE YOUTH CRIME? EVIDENCE FOR CHILE

Nicolás Rivera G.

This paper explores whether access to college education in Chile can deter youth criminality, analyzing the effects of a reform implemented in 2006, which increased the possibilities for the young to access higher education institutions: the state-sponsored loan. Using a panel data econometric model (fixed effects) with district-level data, the impact of access to higher education on the rate of arrests and allegations is examined by type of felony and overall. Important evidence is found that the higher the number of individuals taking the College Admission Test, the lower the rate of violent assault and armed robbery.

---

### CORPORATE TAXES AND CAPITAL: TWENTY-SIX YEARS OF EVIDENCE FROM CHILEAN FIRMS

Rodrigo Cerda N. / José Ignacio Llodrá V.

We analyze the effect of corporate tax on the capital stock desired by Chilean firms. Following the theory, we present a model and then we provide empirical evidence from stocks of companies traded on the stock exchange from 1983 to 2008. Our results indicate that a one-percentage-point increase in corporate tax reduces the capital-output ratio by 0.2 to 0.6 percentage points. Furthermore, between 28% and 54% of the adjustment occurs during the year in which the tax change is implemented.

---



---

## IMPUESTO AL CO<sub>2</sub> EN EL SECTOR ELÉCTRICO CHILENO: EFECTIVIDAD Y EFECTOS MACROECONÓMICOS

Cristian Mardones P.\*

Tamara Muñoz Z.\*

### I. INTRODUCCIÓN

La creciente preocupación por el cambio climático ha contribuido a que diversos países estén adoptando medidas para disminuir sus emisiones de dióxido de carbono (CO<sub>2</sub>), y también otros gases de efecto invernadero (GEI) que pueden expresarse como CO<sub>2</sub> equivalente (CO<sub>2</sub>eq). Por ejemplo, el sector energía produce directamente CO<sub>2</sub> por combustión, mientras la agricultura produce otros gases de efecto invernadero como el metano y el óxido nitroso<sup>1</sup>.

Una de las políticas implementadas ha sido la aplicación de impuestos ambientales, los cuales proporcionan incentivos a los agentes económicos para reducir sus emisiones contaminantes. En el mundo se ha aplicado un impuesto al CO<sub>2</sub> (o CO<sub>2</sub>eq) en aproximadamente una veintena de países. Los impuestos más altos son aplicados en Suecia (130 USD/tonelada (ton)), Finlandia (varía entre 64 USD/ton y 48 USD/ton) y Suiza (62 USD/ton), mientras los impuestos más bajos son los de Estonia (2 USD/ton), Japón (2 USD/ton), México (varía entre 3 y menos de 1 USD/ton) y Polonia (menor a 1 USD/ton) (Fuente: Banco Mundial, 2015).

Además de los impuestos, otra opción para reducir emisiones es permitir la compensación internacional a través de un mecanismo de mercado de bonos de carbono (CER). En este caso, debido al bajo valor en el que se han transado los CER en los últimos años, las fuentes reguladas podrían preferir comprar reducción de emisiones en el extranjero y no pagar el impuesto, afectando la recaudación fiscal. También se ha destacado la importancia de que la sociedad prefiera el uso de fuentes de energía renovables o de bajas emisiones de carbono. Sin embargo, Galetovic y Muñoz (2013) demuestran que en Chile la generación termoeléctrica a carbón es más competitiva que la generación eólica incluso si se internalizan las externalidades ambientales.

Cualquiera de las opciones de reducción mencionadas involucra costos, lo cual ha generado un debate sobre quién debe pagarlos, tanto desde una perspectiva a nivel de país (considerando que Chile solo aporta 0,24% de las emisiones

---

\* Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Concepción, Chile. Emails: [crismardones@udec.cl](mailto:crismardones@udec.cl); [tmunoz@udec.cl](mailto:tmunoz@udec.cl)

<sup>1</sup> De acuerdo con Muñoz y Mardones (2016) el sector agrícola y ganadero representa un 40,6% de las emisiones de CO<sub>2</sub>eq en Chile.

mundiales), como desde una perspectiva intertemporal debido a la incertidumbre del daño futuro. A este respecto, Tol (2011) realiza una revisión de 61 estudios con más de 300 estimaciones del costo social del CO<sub>2</sub>, encontrando un promedio del daño marginal de 48 USD/ton con una desviación estándar de 65 USD/ton, y además, señala que un impuesto en el rango entre 50 USD/ton y 100 USD/ton llevaría a una generación de electricidad libre de CO<sub>2</sub>. Para el caso de Chile, un estudio del *Boston Consulting Group* encargado por la Asociación de Empresas Generadoras de Electricidad de Chile en el 2013 estimó que el costo de implementar las medidas necesarias de abatimiento para cumplir con los compromisos internacionales del país varía entre 28 USD/ton y 52 USD/ton<sup>2</sup>.

La presente investigación tiene por objetivo evaluar cómo afectaría la aplicación de un impuesto al CO<sub>2</sub> a la estructura de precios y emisiones desde una perspectiva intersectorial, considerando que en Chile el año 2014 se aprobó un proyecto de reforma tributaria que incorpora impuestos ambientales y que entrará en vigencia el año 2017. En particular, la reforma establece un impuesto de 5 USD/ton para fuentes como calderas o turbinas con una potencia térmica mayor o igual a 50 MWt (megavatios térmicos), es decir, el impuesto aplicaría principalmente a las generadoras térmicas del sector eléctrico. Además, en el año 2015 Chile se comprometió en el Acuerdo Climático de la Conferencia de las Partes (COP21) a reducir sus emisiones de gases de efecto invernadero en 30% al año 2030, por lo cual este impuesto puede ser el primer paso en la búsqueda de instrumentos económicos que permitan alcanzar el compromiso suscrito.

La metodología propuesta usa la extensión ambiental del modelo insumo-producto para calcular las intensidades de CO<sub>2</sub> en cada sector económico, la cual posteriormente se utiliza para calcular el efecto de un impuesto al CO<sub>2</sub> sobre los precios sectoriales a través del modelo de precios de Leontief. Este tipo de enfoque insumo-producto es atractivo porque revela los canales a través de los cuales la carga ambiental se transmite en el sistema productivo (Llop y Tol, 2013).

La extensión ambiental del modelo insumo-producto requiere como datos de entrada una matriz insumo-producto y emisiones contaminantes con el mismo nivel de desagregación sectorial. A partir de este enfoque, Limmeechokchai y Suksuntornsiri (2007) calculan las emisiones directas e indirectas asociadas a los consumos energéticos finales en Tailandia. Sus resultados muestran que aunque el sector eléctrico es el más intensivo en flujo de energía, no es el mayor emisor total de GEI. Cruz y Barata (2008) concluyen que la gran mayoría de las actividades económicas en Portugal son responsables de la emisión de CO<sub>2</sub> mucho más de forma indirecta que directa. Guerra y Sancho (2010) demuestran que el sector de generación eléctrica cumple el rol más importante dentro de las cadenas de producción de energía, lo que permite clasificarlo como un sector clave para las políticas de eficiencia energética.

---

2 [http://generadoras.cl/wp-content/uploads/Estudio-emisiones-CO<sub>2</sub>-en-Chile.pdf](http://generadoras.cl/wp-content/uploads/Estudio-emisiones-CO2-en-Chile.pdf)



Por otra parte, el modelo de precios de Leontief ha sido utilizado por diversos autores para evaluar los efectos de un impuesto al CO<sub>2</sub>. Symons et al. (1994) determinan que en el Reino Unido este tipo de impuesto debería elevar directamente el precio de los combustibles fósiles y el índice de precios al consumidor (IPC) y, también, el precio de los bienes manufacturados. Cornwell y Creedy (1996) lo utilizan para encontrar la magnitud del impuesto requerido en Australia para reducir las emisiones en 20%, y además realizan un análisis de sus implicancias distributivas. Labandeira y Labeaga (1999) señalan que en España existiría una reacción limitada al impuesto en el corto plazo, dificultando su éxito ambiental. Posteriormente, Labandeira y Labeaga (2002) generan estimaciones más desagregadas de las emisiones de CO<sub>2</sub> relacionadas con el sector energético español, concluyendo que los impuestos ambientales son un instrumento factible y eficiente en términos tanto ambientales como económicos. Llop y Pié (2008) analizan los efectos de un impuesto sobre la energía, una mejora en la eficiencia energética y una combinación de ambas medidas para Cataluña. Destacan que la combinación de medidas es la mejor opción, porque evita generar impacto en los precios, reduce el consumo energético y mejora el ingreso real. Gemechu et al. (2014) analizan los efectos económicos y ambientales de un impuesto al CO<sub>2</sub> en España; tal como los estudios anteriores, muestran que las altas tasas de impuestos ambientales serían pagadas por los sectores económicos más contaminantes, incrementando los costos de producción y elevando ligeramente el IPC.

Para aplicar la metodología mencionada, el presente trabajo utiliza datos de la matriz insumo-producto chilena del año 2010, lo cual permite simular la efectividad y el impacto económico de corto plazo que tendría la aplicación de diversas tasas impositivas a las emisiones de CO<sub>2</sub> en el sector eléctrico. Los principales resultados muestran que bajo la política actualmente propuesta de un impuesto de 5 USD/ton de CO<sub>2</sub> las emisiones se reducirían en solo 1,3%, muy lejos de las metas propuestas para el año 2030. Se requerirían impuestos mucho más altos para alcanzar la meta, pero generarían impactos significativos en los precios de producción, en el IPC, en la actividad sectorial y en el gasto en consumo.

Para obtener estos resultados, la extensión ambiental del modelo insumo-producto asume una tecnología de producción lineal tipo Leontief e invarianza de precios relativos; no considera funciones de comportamiento optimizadoras para los agentes económicos, ni permite una dinámica de ajuste temporal. En el caso particular del modelo de precios de Leontief, además se supone que los sectores productivos deciden variar sus precios en función de sus costos y no de las elasticidades de demanda.

Cabe señalar que existen otras alternativas metodológicas más sofisticadas para evaluar el efecto de un impuesto al CO<sub>2</sub> a nivel mundial o a nivel país. Una de ellas son los modelos de crecimiento económico global y cambio climático introducidos de forma estilizada por Nordhaus (1991). Posteriormente, Nordhaus y Boyer (1999) evaluaron el Protocolo de Kyoto con un modelo dinámico que



incorporaba una desagregación por regiones geográficas del mundo<sup>3</sup>. Por otra parte, para la evaluación de impuestos verdes bajo un enfoque intersectorial se ha utilizado modelos de equilibrio general computable (CGE), los cuales requieren para su calibración una matriz de contabilidad social extendida ambientalmente (ESAM). Esta matriz incluye información más completa que la matriz insumo-producto, porque recrea el flujo circular de la renta en un país<sup>4</sup>. Los modelos CGE se caracterizan por modelar explícitamente el comportamiento de los agentes económicos e incluir un mecanismo de ajuste endógeno vía precios. A diferencia de los modelos estilizados, los modelos CGE permiten simular impuestos al CO<sub>2</sub> con un alto grado de desagregación intersectorial (la misma que aporta la ESAM) bajo una perspectiva estática o dinámica. Por ejemplo, Solaymani et al. (2015) utilizan un modelo CGE estático con el cual demuestran que en Malasia un impuesto al CO<sub>2</sub> es más efectivo para reducir emisiones que un impuesto a la energía. Por otra parte, Liu y Lu (2015), con un modelo CGE dinámico recursivo demuestran que la reducción del impuesto a la producción y al consumo ayuda a reducir los costos de introducir un impuesto al CO<sub>2</sub> en China, permitiendo a la vez la reestructuración sectorial de la economía y la reducción de emisiones en el largo plazo.

Se puede mencionar también a Allan et al. (2014), quienes usan un modelo CGE dinámico de optimización intertemporal con alta desagregación energética para estudiar los impactos económicos y ambientales de la implementación de un impuesto al carbono en Escocia. Con esta modelación determinan que un impuesto de 50 libras/ton de CO<sub>2</sub> permitiría alcanzar el objetivo de reducción de emisiones en ese país. Finalmente, también se puede mencionar que los modelos de equilibrio general dinámico estocásticos (DSGE), que típicamente se usan para evaluar políticas macroeconómicas, han sido ampliados por Golosov et al. (2014) para modelar el mundo como una región habitada por una dinastía de un consumidor representativo e incorporar externalidades ambientales a partir del uso de energía de fuentes fósiles, lo cual les permite calcular la senda de impuestos óptimos para el CO<sub>2</sub>. Un modelo DSGE representa una descripción estilizada de la economía con sólidos fundamentos microeconómicos (agentes representativos que optimizan a través del tiempo), pero los autores asumen un sector energético muy simplificado que emite CO<sub>2</sub>, a diferencia de un modelo CGE cuyos fundamentos microeconómicos son más débiles (específicamente en la optimización intertemporal) pero son capaces de representar un sector energético con una función de producción más compleja, que permite la sustitución entre distintos insumos energéticos con emisiones de CO<sub>2</sub> de diferente intensidad. Para el caso de Chile, Espinoza y Fornero (2014) construyen un modelo DSGE para representar una economía pequeña y abierta y estimar un impuesto óptimo, cuyos resultados muestran que este impuesto sería equivalente a la quinta parte del obtenido por Golosov et al. (2014). Según los autores, esta diferencia se puede explicar parcialmente porque esta pequeña economía abierta representa una fracción de las emisiones a nivel mundial.

---

<sup>3</sup> Nordhaus (2007) presenta una completa descripción de este tipo de modelos.

<sup>4</sup> Gallardo y Mardones (2013) construyeron una ESAM para el caso de Chile que incorpora múltiples contaminantes incluyendo el CO<sub>2</sub>.



## II. METODOLOGÍA

A continuación se describen los diversos elementos para evaluar el impacto de un impuesto ambiental sobre el sector eléctrico en un contexto intersectorial. Se describen las matrices insumo-producto, el modelo insumo-producto, la extensión ambiental del modelo insumo-producto y, finalmente, el modelo de precios de Leontief en el contexto de un impuesto a las emisiones de CO<sub>2</sub>.

### 1. Modelo insumo-producto

Las matrices de insumo-producto (MIP) proporcionan un análisis detallado del proceso de producción, la utilización de los bienes y servicios que se producen en el país o que se importan del resto del mundo, y el ingreso generado en dicha producción por las diversas actividades económicas.

Una MIP se puede utilizar para desarrollar un modelo intersectorial asumiendo una función de producción del tipo Leontief. Esta función de producción no permite la sustitución de insumos y supone que  $a_{ij}$ , el denominado coeficiente técnico, registra la necesidad de insumo de cada sector para producir una unidad de producto de dicho sector. Con este supuesto, la representación en forma matricial de toda la estructura de producción con un modelo insumo-producto de Leontief es bastante sencilla. Además, la solución del modelo permite identificar los efectos directos e indirectos que generaría el aumento en la demanda final de cualquier sector económico<sup>5</sup>.

$$x = (I - A)^{-1} \cdot y \quad (1)$$

donde  $x$  es el vector de producción sectorial,  $I$  es la matriz de identidad,  $A$  es la matriz de coeficientes técnicos, e  $y$  es el vector de demanda final sectorial.

### 2. Extensión ambiental del modelo insumo-producto

La extensión ambiental del modelo insumo-producto se obtiene al estimar e incorporar las emisiones contaminantes asociadas a la producción sectorial. En general, las emisiones directas de la mayoría de los sectores provienen fundamentalmente del uso de combustibles fósiles. Sin embargo, también existen emisiones indirectas a través de la utilización de insumos de otros sectores productivos que también requieren energía.

Entonces, las emisiones totales de CO<sub>2</sub> generadas para la producción de un sector económico se componen de las emisiones directas de ese sector, más las emisiones indirectas del sector debidas a la producción de bienes y servicios realizada por otros, pero requeridas por este sector.

---

<sup>5</sup> Para una derivación detallada, véase el Apéndice.

Suponiendo que las emisiones directas de cada sector son proporcionales a su producción total, se puede obtener el vector de intensidades de emisión directas  $g$ , en los que cada elemento  $g_i$  representa la cantidad de emisiones directas de CO<sub>2</sub> liberadas para producir una unidad del sector  $i$ , y además se puede obtener el vector de intensidades de emisión  $m$ , en los que cada elemento  $m_i$  representa la cantidad de emisiones directas e indirectas de CO<sub>2</sub> liberadas a través del encadenamiento productivo para producir una unidad del sector  $i$ .

$$m' = g' \cdot (I - A)^{-1} \quad (2)$$

Así, se puede obtener un impuesto ambiental a la producción,  $\varepsilon$ , al multiplicar la intensidad de las emisiones de cada sector por un ( $\varphi$ ) precio del contaminante, expresado en USD/ton de CO<sub>2</sub>.

$$\varepsilon = \varphi \cdot g' \cdot (I - A)^{-1} \quad (3)$$

### 3. Extensión ambiental del modelo de precios de Leontief

A continuación se deriva el modelo de precios de Leontief. Sean  $p_i$ , los precios unitarios del producto del sector  $i$ , entonces el costo (en términos de insumos) de una unidad de producto del sector  $j$  es:  $\sum_{i=1}^n p_i \alpha_{ij}$ . Mientras, el valor agregado por unidad de producto  $j$ , es la diferencia entre el precio del producto y esta última cantidad (Schuschny, 2005):

$$v_j = \frac{VAB_j}{X_j} = p_j - \sum_{i=1}^n p_i \cdot \alpha_{ij} \quad (4)$$

entonces, en representación matricial:  $v = p - (p' \cdot A) \in \mathbb{R}^{n \times 1}$ , luego:

$$p = A' p + v \quad (5)$$

Resolviendo se tiene:  $p = (I - A')^{-1} \cdot v$  y considerando que:  $I - A' = (I - A)$  y  $(A')^{(-1)} = (A^{(-1)})'$ :

$$p = \left[ (I - A)^{-1} \right]' \cdot v \in \mathbb{R}^{n \times 1} \quad (6)$$

Para realizar la extensión ambiental a este modelo de precios de Leontief se sigue a Gemechu et al. (2014), quienes desagregan esta expresión en los diferentes componentes de la estructura de precios de cada sector, incorporando los impuestos *ad valorem* y los impuestos ambientales. Así, la introducción de una tasa de impuesto ambiental ( $\varepsilon_j$ ) en la estructura de precios del sector  $j$  se evalúa mediante la siguiente ecuación:

$$p_j^\varepsilon = (1 + \tau_j) \cdot (1 + \varepsilon_j) \left[ \sum_{i=1}^n p_i \cdot \alpha_{ij} + (1 + s_j) \cdot w \cdot l_j + r \cdot k_j + (1 + t_j^m) \cdot p_j^m \cdot m_j \right] \quad (7)$$

donde  $\tau_j$  es el impuesto *ad valorem* sobre la producción,  $\alpha_{ij}$  son los coeficientes técnicos de insumo-producto,  $s_j$  es la tasa de impuesto de la seguridad social pagada por el sector  $j$ ,  $w$  es el precio del trabajo (salario),  $l_j$  es el coeficiente de

la mano de obra,  $r$  es el precio del capital,  $k_j$  es el coeficiente del capital,  $t_j^m$  es la tasa *ad valorem* del arancel a las importaciones en el sector  $j$ ,  $p_j^m$  es el precio de las importaciones y  $m_j$  es el coeficiente de importaciones.

La ecuación expresada en forma matricial se puede formular de la siguiente manera:

$$(I - A^*) \cdot p^e = v \quad (8)$$

La matriz  $A^*$  es la transpuesta de la matriz de coeficientes técnicos que, debido a la existencia de los impuestos sobre la producción, presenta la siguiente estructura:

$$A^* = \begin{bmatrix} \frac{\tau_1 + \tau_1 \cdot \varepsilon_1 + \varepsilon_1}{(1 + \tau_1) \cdot (1 + \varepsilon_1)} + a_{11} & a_{21} & \dots & a_{n1} \\ a_{12} & \frac{\tau_2 + \tau_2 \cdot \varepsilon_2 + \varepsilon_2}{(1 + \tau_2) \cdot (1 + \varepsilon_2)} + a_{22} & \dots & a_{n2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ a_{1n} & a_{2n} & \dots & \frac{\tau_n + \tau_n \cdot \varepsilon_n + \varepsilon_n}{(1 + \tau_n) \cdot (1 + \varepsilon_n)} + a_{nn} \end{bmatrix} \quad (9)$$

Así, los precios sectoriales quedan expresados en términos matriciales como:

$$p^e = \left[ (I - A^*) \right]^{-1} \cdot v \quad (10)$$

A partir de este modelo de precios, es posible evaluar el efecto de un impuesto ambiental sobre diversos indicadores económicos como los descritos a continuación.

El índice de precios del consumidor *IPC* que pondera los precios de una canasta de bienes consumidos por los hogares:

$$IPC = \sum_{j=1}^n p_j \cdot \alpha_j \quad (11)$$

En este caso,  $IPC$  e  $IPC^e$  son los índices de precios del consumo antes y después de la introducción del impuesto.

El incremento de los precios también lleva a un incremento del gasto en consumo, el cual se evalúa mediante la siguiente expresión:

$$\Delta W = W - W^e = \sum_{j=1}^n p_j \cdot C_j - \sum_{j=1}^n p_j^e \cdot C_j \quad (12)$$

donde  $p_j$  y  $p_j^e$  son los precios antes y después de la introducción del impuesto medioambiental, respectivamente, y  $c_j$  es el consumo de bienes de sector  $j$  en los hogares.

Los cambios en los precios sectoriales inducidos por los impuestos también se reflejan en la producción total. Estos efectos pueden ser evaluados bajo el supuesto de que los valores monetarios de la producción sectorial, antes y después de la introducción del impuesto, se mantienen constantes en los niveles originales<sup>6</sup>. Por lo tanto, la nueva producción sectorial del sector  $j$  una vez introducido el impuesto ambiental ( $X_j^e$ ) se puede calcular como:

$$X_j^e = \frac{p_j \cdot X_j}{p_j^e} \quad (13)$$

Siguiendo este razonamiento, las nuevas emisiones totales de CO<sub>2</sub> están dadas por:

$$E_j^e = e \cdot X_j^e \quad (14)$$

Por último, la recaudación fiscal del impuesto ( $R$ ), es evaluada por la siguiente expresión:

$$R = \sum_{j=1}^n \epsilon_j \cdot p_j^e \cdot X_j^e \quad (15)$$

#### 4. Datos económicos y ambientales

Se utiliza en esta investigación la matriz de insumo-producto 2010 (MIP 2010) de la economía chilena (fuente: Banco Central de Chile). El año base estuvo determinado por la disponibilidad más reciente al momento de desarrollarse el estudio, notando que en general las MIP son desarrolladas con bastante desfase temporal debido a los altos requerimientos de información de consumo intersectorial<sup>7</sup>.

Esta matriz tiene un nivel de desagregación de 111 actividades económicas, las cuales fueron agrupadas en 34 sectores para hacer más manejable la presentación de los resultados. Los sectores utilizados son: Agropecuario, Silvícola, Acuicultura, Pesca, Carbón, Petróleo y gas, Cobre, Resto de la

---

<sup>6</sup> Este supuesto implica que la elasticidad precio de la demanda es igual a -1, el cual permite obtener el cambio en la cantidad transada en cada uno de los 34 sectores económicos analizados. Cabe destacar que bajo este supuesto existiría una sobreestimación del cambio en la producción en aquellos sectores con demanda inelástica y una subrepresentación en los sectores con demanda elástica, aunque si se dispusiera de las elasticidades precio de la demanda para cada uno de estos sectores el supuesto podría levantarse fácilmente. Además, este valor es coincidente con la elasticidad del gasto en el sistema de demanda LES (linear expenditure system) estimado por Nganou (2004) y que ha sido usado en la literatura para calibrar modelos CGE.

<sup>7</sup> En Chile se han elaborado MIP para los años 1986, 1996, 2003 y 2008. El año 2015 el Banco Central dejó disponible on line las MIP del año 2009 y 2010 (las cuales posteriormente fueron descolgadas de su sitio web). Esta última matriz fue la utilizada en el presente estudio.



minería, Industria alimentaria, Textil y cuero, Maderas, Celulosa, Combustible, Industria química, Minería no metálica, Industria de metales básicos, Industria metalmeccánica, Muebles, Otras industrias, Eléctrico, Agua, Construcción, Comercio y hoteles, Transporte de pasajeros, Transporte, Telecomunicaciones, Servicios financieros, Servicios, Administración pública, Educación pública, Educación privada, Salud pública, Salud privada, y Otros servicios (cuadro 1).

El año base utilizado para este estudio debe ser considerado como una referencia para evaluar las simulaciones, pero no necesariamente representativo de la situación actual o futura, ya que esta depende de diversas variables, como por ejemplo los precios relativos de las distintas fuentes energéticas, las precipitaciones anuales, la demanda de energía y las políticas energéticas del país que están fomentando la incorporación de fuentes de energía renovables no convencionales. En este sentido, se puede mencionar que, de acuerdo a las estadísticas oficiales del INE, la generación térmica (carbón y ciclo combinado) representó en el año 2010 el 65,8% de la generación eléctrica total en el país, mientras la hidráulica alcanzó al 33,8% y la eólica al 0,4%. No obstante, la presencia de las energías renovables no convencionales está aumentando su participación, ya que según los datos más recientes de la Asociación de Empresas Generadoras de Electricidad de Chile durante el año 2014 la generación termoeléctrica representó 62,9%, la hidroeléctrica 31,9%, la eólica 3,7% y la solar 1,4%.

De acuerdo con los objetivos del estudio, el único contaminante incluido en el análisis es el CO<sub>2</sub>, por lo cual las emisiones de CO<sub>2</sub> para los 34 sectores económicos se estimaron a partir de datos de uso de combustibles extraídos de diversas fuentes de información.

Las emisiones de CO<sub>2</sub> de los sectores Administración pública, Carbón, Celulosa, Cobre, Comercio y hoteles, Eléctrico, Industria de metales básicos, Industria química, Minería no metálica, Pesca, Petróleo y gas, Resto de la minería, Transporte y Transporte de pasajeros se obtuvieron del Balance Nacional Energético (BNE) 2010, que resume la información relativa a producción, importación, exportación, transformación y consumo de energía. Las emisiones de CO<sub>2</sub> del sector Resto de la minería se obtuvo agregando los consumos de combustible de los sectores Salitre, Hierro y Minas varias. Además, el BNE reporta las emisiones agregadas de Transporte (Transporte y Transporte de pasajeros), por lo que se desagregaron estas emisiones en base al consumo intermedio de combustible del sector Transporte y del sector Transporte de pasajeros reportados en la MIP 2010.

Otra fuente utilizada para la estimación de emisiones fue el uso de combustibles reportado en la Encuesta Nacional Industrial Anual (ENIA) 2010. Las declaraciones de uso de combustible fueron chequeadas y corregidas en el caso de datos atípicos reportados por algunas empresas, para ello se verificaron las cantidades y unidades de medida de los combustibles a partir del promedio sectorial. Así fueron obtenidas, las emisiones de CO<sub>2</sub> del sector Textil y cuero, Industria metalmeccánica, Industria alimentaria e Industria de la madera.

Para los sectores Agropecuario y Silvícola, los datos de emisión de CO<sub>2</sub> se estimaron a partir del uso de combustible, y también del informe “Complementos y Actualización del Inventario de Gases de Efecto Invernadero (GEI) para Chile en los sectores de Agropecuario, Uso del suelo, Cambio de uso del suelo y silvicultura, y Residuos antrópicos” elaborado por el Instituto de Investigaciones Agropecuarias (INIA) del Ministerio de Agricultura, junto a la Comisión Nacional del Medio Ambiente.

**Cuadro 1**

**Estimación de los datos de emisión de CO<sub>2</sub>**

Sector	Fuente	Emisiones de CO <sub>2</sub> (ton)
Agropecuario	Gasto en combustible, MIP 2010	216.891
Silvícola	Gasto en combustible, MIP 2010	18.919
Acuicultura	Gasto en combustible, MIP 2010	10.194
Pesca	BNE	875.035
Carbón	Gasto en combustible, MIP 2010	1.889
Petróleo y gas	BNE	467.332
Cobre	BNE	4.710.573
Resto de la minería	BNE	3.204.414
Industria alimentaria	ENIA	2.212.912
Textil y cuero	ENIA	52.272
Maderas	ENIA	72.888
Celulosa	BNE	541.381
Combustible	Gasto en combustible, MIP 2010	170.320
Industria química	BNE	469.144
Minería no metálica	BNE	990.137
Industria de metales básicos	BNE	474.148
Industria metal mecánica	ENIA	223.771
Muebles	ENIA	10.302
Otras industrias	ENIA	74.557
Eléctrico	BNE	30.234.093
Agua	Gasto en combustible, MIP 2010	10.186
Construcción	Gasto en combustible, MIP 2010	875.035
Comercio y hoteles	BNE	1.611.724
Transporte de pasajeros	BNE	8.974.697
Transporte	BNE	15.184.834
Telecomunicaciones	Gasto en combustible, MIP 2010	115
Servicios financieros	Gasto en combustible, MIP 2010	9.265
Servicios	Gasto en combustible, MIP 2010	128.892
Administración pública	BNE	58.388
Educación pública	Gasto en combustible, MIP 2010	19.561
Educación privada	Gasto en combustible, MIP 2010	18.257
Salud pública	Gasto en combustible, MIP 2010	34.146
Salud privada	Gasto en combustible, MIP 2010	36.381
Otros servicios	Gasto en combustible, MIP 2010	60.229

Fuente: Elaboración propia.



Debido a falta de información, las emisiones de los sectores Acuicultura, Agua, Combustible, Construcción, Educación pública, Educación privada, Salud pública, Salud privada, Servicios, Servicios financieros, Telecomunicaciones y Otros servicios se estimaron a partir del uso de combustible dado por el consumo intermedio de la MIP para cada uno de estos sectores.

En el cuadro 1 se reportan los sectores económicos con su respectiva estimación de emisiones de CO<sub>2</sub>. De acuerdo con estos datos, el sector Eléctrico aporta 42% de las emisiones totales.

Según el procedimiento descrito, las emisiones de CO<sub>2</sub> para el año 2010 en Chile alcanzaban a 72.052.881 toneladas, valor muy similar al reportado por las estadísticas del Banco Mundial, de 72.258.200 toneladas (valor no desagregado a nivel sectorial).

### III. RESULTADOS

#### 1. Análisis de impacto ambiental por encadenamiento productivo

Al dividir las emisiones totales de CO<sub>2</sub> sectoriales por el respectivo valor de la producción sectorial se puede obtener la intensidad de las emisiones directas por peso producido en cada sector económico. Luego, utilizando la matriz inversa de Leontief es posible obtener las emisiones directas e indirectas de ese sector, asumiendo que se incrementa su demanda final en una unidad monetaria. Sin embargo, por el bajo valor de estos indicadores, para efectos de presentación y análisis se optó por considerar el escenario donde la demanda final de los sectores experimenta un aumento de mil millones de pesos (cuadro 2).

Los sectores que producirían el mayor impacto directo en las emisiones de CO<sub>2</sub> en el año 2010 sobre el medio ambiente son Eléctrico, Petróleo y gas, Transporte de pasajeros, Transporte y Resto de la minería (este resultado se genera porque son los sectores que poseen mayor intensidad de CO<sub>2</sub> relativa al valor de su producción). En tanto, aquellos sectores con mayor impacto indirecto son Eléctrico, Agua, Minería no metálica, Celulosa y maderas. Este resultado se genera no solo porque son sectores que emiten más CO<sub>2</sub> relativo al valor de su producción, sino también porque, de acuerdo con sus funciones de producción tipo Leontief, requieren mayor utilización de insumos que provienen de los sectores más contaminantes, o bien a la vez, los insumos que requieren poseen funciones de producción que también utilizan insumos contaminantes). Finalmente, los sectores con mayor impacto total para las emisiones de CO<sub>2</sub> son Eléctrico, Transporte de pasajeros, Petróleo y gas, Agua y Resto de la minería. Una implicancia de estos resultados para la política ambiental es que la priorización de los sectores más contaminantes debe basarse no solo en las emisiones directas, ya que pueden ocultar una fuerte emisión indirecta.

Por ejemplo, si el sector Eléctrico experimenta un aumento en su demanda final de mil millones de pesos, los efectos directos e indirectos generados por el encadenamiento productivo sobre todos los sectores de la economía se traducirían en un aumento de 5.906 toneladas de CO<sub>2</sub> (3.394 toneladas directas y 2.513 toneladas indirectas).



**Cuadro 2**

**Emisiones de CO<sub>2</sub> por sector económico dado un incremento en la demanda de MM \$1.000**  
(toneladas)

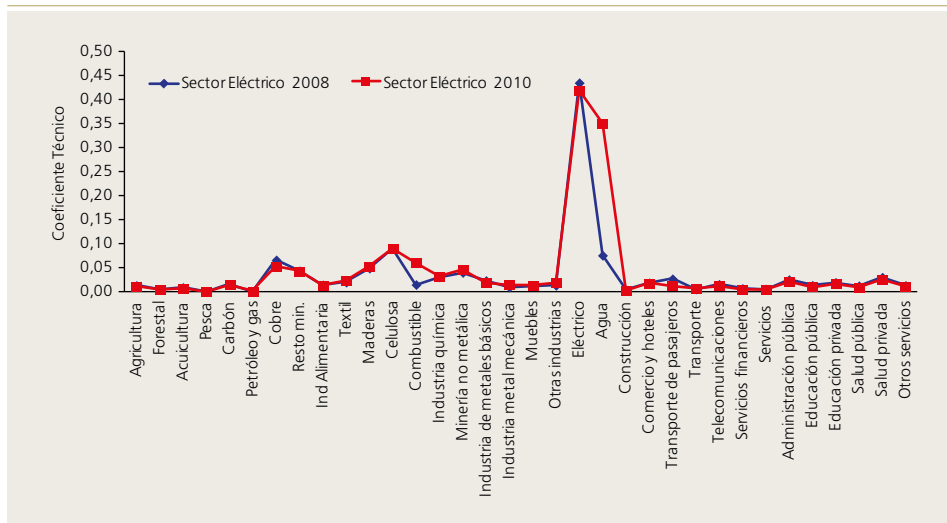
Sector /Emisiones	Directas	Indirectas	Total
Agropecuario	34	262	296
Silvícola	24	247	270
Acuicultura	9	565	574
Pesca	1.159	142	1302
Carbón	147	267	414
Petróleo y gas	3.204	183	3387
Cobre	198	426	624
Resto de la minería	1.387	394	1781
Industria alimentaria	163	424	586
Textil y cuero	48	325	374
Maderas	45	707	752
Celulosa	190	812	1003
Combustible	57	529	587
Industria química	84	427	511
Minería no metálica	713	863	1576
Industria de metales básicos	295	544	838
Industria metal mecánica	40	219	259
Muebles	22	354	376
Otras industrias	72	421	493
Eléctrico	3.394	2513	5906
Agua	13	2332	2346
Construcción	59	265	324
Comercio y hoteles	75	351	426
Transporte de pasajeros	3.164	295	3459
Transporte	1.389	262	1651
Telecomunicaciones	0	169	169
Servicios financieros	1	89	90
Servicios	4	90	94
Administración pública	8	202	211
Educación pública	5	126	131
Educación privada	7	179	187
Salud pública	12	154	166
Salud privada	11	268	279
Otros servicios	15	161	176
<b>Promedio sectorial</b>	<b>472</b>	<b>458</b>	<b>930</b>

Fuente: Elaboración propia.

Estos resultados no deberían ser muy sensibles al año base escogido, ya que se asocian a la tecnología de producción de cada sector económico, la cual no sufre grandes transformaciones de un año a otro. Esto fue validado al comparar los coeficientes técnicos obtenidos a partir de la MIP 2010 y la MIP 2008, período en el cual hubo un fuerte cambio en los precios relativos de los hidrocarburos (gráfico 1).

Gráfico 1

## Coeficientes técnicos de funciones de producción Leontief del Sector Eléctrico años 2008 y 2010



Fuente: Elaboración propia.

## 2. Simulación de tasas de impuesto al CO<sub>2</sub>

Se simularon cinco valores de impuesto para las emisiones de CO<sub>2</sub>: 1 USD/ton (cerca del más bajo impuesto aplicado en el mundo), 5 USD/ton (valor del impuesto que se aplicará en Chile en el 2017), 10 USD/ton (nivel medio-bajo de los impuestos aplicados en el mundo), 30 USD/ton (nivel medio-alto de los impuestos aplicados en el mundo) y 130 USD/ton (el impuesto al CO<sub>2</sub> más alto aplicado en el mundo). Con estos valores, posteriormente se estima la tasa de impuesto ambiental asociada a la intensidad de las emisiones de CO<sub>2</sub> del sector eléctrico, las que corresponden a 0,35%, 1,75%, 3,50%, 10,50% y 45,49%, respectivamente.

Estas tasas tan altas obtenidas para el sector Eléctrico se explican porque el año 2010 aproximadamente 72% de la matriz energética primaria de Chile dependía de petróleo crudo, carbón y gas natural. Además, en el año 2010 62% de los proyectos en construcción eran térmicos y 94% de la capacidad térmica en construcción era a carbón. Cabe recordar que la tasa de impuesto ambiental asociada a la intensidad de emisiones se refiere al porcentaje del precio del producto que tiene que pagar efectivamente un sector por el impuesto ambiental. Y se obtiene de la multiplicación entre el precio del impuesto (por ejemplo 5 USD/ton) y las emisiones totales por unidad de producción.

**Cuadro 3****Variación en los precios de producción debida al pago de impuesto a las emisiones de CO<sub>2</sub> del sector Eléctrico**

(porcentaje)

Sector	1 USD	5 USD	10 USD	30 USD	130 USD
Agropecuario	0,011	0,057	0,115	0,365	2,245
Silvícola	0,006	0,031	0,063	0,202	1,240
Acuicultura	0,013	0,065	0,132	0,418	2,570
Pesca	0,006	0,029	0,059	0,187	1,152
Carbón	0,000	0,002	0,004	0,012	0,075
Petróleo y gas	0,000	0,001	0,002	0,005	0,033
Cobre	0,026	0,132	0,268	0,853	5,247
Resto de la minería	0,022	0,111	0,226	0,717	4,412
Industria alimentaria	0,013	0,068	0,137	0,435	2,676
Textil y cuero	0,013	0,066	0,135	0,428	2,630
Maderas	0,027	0,136	0,275	0,875	5,380
Celulosa	0,040	0,204	0,414	1,314	8,083
Combustible	0,014	0,069	0,140	0,446	2,743
Industria química	0,014	0,069	0,139	0,443	2,725
Minería no metálica	0,024	0,123	0,250	0,796	4,893
Industria de metales básicos	0,012	0,061	0,125	0,396	2,435
Industria metal mecánica	0,007	0,036	0,073	0,231	1,422
Muebles	0,013	0,065	0,132	0,419	2,577
Otras industrias	0,015	0,078	0,158	0,502	3,089
Eléctrico	0,623	3,150	6,387	20,293	124,819
Agua	0,067	0,338	0,685	2,176	13,386
Construcción	0,008	0,038	0,077	0,245	1,506
Comercio y hoteles	0,012	0,060	0,122	0,388	2,387
Transporte de pasajeros	0,009	0,047	0,096	0,305	1,876
Transporte	0,007	0,034	0,069	0,218	1,342
Telecomunicaciones	0,009	0,047	0,094	0,300	1,845
Servicios financieros	0,004	0,020	0,040	0,126	0,777
Servicios	0,004	0,021	0,043	0,137	0,841
Administración pública	0,012	0,062	0,126	0,399	2,456
Educación pública	0,007	0,035	0,070	0,223	1,372
Educación privada	0,010	0,049	0,099	0,315	1,937
Salud pública	0,007	0,037	0,075	0,240	1,474
Salud privada	0,017	0,085	0,171	0,545	3,350
Otros servicios	0,008	0,039	0,079	0,250	1,539

Fuente: Elaboración propia.



### 3. Incremento de los precios sectoriales

El detalle de la variación de los precios de todos los sectores debida a un impuesto de 1, 5, 10, 30 y 130 USD/ton de CO<sub>2</sub> en el sector Eléctrico se muestra en el cuadro 3. Para interpretar los resultados se puede tomar el caso de un impuesto de 5 USD, el cual provoca un aumento generalizado en los precios de todos los sectores de la economía. El incremento más alto en los precios se da en el mismo sector Eléctrico (3,15%), seguido del sector Agua (0,34%), Celulosa (0,20%), Maderas (0,14%) y Cobre (0,13%). La variación de los precios para estos sectores se explica por los altos requerimientos de insumos que estos sectores realizan al sector Eléctrico. Para explicar económicamente estos resultados, podemos mencionar que los sectores Eléctrico, Agua, Celulosa, Maderas y Cobre destinan respectivamente 84,3%, 51,6%, 16,5%, 6,9% y 17,3% de su consumo intermedio a pago de insumos del sector Eléctrico, así cualquier incremento en el precio de la electricidad se traspasa directamente a estos sectores. Adicionalmente, los sectores Maderas, Eléctrico y Celulosa se caracterizan por tener un encadenamiento productivo hacia atrás superior al promedio sectorial de la economía chilena, por lo cual son fuertes demandantes de insumos de otros sectores, lo que estimula el consumo eléctrico de forma indirecta.

### 4. Efectos en indicadores económicos y ambientales

A partir de los resultados previos, es posible estimar los efectos de la introducción del impuesto ambiental sobre otros indicadores, tales como el índice de precios al consumidor, el gasto privado en consumo, los ingresos tributarios totales y la reducción de las emisiones. Específicamente, para estimar el cambio en el IPC se pondera la participación sectorial en el consumo privado (obtenido de Cuentas Nacionales) por los precios sectoriales antes y después de aplicar el impuesto al CO<sub>2</sub>; el cambio en el gasto privado se obtiene de multiplicar el consumo privado sectorial por el cambio en los precios antes y después del impuesto; la recaudación tributaria se obtiene de simular la nueva producción sectorial una vez que se aplica el impuesto multiplicada por la intensidad de emisiones de CO<sub>2</sub> y por el impuesto en USD/ton. Finalmente, la reducción de emisiones se obtiene de multiplicar el cambio en la producción antes y después del impuesto por la intensidad de emisiones.

Por ejemplo, un impuesto ambiental de 5 USD/ton de CO<sub>2</sub> en el sector Eléctrico provoca un aumento en el IPC de 0,13%. También provoca un aumento en el gasto de consumo \$80.915 millones, afectando negativamente a los hogares. No obstante, genera una recaudación fiscal de \$155.882 millones, lo que equivale a 0,14% del PIB para el año 2010.

El cuadro 4 muestra resultados relevantes desde el punto de vista de las políticas ambientales. Por ejemplo, se observa que, bajo un impuesto de 5 USD/ton de CO<sub>2</sub> sobre el sector eléctrico, tal como el incorporado en la reciente reforma tributaria chilena del 2014, la reducción de emisiones sería de solo 1,32%, muy por debajo de la meta a la cual se ha comprometido Chile de reducir en 30% las emisiones de CO<sub>2</sub> al año 2030. Por lo cual se concluye que, sin medidas de eficiencia energética, solo

se lograría alcanzar la meta de reducción bajo la aplicación de impuestos cercanos a 130 USD/ton, cuyo valor es el más alto aplicado en el mundo (específicamente, en Suecia). Sin embargo, una tasa de impuesto tan alta generaría un fuerte aumento en el precio de la electricidad (124,8%) y el IPC (4,96%).

Al comparar los resultados con otros estudios similares, se observan algunas diferencias en los sectores más afectados por el impuesto, debido a la diferente estructura económica entre países. Por ejemplo, Llop y Pié (2008), al simular un impuesto de 10% sobre el sector Eléctrico, obtienen un incremento de 4,7% en el sector Energía eléctrica, gas y agua, 3,8% en el sector Productos de energía, Minerales, Coque, petróleo y combustibles, 1,8% en el sector de Otros productos minerales no metálicos y 0,92% en el sector Transporte y telecomunicaciones, y además, un incremento de 0,5% en el IPC. Gemechu et al. (2014), al simular un impuesto ambiental de 6,1% sobre el sector Producción y distribución de electricidad, obtienen un incremento de los precios de este sector de 7,6%. Otros sectores afectados son Transporte por ferrocarril, Fabricación de cemento, Otras industrias extractivas y Elaboración de otros minerales no metálicos, y además, bajo este escenario el IPC se elevaría en 0,2%.

Cabe destacar que los resultados obtenidos con la metodología insumo-producto se basan en el supuesto de coeficientes técnicos fijos, lo que implica la imposibilidad de sustitución hacia insumos energéticos menos contaminantes. Por ello, los impactos estimados de un impuesto al CO<sub>2</sub> con el modelo de precios de Leontief no deberían ser interpretados como el efecto de largo plazo sobre la economía chilena, ya que para evaluar este horizonte temporal se requeriría utilizar un modelo CGE con precios endógenos y sustitución de insumos energéticos. En este caso, para los impuestos más altos muy probablemente se observaría un incremento en los precios relativos de actividades intensivas en el uso energético, una sustitución del carbón por otros combustibles fósiles menos contaminantes y un incremento en el uso de energía de fuentes renovables. No obstante, este tipo de modelos también tienen limitaciones ya que los impactos estimados tienden a ser sensibles a las elasticidades de sustitución, con las cuales se calibra la función de producción del sector Energía.

#### Cuadro 4

### Variables económicas y ambientales de un impuesto a emisiones de CO<sub>2</sub> en el sector Eléctrico

Indicador/ Impuesto (USD)	1	5	10	30	130
Variación del IPC (%)	0,02	0,13	0,25	0,81	4,96
Incremento en el gasto (W) (millones de pesos)	16.007	80.915	164.087	521.352	3.206.720
Recaudación total (R) (millones de pesos)	31.176	155.882	311.763	935.290	4.052.924
Variación en las emisiones de CO <sub>2</sub> (%)	-0,27	-1,32	-2,59	-7,30	-24,65

Fuente: Elaboración propia.



#### IV. CONCLUSIONES

En este trabajo se evalúa diversas tasas de impuesto al sector Eléctrico por tonelada emitida de CO<sub>2</sub>. El objetivo es determinar si este instrumento económico permitiría cumplir los compromisos internacionales a los cuales se ha comprometido Chile en cuanto a la reducción de sus emisiones de gases de efecto invernadero.

Los resultados sugieren que un impuesto ambiental no podría garantizar la ausencia de *trade-off* entre objetivos ambientales y económicos. Por ejemplo, un impuesto de 5 USD/ton sobre el sector Eléctrico, como el que ha sido recientemente incorporado en la reforma tributaria del 2014, generaría una disminución en las emisiones de CO<sub>2</sub> de 1,32%, pero incrementaría el gasto en \$80.946 millones, por el efecto del impuesto ambiental sobre los precios, elevando el gasto en consumo. Mientras, si se opta por una política ambiental agresiva, se requiere que el monto del impuesto esté en el rango de los impuestos más altos aplicados en el mundo. Bajo un impuesto de 130 USD/ton en el sector Eléctrico, las emisiones de CO<sub>2</sub> en Chile se reducirían en 24,65%, elevando los precios de la electricidad en 124,8%, y el IPC en 4,96%.

Es importante destacar que los resultados presentados en esta investigación deben ser considerados en un horizonte de corto plazo de acuerdo con las limitaciones del modelo, ya que este no considera la dinámica temporal, funciones de comportamiento de los agentes económicos, mecanismos de interacciones de mercado vía precios, ni opción de sustitución de diferentes insumos energéticos que son características atractivas de los modelos CGE. Sin embargo, sorprendentemente los resultados de este modelo intersectorial concuerdan con estimaciones realizadas por Vera y Sauma (2015), quienes utilizan un sofisticado modelo de optimización dinámico llamado OSE2000<sup>8</sup> que simula el Sistema Interconectado Central. Este estudio determina que un impuesto de 5 USD/ton elevaría el costo marginal de la electricidad en 3,4% y reduciría las emisiones en 1%<sup>9</sup>. Una conclusión similar sobre el escaso efecto sobre la reducción de emisiones obtienen Mardones y Flores (2017), quienes determinan que un impuesto de 5 USD/ton sobre las fuentes industriales con potencia térmica mayor de 50 MW no reducía sus emisiones y, además, que si el impuesto se amplía a cualquier fuente industrial independientemente de su potencia, la reducción llegaría solo a 3,3% de las emisiones.

---

<sup>8</sup> OSE2000 es el modelo oficial usado por la Comisión Nacional de Energía para optimizar la operación del Sistema Interconectado Central y el Sistema Interconectado del Norte Grande.

<sup>9</sup> Lo cual refleja la utilidad del método propuesto en este estudio, y, además, por su simplicidad permite fácilmente replicar los resultados.

## REFERENCIAS

---

- Allan, G., P. Lecca, P. McGregor y K. Swales (2014). “The Economic and Environmental Impact of a Carbon Tax for Scotland: A Computable General Equilibrium Analysis”. *Ecological Economics* 100: 40–50.
- Banco Mundial (2015). *State and Trends of Carbon Pricing 2015*. Washington, DC: Banco Mundial.
- Cornwell, A. y J. Creedy (1996). “Carbon Taxation, Prices and Inequality in Australia”. *Fiscal Studies* 3: 39–61.
- Cruz, L. y E. Barata (2008). “Economic Responsibility for CO<sub>2</sub> Emissions. Input-Output and Environment”. Presentado en “International Input-Output Meeting on Managing the Environment”. Sevilla, España, 9 al 11 de julio.
- Espinoza, C. y J. Fornero (2014). “Welfare Analysis of an Optimal Carbon Tax in Chile”. *Revista de Análisis Económico* 29(2): 75-111.
- Galetovic, A. y C. Muñoz (2013). “Wind, Coal, and the Cost of Environmental Externalities”. *Energy Policy* 62: 1385–91.
- Gallardo, A. y C. Mardones (2013). “Environmentally Extended Social Accounting Matrix for Chile”. *Environment, Development and Sustainability* 15: 1099–127.
- Gemechu, E., I. Butnar, M. Llop y F. Castells (2014). “Economic and Environmental Effects of the CO<sub>2</sub> Taxation: An Input-Output Analysis for Spain”. *Journal of Environmental Planning and Management* 57(5): 751–68.
- Golosov, M., J. Hassler, P. Krusell y A. Tsyvinski (2014). “Optimal Taxes on Fossil Fuel in General Equilibrium”. *Econometrica* 82(1): 41–88.
- Guerra, A. y F. Sancho (2010). “Measuring Energy Linkages with the Hypothetical Extraction Method: An Application to Spain”. *Energy Economics* 32: 831-7.
- Labandeira, X. y J.M. Labeaga (1999). “Combining Input–Output Analysis and Microsimulation to Assess the Effects of Carbon Taxation on Spanish Households”. *Fiscal Studies* 20: 305–20.
- Labandeira, X. y J.M. Labeaga (2002). “Estimation and Control of Spanish Energy-Related CO<sub>2</sub> Emissions: An Input–Output Approach”. *Energy Policy* 30(7): 597–611.
- Limmeechokchai, B. y P. Suksuntornsiri (2007). “Embedded Energy and Total Greenhouse Gas Emissions in Final Consumptions within Thailand”. *Renewable and Sustainable Energy Reviews* 11: 259-81.



- Liu, Y. y Y. Lu (2015). “The Economic Impact of Different Carbon Tax Revenue Recycling Schemes in China: A Model-Based Scenario Analysis”. *Applied Energy* 141: 96–105.
- Llop, M. y L. Pié (2008). “Input-Output Analysis of Alternative Policies Implemented on the Energy Activities: An Application for Catalonia”. *Energy Policy* 36: 1642–48.
- Llop, M. y R. Tol (2013). “Decomposition of Sectoral Greenhouse Gas Emissions: A Subsystem Input-Output Model for the Republic of Ireland”. *Journal of Environmental Planning and Management* 56(9): 1316–31.
- Mardones, C. y B. Flores (2017). “Evaluation of a CO<sub>2</sub> Tax in Chile: Emissions Reduction or Design Problems? *Latin American Research Review* (forthcoming).
- Muñoz, T. y C. Mardones (2016). “Simulation of a CO<sub>2</sub>eq Tax to Mitigate Impacts from Chilean Agricultural and Livestock Sectors on Climate Change”. *Agrociencia* 50(3): 271–85.
- Nganou, J. (2004). “Estimating the Key Parameters of the Lesotho CGE Model”. Conferencia internacional “Input-Output and General Equilibrium: Data, Modeling, and Policy Analysis”. Brussels, Bélgica, septiembre.
- Nordhaus, W. (1991). “To Slow or Not to Slow: The Economics of the Greenhouse Effect”. *The Economic Journal* 101: 920–37.
- Nordhaus, W. y J. Boyer (1999). “Requiem for Kyoto: An Assessment of the Economics of the Kyoto Protocol”. *The Energy Journal* (número especial): 93–130.
- Nordhaus, W. (2007). *The Challenge of Global Warming: Economic Models and Environmental Policy*, vol. 4. Yale University.
- Schuschny, A. (2005). “Tópicos sobre el Modelo de Insumo-Producto: Teoría y Aplicaciones. Serie Estudios estadísticos y prospectivos N°37, Cepal.
- Symons, E., J.L.R. Proops y P. Gay (1994). “Carbon Taxes, Consumer Demand and Carbon Dioxide Emissions: A Simulation Analysis for the UK”. *Fiscal Studies* 2: 19–43.
- Solaymani, S., R. Karadooni, S.B. Yusoff y F. Kari (2015). “The Impacts of Climate Change Policies on the Transportation Sector”. *Energy* 81: 719–28.
- Vera, S. y E. Sauma (2015). “Does a Carbon Tax Make Sense in Countries with Still a High Potential for Energy Efficiency? Comparison between the Reducing-Emissions Effects of Carbon Tax and Energy Efficiency Measures in the Chilean Case”. *Energy* 88: 478–88.
- Tol, R. (2011). “The Social Cost of Carbon”. *Annual Review of Resource Economics* 3: 419–43.



## APÉNDICE

Las matrices de insumo-producto (MIP) se definen como un conjunto integrado de matrices que presentan el equilibrio entre la oferta y utilización de bienes y servicios de una economía.

Cuadro A.1

### Matriz insumo-producto

	Prod. 1	...	Prod. j	...	Prod. n	Cons.	Inv.	Gasto Gov.	$\Delta$ Exist.	Expo.	VBP
Prod.1	$X_{11}$	...	$X_{1j}$	...	$X_{1n}$	$C_1$	$I_1$	$G_1$	$Z_1$	$E_1$	$X_1$
$\vdots$	$\vdots$		$\vdots$		$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
Prod.i	$X_{i1}$	...	$X_{ij}$	...	$X_{in}$	$C_i$	$I_i$	$G_i$	$Z_i$	$E_i$	$X_i$
$\vdots$	$\vdots$		$\vdots$		$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
Prod.n	$X_{n1}$	...	$X_{nj}$	...	$X_{nn}$	$C_n$	$I_n$	$G_n$	$Z_n$	$E_n$	$X_n$
Prod.1	$M_{11}$	...	$M_{1j}$	...	$M_{1n}$	$C_1^M$	$I_1^M$	$G_1^M$	$Z_1^M$	$E_1^M$	$M_1^{Total}$
$\vdots$	$\vdots$		$\vdots$		$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
Prod.i	$M_{i1}$	...	$M_{ij}$	...	$M_{in}$	$C_i^M$	$I_i^M$	$G_i^M$	$Z_i^M$	$E_i^M$	$M_i^{Total}$
$\vdots$	$\vdots$		$\vdots$		$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
Prod.n	$M_{n1}$	...	$M_{nj}$	...	$M_{nn}$	$C_n^M$	$I_n^M$	$G_n^M$	$Z_n^M$	$E_n^M$	$M_n^{Total}$
Salarios	$S_1$	...	$S_j$	...	$S_n$						$\Sigma S_i$
Beneficios	$B_1$	...	$B_j$	...	$B_n$						$\Sigma B_i$
Amortizac.	$A_1$	...	$A_j$	...	$A_n$						$\Sigma A_i$
Impptos.-Subvenc.	$T_1 - Sb_1$	...	$T_j - Sb_j$	...	$T_n - Sb_n$						$\Sigma(T_i - Sb_i)$
VBP (insumos)	$X_1$	...	$X_j$	...	$X_n$						

Fuente: Schuschny (2005).

donde:

$X_j$  es el valor de la producción del sector  $j$ -ésimo;

$X_{ij}$  es el valor de la producción que el sector  $j$ -ésimo compra al sector  $i$ -ésimo;

$M_{ij}$  es el valor de las importaciones de insumos intermedios del sector  $i$ -ésimo, que compra el sector  $j$ -ésimo;

$S_j$  son los costos en salarios, remuneraciones y seguridad social pagados por el sector  $j$ -ésimo;

$B_j$  son los beneficios y excedentes de explotación del sector  $j$ -ésimo;

$A_j$  son las amortizaciones y el consumo de capital fijo del sector  $j$ -ésimo;

$T_j$  son los impuestos pagados por el sector  $j$ -ésimo;

$Sb_j$  las subvenciones y subsidios especiales recibidos por el sector  $j$ -ésimo.

$C_i$  es el valor de la producción nacional del sector  $i$ -ésimo vendida para consumo final;

$I_i$  es el valor de la producción nacional del sector  $i$ -ésimo vendida para inversión;

$G_i$  es el valor de la producción nacional del sector  $i$ -ésimo vendida al sector público;

$Z_i$  es el valor de la producción nacional del sector  $i$ -ésimo destinado a inventarios;

$E_i$  es el valor de la producción nacional del sector  $i$ -ésimo exportada;

$C_i^M$  es el valor de la producción importada del sector  $i$ -ésimo vendida para consumo final;

$I_i^M$  es el valor de la producción importada del sector  $i$ -ésimo vendida para inversión;

$G_i^M$  es el valor de la producción importada del sector  $i$ -ésimo vendida al sector público;

$Z_i^M$  es el valor de la producción importada del sector  $i$ -ésimo destinado a inventarios, y

$E_i^M$  es el valor de la producción importada del sector  $i$ -ésimo que posteriormente se exporta.

Para generar el modelo insumo-producto de Leontief es necesario definir  $a_{ij}$  —denominado coeficiente técnico— el cual registra la necesidad de insumo de cada sector para producir una unidad de producto de dicho sector, entonces el nivel de producción que el sector  $i$ -ésimo vende al  $j$ -ésimo ( $X_{ij}$ ) es una proporción constante del nivel de producción del sector  $j$ -ésimo ( $X_j$ ):

$$X_{ij} = a_{ij} \cdot X_j \quad 1 \leq i \leq n, \quad 1 \leq j \leq n \quad (\text{A1})$$

Luego, se supone que los componentes de la demanda final neta de importaciones ( $y_i$ ) que incluyen consumo, inversión, gasto del gobierno y exportaciones, son las  $n$  variables exógenas. Entonces, el modelo insumo-producto de Leontief se puede representar de forma matricial como:

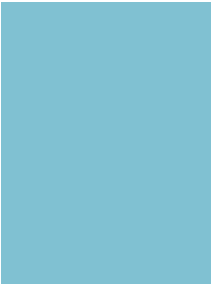
$$x = A \cdot x + y \quad x \in \mathbb{R}^{n \times 1} \quad A \in \mathbb{R}^{n \times n} \quad y \in \mathbb{R}^{n \times 1} \quad (\text{A2})$$

cuyos componentes son:

$$x \equiv \begin{pmatrix} X_1 \\ \vdots \\ X_n \end{pmatrix}; \quad A \equiv \begin{pmatrix} a_{11} & \dots & a_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{n1} & \dots & a_{nn} \end{pmatrix}; \quad y \equiv \begin{pmatrix} X_1 \\ \vdots \\ X_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} C_1 + I_1 + G_1 + Z_1 + E_1 \\ \vdots \\ C_n + I_n + G_n + Z_n + E_n \end{pmatrix} \quad (\text{A3})$$

Finalmente, con algebra matricial se obtiene la expresión del modelo insumo-producto de Leontief:

$$x = (I - A)^{-1} \cdot y \equiv B \cdot y \quad (\text{A4})$$



Cada elemento  $b_{ij}$  de la matriz  $B$  representa la variación en el valor de la producción del sector  $i$ -ésimo como consecuencia de la variación de la demanda final del sector  $j$ -ésimo. Estos coeficientes capturan los efectos directos e indirectos, ya que el aumento de la demanda final del sector afectado deberá impactar no solo sobre su propia producción, sino también sobre los demás sectores que lo abastecen de insumos; luego, se generarían rondas adicionales de incremento en la producción sectorial para abastecer la nueva demanda derivada, y así sucesivamente.



---

## ACCESO A LA EDUCACIÓN SUPERIOR ¿TIENE UN EFECTO DISUASIVO SOBRE EL CRIMEN JUVENIL? EVIDENCIA PARA CHILE\*

Nicolás Rivera G.\*\*

### I. INTRODUCCIÓN

El estudio de las denominadas “conductas riesgosas” de los jóvenes ha sido objeto de creciente interés en la literatura económica, debido a que estas causan daños irreparables en la población, que incluso podrían extenderse a la adultez<sup>1</sup>. Sus consecuencias son directas y costosamente reversibles, impactando negativamente las futuras oportunidades laborales de quienes las realizan y, por ende, su bienestar económico.

Diversos artículos académicos empíricos para Estados Unidos explican el rol de los incentivos económicos y regulatorios en la decisión de los jóvenes respecto de beber alcohol y conducir, fumar, usar drogas, actividad sexual desprotegida, y comportamiento criminal. Gruber (2001) señala que los jóvenes responden no solo a incentivos económicos, como precios, sino también a la regulación de dichas conductas. En particular, se evidencia que los jóvenes aplican un cálculo de costo/beneficio al tomar decisiones de riesgo, que el contexto macroeconómico es relevante en dicha decisión, y que los jóvenes que adoptan conductas riesgosas tienen una mayor probabilidad de realizar conductas similares cuando sean adultos.

Por otro lado, Burdett et al. (2003) señalan que, mientras mayor es la presencia de crimen en el vecindario de los individuos, el retorno relativo de realizar actividades legítimas es bajo, lo que fomenta la actividad delictiva. En este mismo trabajo, los autores describen el crimen como una función del valor monetario del robo y de la probabilidad de ser encarcelado. Grogger (1998), y Gould et al. (2002) señalan que el crimen es sensible a las condiciones del mercado laboral, como el nivel de salarios y la tasa de desempleo.

Dada la evidencia anterior, resulta interesante estudiar el rol no académico que juega la educación sobre conductas riesgosas de la población juvenil, como el

---

\* Agradezco profundamente a Eugenio Giolito, Ramiro de Elejalde, Gabriel Romero, Lucciano Villacorta, Gonzalo Castex, Carlos Medel, un árbitro anónimo, los asistentes al seminario del Banco Central de Chile (SIIP), Departamento de Economía Usach, y a los del Encuentro Anual 2015 SECHI, por sus comentarios y sugerencias. Las ideas y opiniones expresadas en este artículo no necesariamente corresponden a las del Banco Central de Chile o sus autoridades. Cualquier error u omisión es de exclusiva responsabilidad del autor.

\*\* Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Chile. E-mail: nrivera@bcentral.cl.

1 De ahora en adelante, se entiende por conducta riesgosa cualquier comportamiento de la población juvenil que conlleve eventuales problemas de salud, lesiones, o muerte.

crimen<sup>2</sup>. Así, mediante un efecto disuasivo o incapacitación, el crimen juvenil podría ser controlado y reducido, mejorando sustancialmente el bienestar de la sociedad.

La literatura respalda la idea del rol no académico de la educación en la vida de los jóvenes. Jacob y Lefgren (2003) encuentran que la escolaridad, medida por los días de servicio de los profesores, reduce el crimen juvenil a la propiedad, pero aumenta los indicadores de violencia entre los jóvenes. En esta misma línea, Lochner y Moretti (2004) estiman el efecto de la educación sobre el crimen utilizando cambios en las leyes de escolaridad obligatoria a nivel de estado y tiempo. En particular, los autores encuentran que la escolaridad reduce la probabilidad de encarcelamiento y arresto. Por otro lado, Luallen (2006) utiliza una medida de cierres inesperados de escuelas por huelgas de profesores para mostrar que la escolaridad tiene un efecto incapacitación sobre el crimen a la propiedad, pero que aumenta los crímenes violentos. Para el caso chileno, Berthelon y Kruger (2011) muestran que mediante el efecto incapacitación de la Jornada Escolar Completa, esto es, mantener al estudiante un mayor número de horas en el establecimiento escolar, se reduce el crimen juvenil a la propiedad y el embarazo adolescente, pero aumenta el crimen con violencia.

En este trabajo se estudia si el acceso a la educación superior tiene un efecto disuasivo sobre el crimen juvenil<sup>3</sup>. Mediante el incremento del capital humano, y mejoras en las expectativas respecto del futuro y la calidad de vida, las preferencias por delinquir podrían disminuir debido al mayor costo de oportunidad de los individuos (Ross y Van Willigen, 1997). Lo anterior podría propagarse sobre la población menor de edad, incentivando el acceso futuro a instituciones de educación de superior (IES) (Bobonis y Finan, 2009).

Esta hipótesis se estima empíricamente a través de un modelo econométrico de datos de panel con efectos fijos a nivel de comuna. Usando datos a este nivel, se analiza el efecto que tiene el acceso a la educación superior sobre la tasa de arrestos y denuncias, según tipo de delito. Para esto, se explota una reforma implementada en el año 2006 que aumentó considerablemente el acceso a la educación superior, como lo es el Crédito con Aval del Estado (CAE) (Rau et al. 2013)<sup>4</sup>.

Los resultados obtenidos son interesantes. Utilizando el número de asignaciones del CAE como variable instrumental, se encuentra que al aumentar en 10 puntos porcentuales el número de personas que rinden la Prueba de Selección Universitaria (PSU) como proporción de la población de 18 años, la tasa

---

<sup>2</sup> Se entiende por rol no académico de la educación a la externalidad que puede generar sobre las conductas riesgosas de la población, ya sea mediante un efecto disuasivo o por incapacitación. Por otro lado, el rol académico está relacionado con la actividad educativa propiamente tal, y por lo tanto corresponde a su principal objetivo (escolaridad, aprendizaje, desempeño en pruebas estandarizadas, etc.).

<sup>3</sup> El crimen juvenil corresponde a arrestos y denuncias con participación de individuos de edad menor o igual a 21 años.

<sup>4</sup> Ley 20.027, promulgada el 1 de junio del año 2005, y publicada en el Diario Oficial el 11 de junio del mismo año.



de denuncias totales disminuye en 436 denuncias por 100 mil habitantes, equivalente al 20%. Además, la tasa de denuncias por lesiones disminuye en 71 denuncias por 100 mil habitantes, 13%; la tasa de denuncias por hurto, en 152 denuncias por 100 mil habitantes, 28% y la tasa de denuncias por robo con fuerza, en 180 denuncias por 100 mil habitantes, 21%.

Este trabajo contribuye a entender cómo reacciona la población juvenil ante cambios regulatorios. Por otro lado, se evidencia el efecto no académico de la educación en la vida de los jóvenes más vulnerables, mediante la reducción del crimen juvenil. De esta forma, el mayor acceso a la educación superior puede complementar otras políticas dirigidas a reducir el crimen en la población juvenil. Este trabajo es uno de los pocos existentes en la literatura económica sobre crimen juvenil para Chile.

La principal limitación de este trabajo tiene relación con la calidad de los datos disponibles. En particular, los datos de crimen se reportan según la comuna donde ocurre el delito, y no según la comuna de procedencia del individuo que lo comete. Además, los datos de crimen no están desagregados por rango etario. Sin embargo, la interpretación de los resultados se realiza respecto de la población juvenil, debido a que la mayor parte de las tasas de arrestos corresponde a delitos perpetrados por individuos de edad menor o igual a 21 años.

El trabajo está organizado de la siguiente forma. En la sección II se describe el sistema de educación superior y la reforma del CAE. En la sección III se entrega evidencia respecto del crimen juvenil. En la sección IV se describe los datos y las variables. En la sección V se presenta la metodología empírica. En la sección VI se discuten los resultados. Finalmente, en la sección VII se presenta las conclusiones.

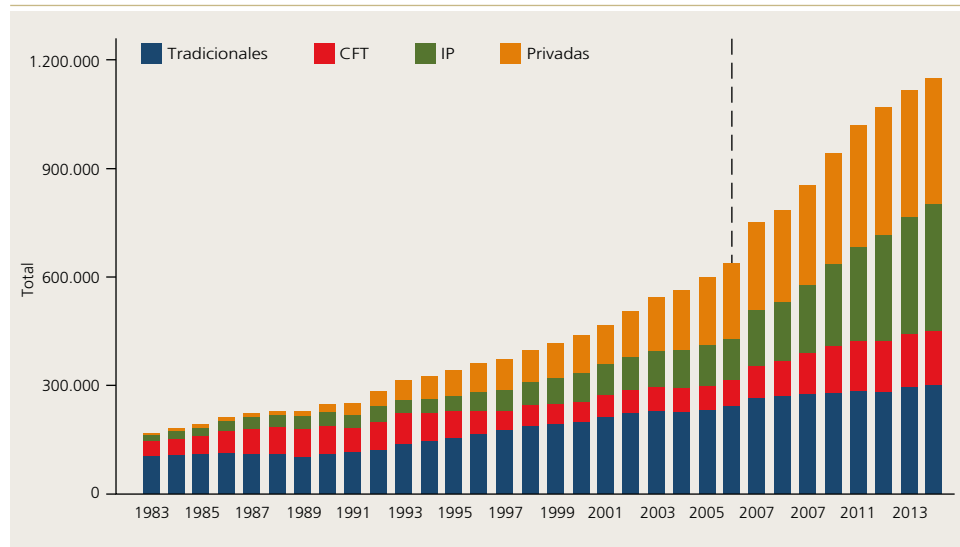
## II. EL SISTEMA DE EDUCACIÓN SUPERIOR Y LA REFORMA DEL CAE

El sistema de educación superior en Chile está integrado por tres tipos de instituciones: universidades, institutos profesionales (IP) y centros de formación técnica (CFT). Entre las universidades se puede distinguir las denominadas “tradicionales”, creadas antes del año 1981 y pertenecientes al Consejo de Rectores de las Universidades Chilenas (Cruch), y las “privadas”, creadas posteriormente. Mientras las universidades “tradicionales” reciben financiamiento parcial por parte del Estado, las “privadas” se financian exclusivamente con matrículas e inversión privada.

El requisito mínimo para ingresar a la educación superior es haber obtenido licencia de enseñanza media, la que debe ser reconocida por el Ministerio de Educación (Mineduc). Si bien esto es necesario para acceder a todo tipo de IES, es suficiente para los CFT y algunos IP. Por otro lado, las universidades “tradicionales” exigen que los postulantes obtengan un puntaje mínimo de 475 puntos en la PSU. Las universidades “privadas”, y algunos IP y CFT, también consideran los puntajes PSU para la matrícula.

Gráfico 1

## Matrículas de pregrado según IES (1983-2014)



Fuente: Servicio de Información de Educación Superior (SIES)/Mineduc.

Como muestra el gráfico 1, el total de matrículas en IES aumenta progresivamente durante la década de los 80 y 90, hasta mediados de los años 2000. Luego, desde el año 2007 se observa que el total de matrículas comienza a crecer a una tasa superior respecto a los años previos. En promedio para el período 1983-2006, la tasa de crecimiento anual es 6%, mientras que en el año 2007 el total de matrículas crece 18%. En particular para ese año, las matrículas crecen 9% en universidades “tradicionales”, 24% en CFT, 38% en IP, y 15% en universidades “privadas”. Este hecho se podría explicar por la reforma del CAE.

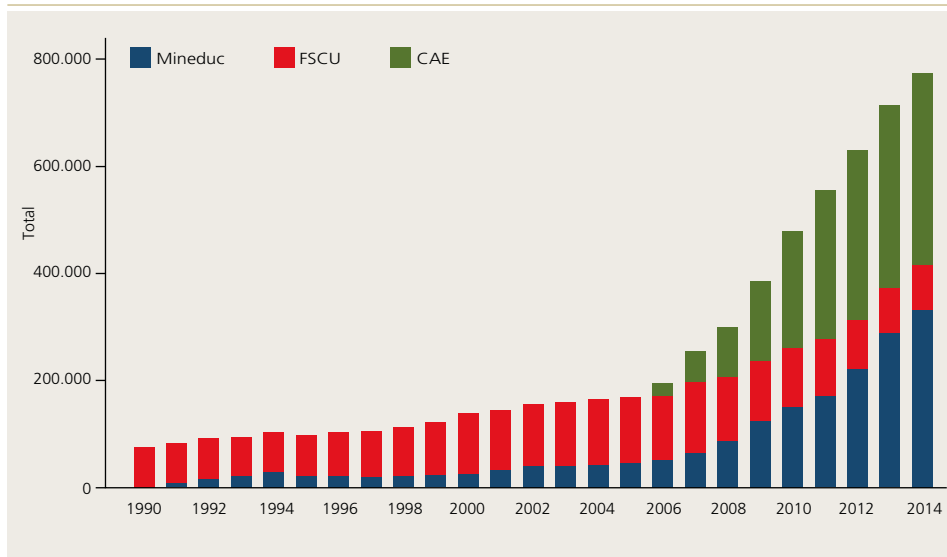
Implementado en el año 2006, el CAE es un beneficio del Estado que se otorga a estudiantes de probado mérito académico, que necesiten apoyo financiero para iniciar o continuar sus estudios en IES acreditadas<sup>5</sup>. En particular, el CAE consiste en un crédito del sistema financiero respaldado por la IES, por el riesgo de deserción académica, y el Estado, hasta que el estudiante haya pagado por completo el crédito, una vez egresado. Anualmente, el beneficiario determina el monto del crédito que solicita, en función de sus necesidades económicas, con un máximo del 100% del Arancel de Referencia<sup>6</sup>.

<sup>5</sup> Los estudiantes de primer año requieren un puntaje PSU mayor a 475 puntos (promedio Lenguaje y Matemáticas) para acceder a universidades. Para ingresar a IP o CFT, los estudiantes de primer año necesitan un promedio de notas de enseñanza media igual o superior a 5,27, o bien un puntaje PSU mayor a 475 puntos. Por otro lado, los estudiantes que ya se encuentran cursando estudios en educación superior deben haber cumplido el 70% del total de créditos o cursos inscritos en los últimos dos semestres cursados y concluidos en la IES correspondiente.

<sup>6</sup> El Arancel de Referencia es un valor que fija todos los años el Mineduc, según la IES y el programa de estudio. Generalmente, este es menor que el Arancel Real, monto que efectivamente el estudiante debe pagar, sin considerar la matrícula.

Gráfico 2

## Programas de financiamiento de la educación superior (1990-2014)



Fuente: SIES/Mineduc.

Antes del CAE, los programas de créditos y becas existentes se focalizaban mayoritariamente en estudiantes pertenecientes a universidades “tradicionales”, es decir, los estudiantes de universidades “privadas”, CFT, e IP podían acceder a escasas fuentes de financiamiento estatal para ingresar a la educación superior.

Como muestra el gráfico 2, el Fondo Solidario de Crédito Universitario (FSCU) es la principal fuente de ayuda financiera antes del CAE. En particular, el FSCU representa el 79% del total de financiamiento destinado a la educación superior durante el período 1990-2005. Sin embargo, este se otorga exclusivamente para estudiar en universidades “tradicionales”. Por otro lado, el Mineduc entrega ayuda financiera que, a diferencia del FSCU y el CAE, no debe ser pagada por el estudiante al momento de egresar o titularse. Para el mismo período, la Beca Mineduc con mayor número de beneficiarios es la Beca Bicentenario (73%), destinada solo para estudiantes de universidades “tradicionales”. No obstante, el Mineduc también entrega becas para estudiantes de IES “no tradicionales” acreditadas, como lo son la Beca Nuevo Milenio (10%), la Beca Juan Gómez Millas (8%), y la Beca Hijos de Profesionales de la Educación (6%), entre otras.

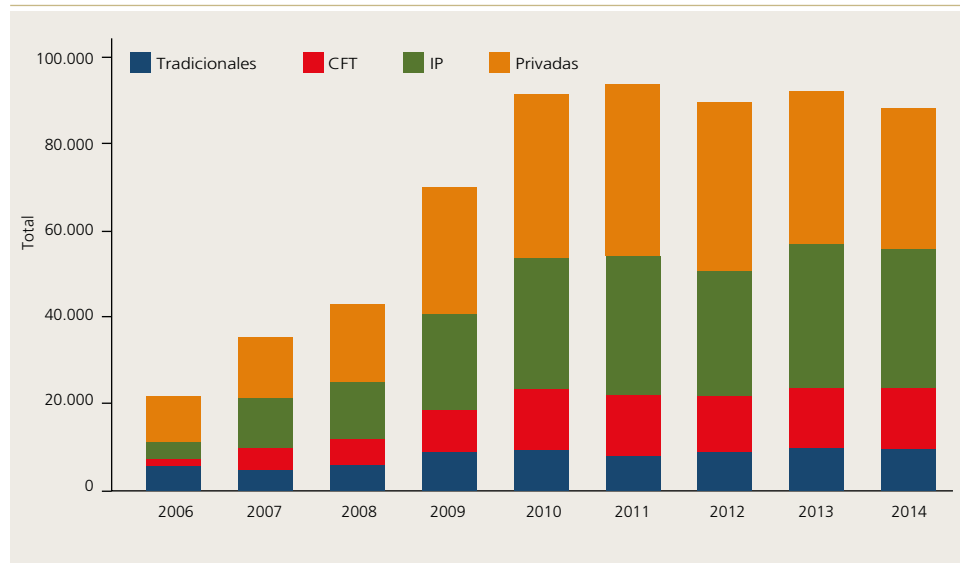
Entre los años 2006 y 2014, el CAE se transformó en la principal fuente de financiamiento de educación superior, con aproximadamente 43% del total de beneficios de programas de ayuda estudiantil para educación superior (las Becas Mineduc representan 35%, mientras que el FSCU solo 23%). Si bien el CAE ha ampliado el financiamiento hacia todo tipo de instituciones, este se concentra mayoritariamente en IES “no tradicionales”. El gráfico 3 muestra cómo se distribuye el CAE según tipo de IES. Entre los años 2006 y 2014, 11% del total de asignaciones CAE lo reciben las universidades “tradicionales”, 15% los CFT,



33% los IP, y 41% las universidades “privadas”. Es decir, 89% del CAE se asigna a IES “no tradicionales”. Desde el año 2006 al 2014, el CAE aumenta 788% en CFT, 748% en los IP, y 217% en universidades privadas. Sin embargo, el CAE aumenta solo 68% en las universidades “tradicionales”.

Gráfico 3

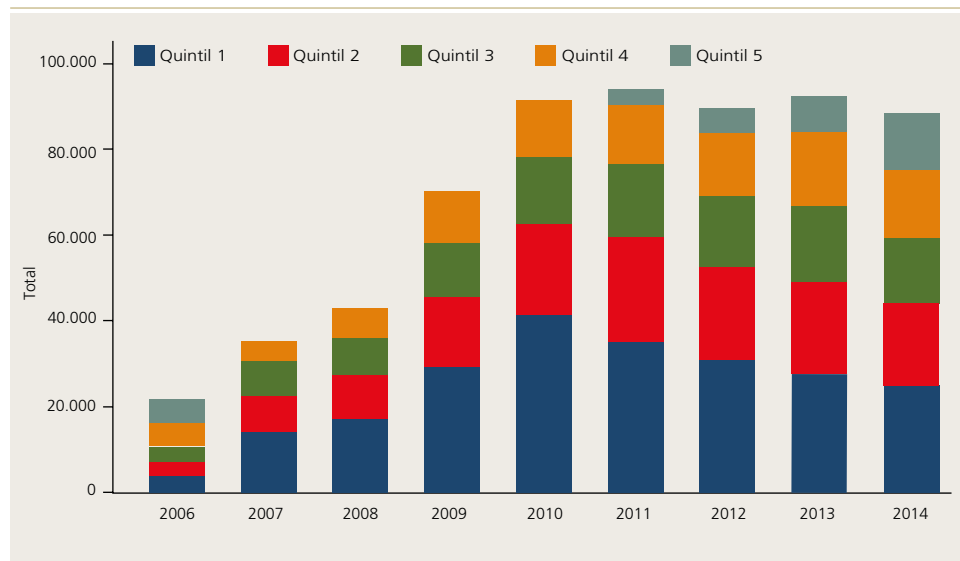
Asignaciones CAE según tipo de IES (2006-2014)



Fuente: Comisión Ingres.

Gráfico 4

Asignaciones CAE según quintil de ingreso (2006-2014)



Fuente: Comisión Ingres.



El gráfico 4 muestra cómo se distribuyen las asignaciones del CAE según el quintil de ingresos al que pertenece el beneficiario. Se observa que la reforma del CAE favorece mayoritariamente a los estudiantes más vulnerables, pertenecientes al primer y segundo quintil de ingresos (36% y 23%, respectivamente). Lo anterior es consistente con el hecho de que el mayor número de asignaciones del CAE se concentra en IES “no tradicionales”, justamente donde estudian los alumnos de más bajos recursos<sup>7</sup>. Por otro lado, los quintiles tercero y cuarto no poseen diferencias significativas respecto de la cantidad de asignaciones del CAE que poseen (18% y 17%, respectivamente). Finalmente, el quintil de mayores ingresos presenta una baja participación en la reforma del CAE (solo 6%). Más aun, esta es nula entre los años 2007 y 2010.

### III. CRIMEN JUVENIL

Una de las ideas más antiguas y ampliamente aceptadas en la literatura de criminología se refiere a la distribución etaria del crimen. En particular, se documenta que la actividad criminal presenta un aumento robusto desde la edad mínima de responsabilidad penal, alcanzando un máximo durante la adolescencia. Luego, el crimen disminuye, al comienzo rápidamente, pero se va haciendo más lento conforme avanza la edad (Quetelet, 1831; Parmelee, 1918).

La universalidad e intensidad de la relación existente entre crimen y edad no es un hecho consensuado en la literatura. Por un lado, Hirschi y Gottfredson (1983) señalan que esta relación es invariante a través del tiempo, espacio, grupos demográficos, o tipo de crimen. En contraposición, Steffensmeier et al., Allan, Harer, y Streifel (1989) encuentran que ciertos delitos como el crimen a la propiedad, contra las personas, el orden público y el abuso de alcohol, alcanzan un máximo después de la adolescencia, y luego decrecen más lentamente.

La evidencia para Chile es consistente con la relación entre crimen y edad documentada en la literatura. Como muestra el gráfico 5, la mayor parte de las tasas de arrestos para Delitos de Mayor Connotación Social (DMCS) y drogas se asocia a población juvenil. Sin embargo, el porcentaje de población juvenil que explica la tasa de arrestos por hurto fluctúa en torno al 50% del total, mientras que la tasa de arrestos por violencia intrafamiliar se explica principalmente por población mayor de 21 años<sup>8</sup>.

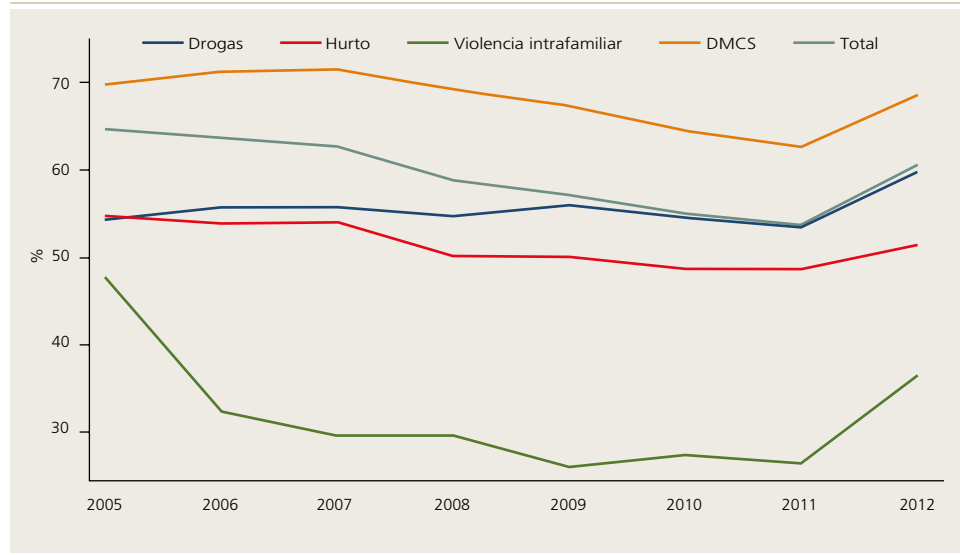
---

<sup>7</sup> El 68% de los estudiantes del primer quintil pertenece a IES “no tradicionales”, según la Encuesta Casen del año 2011.

<sup>8</sup> Según datos de casos policiales para el período 2005-2012, el 82% del total de violencia intrafamiliar se comete contra la mujer. Además, según la Encuesta Nacional de Victimización por Violencia Intrafamiliar y Delitos Sexuales (2013), la mayor parte de los casos de violencia contra la mujer es causada por una pareja (49%) o ex-pareja (12%).

Gráfico 5

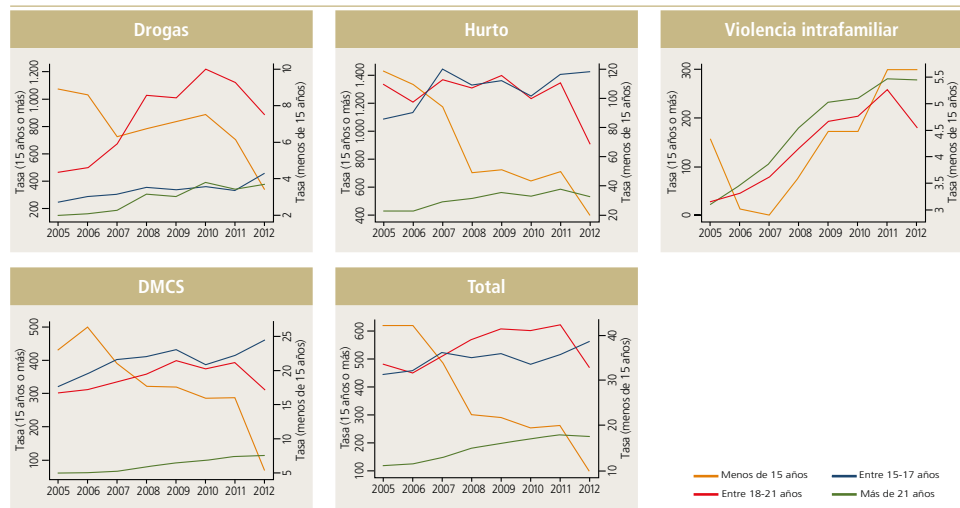
Tasa de arrestos juveniles como porcentaje del total (2005-2012)



Fuente: Carabineros de Chile.

Gráfico 6

Tasa de arrestos según delito y grupo etario (2005-2012)



Fuente: Carabineros de Chile.

El gráfico 6 muestra la evolución de la tasa de arrestos según grupo etario y tipo de delito. En particular, se observa que desde el año 2005 en adelante la tasa de arrestos de la población menor de 15 años disminuye fuertemente en delitos por drogas, hurto, y DMCS. Sin embargo, la tasa de arrestos de la



población mayor o igual a 15 años aumenta en delitos por drogas y DMCS. Por otro lado, la tasa de arrestos de la población entre 15-17 y 18-21 años es considerablemente mayor respecto a la población mayor de 21 años, para hurto y DMCS. Este hecho es consistente con la relación entre crimen y edad evidenciada para Chile. El gráfico 7 del apéndice A muestra la clasificación de delitos utilizada por Carabineros de Chile.

#### IV. DATOS Y VARIABLES

Los datos utilizados en este trabajo se reportan a nivel de comuna a través del tiempo. Utilizando las frecuencias de arrestos y denuncias provistas por Carabineros de Chile (2001-2012) para delitos por lesiones, hurto, robo con violencia, robo con fuerza y totales, y la población total reportada por el Instituto Nacional de Estadísticas (INE), se calcula la tasa de arrestos y denuncias (por 100 mil habitantes). Es importante mencionar que los arrestos y las denuncias se registran según la unidad policial donde se llevan a cabo dichas acciones. Sin embargo, utilizando datos de arrestos de Carabineros de Chile (2005-2012) desagregados por rango etario, se encuentra evidencia de que los delitos son cometidos mayoritariamente por población juvenil.

Los datos del número de personas que rinden la PSU (2004-2014) provistos por el Departamento de Evaluación, Medición y Registro Educativo (Demre), se reportan según el establecimiento educacional donde las personas rinden la PSU. Estos se utilizan como proporción de la población de 18 años (INE) o del número de alumnos en cuarto medio (Mineduc). De la misma manera, con el número de asignaciones del CAE (2006-2014) provistos por la Comisión Ingresos, se construye la proporción de asignaciones del CAE respecto de la población de 18 años o del número de alumnos en cuarto medio. Además, se utiliza datos del número de matrículas de pregrado (1983-2014) y del total de beneficiarios de ayuda estudiantil en IES (1990-2014), proporcionados por el SIES/Mineduc.

Las variables socioeconómicas provienen de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (Casen), la cual es representativa a nivel comunal. En particular, se usan los años 2000, 2003, 2006, 2009, 2011, y 2013 para construir la escolaridad promedio, la tasa de desempleo, la tasa de pobreza y el ingreso per cápita. Como la Encuesta Casen tiene periodicidad bianual o trianual, se usa interpolación lineal para obtener información de los años no disponibles<sup>9</sup>. Por último, se utiliza la población total reportada por el INE.

En resumen, las principales variables utilizadas en este trabajo son: la tasas de arrestos y denuncias (según tipo de delito), el número de personas que rinden la PSU, y el total de asignaciones del CAE (ambos como proporción de la población

---

<sup>9</sup> La interpolación lineal es el método más simple para tales efectos. Sin embargo, la exactitud de la aproximación dependerá del comportamiento de las variables y del tamaño del intervalo de los años que se utilizan.

de 18 años o de alumnos en cuarto medio)<sup>10</sup>. El cuadro 1 muestra las estadísticas descriptivas más importantes de las variables utilizadas.

**Cuadro 1**

**Estadísticas descriptivas por comuna (2001-2012)**

Variable	Media/Proporción	Desviación estándar
Tasa de arrestos (100 mil habitantes)		
Total	510	473
Lesiones	187	160
Hurto	192	320
Robo con violencia	42	63
Robo con fuerza	82	82
Tasa de denuncias (100 mil habitantes)		
Total	1,871	1,267
Lesiones	497	223
Hurto	464	348
Robo con violencia	172	291
Robo con fuerza	724	669
Rinden PSU población 18 años (prop.)	0.42	0.38
Rinden PSU alumnos cuarto medio (prop.)	0.64	0.39
CAE población 18 años (prop.)	0.18	0.15
CAE alumnos cuarto medio (prop.)	0.35	0.36
Escolaridad (años)	9	1
Tasa de desempleo (%)	8.4	3.7
Tasa de pobreza (%)	19.1	9.5
Población (log)	9.9	1.4
Ingreso per cápita (\$ corrientes)	229,004	151,972
Número de observaciones	4,140	

Fuente: Carabineros de Chile, Demre, Comisión Ingres, Encuestas Casen, INE y Mineduc.

<sup>10</sup> El Decreto 1718 del Mineduc establece que los estudiantes deberán tener como mínimo seis años cumplidos al 31 de marzo del año escolar correspondiente para ingresar a primero básico. Por lo tanto, se espera que los alumnos tengan como máximo 18 años en cuarto medio. Ambos grupos son candidatos representativos para rendir la PSU, acceder a IES, y ser beneficiarios de becas y créditos, aun cuando no existen restricciones de edad para tales efectos.

## V. METODOLOGÍA EMPÍRICA

### 1. Modelo base

En este trabajo se estudia si el acceso a la educación superior tiene un efecto disuasivo sobre el crimen juvenil. Usando datos a nivel de comuna (j) a través del tiempo (t), se analiza cuál es el impacto del número de personas que rinden la PSU sobre las tasas de criminalidad. Para esto, se especifica el siguiente modelo econométrico de datos de panel con efectos fijos:

$$Crimen_{jt} = \alpha_j + \beta_t + \gamma PSU_{jt} + X_{jt} \delta + \mu_{jt} \quad (1)$$

donde  $Crimen_{jt}$  corresponde a la tasa de arrestos o denuncias (ambas por 100 mil habitantes), para delitos por de lesiones, hurto, robo con violencia, robo con fuerza, y total (agregado). Por otro lado,  $PSU_{jt}$  es el número de personas que rinden la PSU como proporción de la población de 18 años o del número de alumnos en cuarto medio.

Como el contexto socioeconómico y demográfico también afecta la decisión criminal (Gould et al., 2002; Grogger, 1998; Gruber, 2001; Lagos, 2000; Ferraro, 2016), el vector  $X_{jt}$  incluye características comunales variables en el tiempo, como lo son la escolaridad promedio, la tasa de desempleo, la tasa de pobreza, y la población total<sup>11</sup>. Primero, como los individuos con baja escolaridad tienen escasas oportunidades en el mercado laboral, los incentivos para delinquir pueden aumentar. Segundo, un aumento del desempleo puede provocar que las personas sin trabajo tengan mayores incentivos a captar ingresos a través de actos ilícitos, como lo es el crimen. Tercero, la tasa de pobreza refleja el grado de vulnerabilidad en la cual vive la población, por lo que el crimen puede ser una actividad atractiva para suplir ciertas carencias económicas. Por último, un elevado tamaño poblacional puede generar hacinamiento, y consiguientemente un escenario propicio para el desarrollo de la actividad criminal.

Por otro lado,  $\alpha_j$  es un efecto fijo a nivel de comuna que captura la heterogeneidad inobservada invariante en el tiempo, y  $\beta_t$  es un efecto fijo por año que absorbe la tendencia<sup>12</sup>. Por último,  $\mu_{jt}$  corresponde al término de error. Suponiendo que la fuente de variación de la variable  $PSU_{jt}$  es exógena, el parámetro  $\gamma$  se interpreta como el efecto del acceso a la educación superior sobre las tasas de

---

11 Por simplicidad, se supone que las variables del vector  $X$  son exógenas. Como estas se usan solo como controles, no es relevante estimar sus parámetros de manera consistente.

12 El efecto fijo  $\alpha_j$  solo captura el componente permanente de la varianza del error. Como las perturbaciones que afectan a las variables inobservadas pueden presentar dependencia temporal no persistente, existe un potencial problema de autocorrelación intragrupo por comuna. Si bien el problema anterior no genera sesgo en la estimación del parámetro de interés, los errores estándar son sesgados e inconsistentes, lo cual lleva a realizar una inferencia estadística errónea. Por lo tanto, es necesario considerar la inclusión de cluster a nivel de comuna para estimar los errores estándar de los parámetros de manera robusta.

crimen. Sin embargo, la variable  $PSU_{jt}$  es potencialmente endógena debido a que el número de personas que rinden la PSU puede generarse simultáneamente con las tasas de crimen (simultaneidad). Por lo tanto, la ecuación (1) no permite estimar el parámetro  $\gamma$  de manera consistente, ni identificar correctamente el efecto deseado.

## 2. Variable instrumental (VI)

El método de variables instrumentales entrega una solución al problema de variable explicativa endógena de la ecuación (1). En particular, se propone utilizar como instrumento la variable  $CAE_{jt}$ , que es el número de asignaciones del CAE como porcentaje de la población de 18 años o del número de alumnos en cuarto medio. Para que  $CAE_{jt}$  sea un buen instrumento, se deben cumplir dos condiciones. La primera es que la variable no debe estar correlacionada con  $\mu_{jt}$ , esto es, que  $Cov(CAE_{jt}, \mu_{jt}) = 0$  (condición de exogeneidad). Lo anterior sólo puede contrastarse teóricamente a base de argumentos económicos o evidencia empírica.

Segundo, se requiere que  $CAE_{jt}$  esté correlacionado con la variable endógena, es decir  $Cov(CAE_{jt}, PSU_{jt}) \neq 0$  (condición de relevancia). Para esto, se debe estimar la proyección lineal de  $PSU_{jt}$  sobre  $CAE_{jt}$  y los demás regresores de la ecuación (1), la cual se conoce como forma reducida del modelo<sup>13</sup>:

$$PSU_{jt} = \phi_j + \varphi_t + \rho CAE_{jt} + X_{jt} \theta + \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

Para verificar que se cumpla la condición de relevancia, es necesario usar un *t*-test para contrastar  $H_0: \rho = 0$  frente a  $H_1: \rho \neq 0$ . Si ambas condiciones se cumplen, se puede utilizar  $CAE_{jt}$  como instrumento de  $PSU_{jt}$ , y reestimar la ecuación (1) por VI. De esta forma, se obtiene un estimador consistente del parámetro de interés  $\gamma$ <sup>14</sup>.

## VI. RESULTADOS

El panel A del cuadro 2 muestra los resultados del Modelo Base utilizando el número de personas que rinden la PSU como proporción de la población de 18 años<sup>15</sup>. En particular, la variable  $PSU$  solo tiene un efecto estadísticamente significativo sobre la tasa de arrestos por hurto (al 10%). Sin embargo, dicho efecto no presenta el signo esperado. Si bien se encuentran efectos negativos

<sup>13</sup> Todas las variables del lado derecho se suponen exógenas. Así, los controles pueden usarse como variables instrumentales de sí mismos.

<sup>14</sup> La validez del instrumento se discute en el apéndice B.

<sup>15</sup> Ver el cuadro 4 del apéndice C para más detalle.



sobre la tasa de arrestos por robo con fuerza y la tasa de denuncias por lesiones, estos no son estadísticamente significativos<sup>16</sup>.

Por otro lado, el panel B del cuadro 2 muestra los resultados del modelo que utiliza VI<sup>17</sup>. Se observa que la variable *PSU* tiene un efecto estadísticamente significativo sobre la tasa de arrestos por lesiones (al 1%), pero no con el signo esperado. Sin embargo, se encuentran efectos negativos en la tasa de arrestos por robo con violencia y robo con fuerza, ambos sin significancia estadística.

**Cuadro 2**

**Efecto población de 18 años que rinden la PSU sobre las tasas de crimen**

Panel A: Modelo Base					
	Total (1)	Lesiones (2)	Hurto (3)	Violencia (4)	Fuerza (5)
Arrestos	105,60 (65,25)	47,96 (33,89)	47,94* (26,78)	13,71 (9,47)	-3,11 (8,39)
Media	545	190	221	47	81
Denuncias	152,79 (207,41)	-25,01 (23,58)	71,58 (60,39)	60,30 (45,86)	50,51 (93,87)
Media	2,113	534	522	211	828
Media PSU (prop.)	0,42	0,42	0,42	0,42	0,42
Panel B: Variable Instrumental					
	Total (1)	Lesiones (2)	Hurto (3)	Violencia (4)	Fuerza (5)
Arrestos	779,99 (477,02)	827,06*** (306,47)	107,20 (232,58)	-16,58 (151,69)	-146,64 (220,33)
Media	578	207	230	50	84
Denuncias	-4.361,19** (2.156,91)	-711,28** (308,75)	-1.516,09* (842,54)	-314,84 (275,09)	-1.799,46* (1.042,22)
Media	2.160	534	532	217	859
Media PSU (prop.)	0,45	0,45	0,45	0,45	0,45

Fuente: Elaboración propia.

Error estándar robusto entre paréntesis, con *cluster* a nivel de comuna. \*  $p < 0,10$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$ .

16 Al utilizar el número de personas que rinden la PSU como proporción de los alumnos en cuarto medio, se encuentra un efecto significativo y positivo sobre la tasa de arrestos por lesiones (al 10%). No obstante, se encuentran efectos negativos sobre la tasa de denuncias total, por lesiones, hurto, robo con violencia y robo con fuerza, de los cuales ninguno presenta significancia estadística. El cuadro 5 del apéndice C muestra el detalle de estos resultados.  
17 Ver el cuadro 6 del apéndice C para más detalle.



En cuanto a las tasas de denuncias, se encuentra que la variable *PSU* tiene un efecto negativo y estadísticamente significativo en el total (al 5%), lesiones (al 5%), hurto (al 10%), y robo con fuerza (al 10%). En particular, al aumentar la variable *PSU* en 10 puntos porcentuales, la tasa de denuncias total disminuye en 436 denuncias por 100 mil habitantes, equivalente a 20%. Del mismo modo, la tasa de denuncias por lesiones disminuye en 71 denuncias por 100 mil habitantes, o un 13%; la tasa de denuncias por hurto disminuye en 152 denuncias por 100 mil habitantes, 28%, y la tasa de robo con fuerza disminuye en 180 denuncias por 100 mil habitantes, 21%. Si bien el efecto sobre la tasa de denuncias por robo con violencia tiene el signo esperado, este no es estadísticamente significativo<sup>18</sup>.

Los resultados que se obtiene en este trabajo son consistentes con la literatura que mide el efecto incapacitación de la escolaridad sobre el crimen adolescente. Por su parte, Jacob y Lefgren (2003) y Luallen (2006) encuentran que el crimen por robo a la propiedad es la categoría de delito más afectada. Del mismo modo para el caso chileno, Berthelon y Kruger (2011) también encuentran efectos significativos sobre crimen por robo a la propiedad<sup>19</sup>.

## VII. CONCLUSIONES

Este trabajo estudia si el acceso a la educación superior tiene un efecto disuasivo sobre el crimen juvenil. Mediante el incremento del capital humano y mejoras en las expectativas con respecto al futuro y la calidad de vida, las preferencias por delinquir podrían disminuir debido al mayor costo de oportunidad de los individuos. Lo anterior podría propagarse sobre la población menor de edad, incentivando el acceso futuro a IES.

Esta hipótesis se estima empíricamente a través de un modelo econométrico de datos de panel con efectos fijos a nivel de comuna. Usando datos a este nivel, se analiza el efecto que tiene el acceso a la educación superior sobre las tasas de arrestos y denuncias, por tipo de delito. Para esto, se explota una reforma implementada en el 2006 que aumentó considerablemente el acceso a la educación superior, como lo es el CAE.

Como la variable propuesta inicialmente para medir el acceso a la educación superior es potencialmente endógena, se propone un modelo que utiliza VI para

---

*18 Los resultados son consistentes al utilizar el número de personas que rinden la PSU como proporción de los alumnos en cuarto medio. Se encuentra un efecto negativo en la tasa de arrestos por hurto, sin significancia estadística. No obstante, se encuentra un efecto negativo y estadísticamente significativo para la tasa de denuncias total (al 5%), hurto (al 10%) y robo con fuerza (al 10%). En particular, un aumento de 10 puntos porcentuales de la variable PSU reduce la tasa de denuncias total en 131 denuncias por 100 mil habitantes, equivalente a 6%. Además, la tasa de denuncias por hurto disminuye en 52 denuncias por 100 mil habitantes, 10%, y la tasa de denuncias por robo con fuerza disminuye en 78 denuncias por 100 mil habitantes, 9%. Si bien el efecto sobre la tasa de denuncias por robo con violencia tiene el signo esperado, este no presenta significancia estadística. El detalle de estos resultados se puede ver en el cuadro 7 del apéndice C.*

*19 Robo a la propiedad es una subcategoría de robo con fuerza (lugar habitado y no habitado).*



estimar consistentemente el efecto deseado. En particular, un aumento de 10 puntos porcentuales del número de personas que rinden la PSU como proporción de la población de 18 años, reduce la tasa de denuncias total en 436 denuncias por 100 mil habitantes, equivalente a 20%. Además, la tasa de denuncias por lesiones disminuye en 71 denuncias por 100 mil habitantes, 13%; la tasa de denuncias por hurto disminuye en 152 denuncias por 100 mil habitantes, 28%, y la tasa de robo con fuerza disminuye en 180 denuncias por 100 mil habitantes, 21%. Los resultados obtenidos son consistentes con la literatura que mide el efecto incapacitación de la escolaridad sobre el crimen adolescente. Diversos artículos evidencian que el crimen por robo a la propiedad es la categoría de delito más afectada.

Este trabajo contribuye a entender cómo reacciona la población juvenil ante cambios regulatorios. Por otro lado, se evidencia el efecto no académico de la educación en la vida de los jóvenes más vulnerables, mediante la reducción del crimen juvenil. De esta forma, el mayor acceso a la educación superior puede complementar otras políticas dirigidas a reducir el crimen en la población juvenil. Este trabajo es uno de los pocos existentes en la literatura económica sobre crimen juvenil para Chile.

## REFERENCIAS

---

- Berthelon, M.E. y D.I. Kruger (2011). “Risky Behavior among Youth: Incapacitation Effects of School on Adolescent Motherhood and Crime in Chile”. *Journal of Public Economics* 95(1): 41–53.
- Bobonis, G.J. y F. Finan (2009). “Neighborhood Peer Effects in Secondary School Enrollment Decisions”. *Review of Economics and Statistics* 91(4): 695–716.
- Burdett, K., R. Lagos y R. Wright (2003). “Crime, Inequality, and Unemployment”. *American Economic Review* 93(5): 1764–77.
- Ferraro, V. (2016). “Immigration and Crime in the New Destinations, 2000-2007: A Test of the Disorganizing Effect of Migration”. *Journal of Quantitative Criminology* 32(1): 23–45.
- Gould, E.D., B.A. Weinberg y D.B. Mustard (2002). “Crime Rates and Local Labor Market Opportunities in the United States: 1979-1997”. *Review of Economics and Statistics* 84(1): 45–61.
- Grogger, J. (1998). “Market Wages and Youth Crime”. *Journal of Labor Economics* 16(4): 756–91.
- Gruber, J. (2001). “Introduction to Risky Behavior among Youths: An Economic Analysis”. In *Risky Behavior Among Youths: An Economic Analysis*. Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Hirschi, T. y M. Gottfredson (1983). “Age and the Explanation of Crime”. *American Journal of Sociology* 89(3): 552–84.
- Jacob, B.A. y L. Lefgren (2003). “Are Idle Hands the Devil’s Workshop? Incapacitation, Concentration, and Juvenile Crime”. *American Economic Review* 93(5): 1560–77.
- Lagos, R. (2000). The Economics of Crime. CentrePiece Article. Paper No CEPCP099.
- Lochner, L. y E. Moretti (2004). “The Effect of Education on Crime: Evidence from Prison Inmates, Arrests, and Self-Reports”. *American Economic Review* 94(1):155–89.
- Luallen, J. (2006). “School’s Out... Forever: A Study of Juvenile Crime, At-Risk Youths and Teacher Strikes”. *Journal of Urban Economics* 59(1): 75–103.
- Parmelee, M. (1918). *Criminology*. Nueva York, NY: Macmillan.
- Quetelet, A. (1831). *Research on the Propensity to Crime of Different Ages*. Bruselas, Bélgica: Hayez.



Rau, T., E. Rojas y S. Urzúa (2013). “Loans for Higher Education: Does the Dream Come True?” Technical Report, National Bureau of Economic Research.

Ross, C.E. y M. Van Willigen (1997). “Education and the Subjective Quality of Life”. *Journal of Health and Social Behavior* 38(3): 275–97.

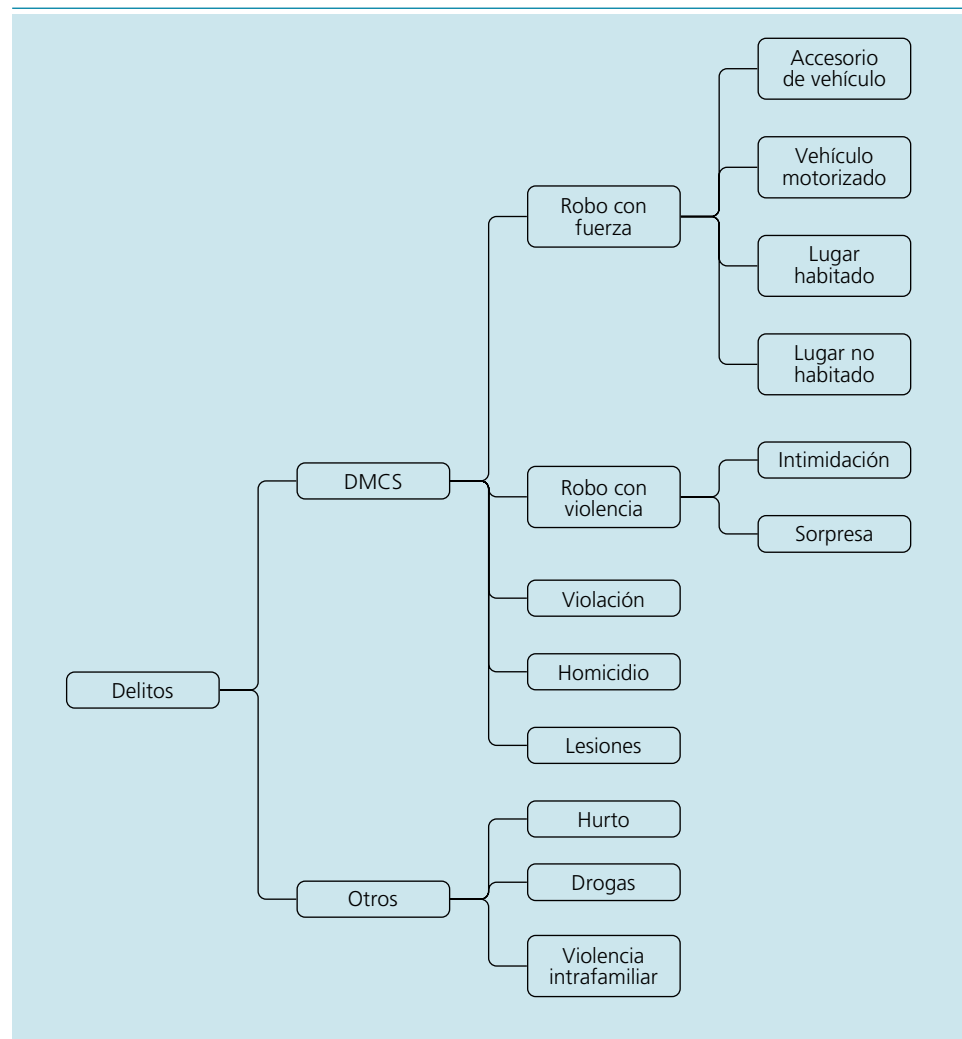
Steffensmeier, D.J., E.A. Allan, M.D. Harer y C. Streifel (1989). “Age and the Distribution of Crime”. *American Journal of Sociology* 94(4): 803–31.

## APÉNDICE A

### GRÁFICO ADICIONAL

Gráfico A.1

#### Clasificación de los delitos



Fuente: Carabineros de Chile.

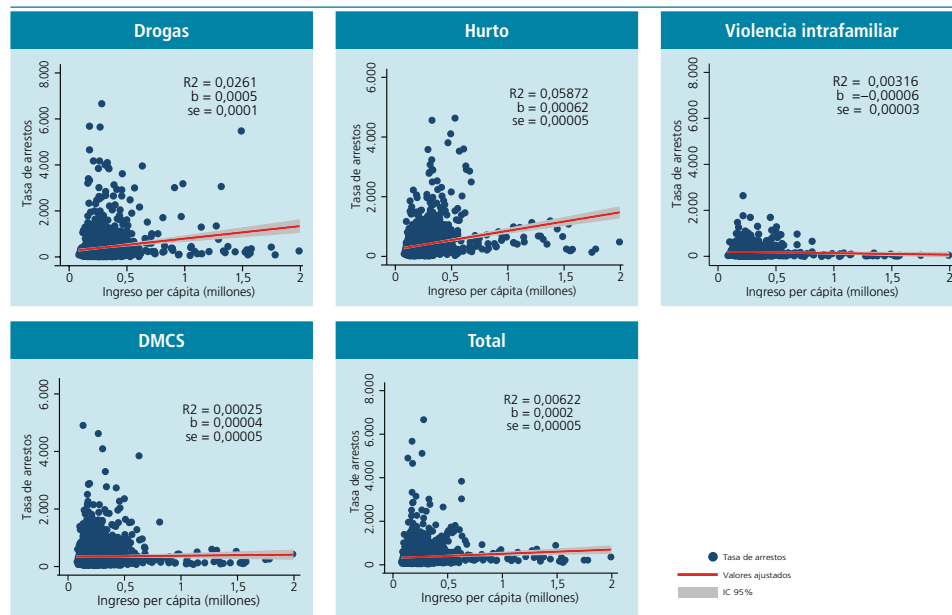
## APÉNDICE B

### VALIDEZ DEL INSTRUMENTO

Para estimar el modelo utilizando VI es necesario probar que la variable  $CAE_{jt}$  es un buen instrumento de  $PSU_{jt}$ . Como se muestra en el gráfico 4, las comunas más vulnerables concentran un mayor número de asignaciones del CAE. Sin embargo, el modelo controla por tasa de pobreza, lo cual mitiga el problema de selección del CAE entre comunas. Por otro lado, el gráfico B1 muestra una leve relación positiva entre el ingreso per cápita y las tasas de arresto juvenil. Por lo tanto, las comunas de menor ingreso, donde justamente hay un mayor número de asignaciones del CAE, no concentran la mayor cantidad de crimen juvenil. Lo anterior proporciona evidencia a favor para la utilización del CAE como fuente de variación exógena, en relación con número de personas que rinden la PSU.

Gráfico B1

#### Ingreso per cápita y tasa de arrestos juveniles (2005-2012)



Fuentes: Carabineros de Chile, Encuestas Casen, e INE.

Además, se necesita que la variable  $CAE_{jt}$  esté correlacionada con  $PSU_{jt}$ . El cuadro B1 muestra los resultados de la forma reducida del modelo utilizando las variables de interés, como proporción de la población de 18 años o de los alumnos en cuarto medio. En ambos casos,  $CAE_{jt}$  tiene un efecto positivo y estadísticamente significativo sobre la variable  $PSU_{jt}$ , probándose así la relevancia del instrumento. Por lo tanto, se justifica la utilización de la variable  $CAE_{jt}$  como instrumento de  $PSU_{jt}$ .

**Cuadro B1****Forma reducida del modelo**

Panel A: Población 18 años	
CAE (prop.)	PSU (prop.) 0,24** (0,10)
Controles	✓
FE comuna	✓
FE año	✓
Observaciones	2.187
R-cuadrado	0,20
Panel B: Alumnos cuarto medio	
CAE (prop.)	PSU (prop.) 0,18*** (0,05)
Controles	✓
FE comuna	✓
FE año	✓
Observaciones	2.184
R-cuadrado	0,10

Fuente: Elaboración propia.

Error estándar entre paréntesis, con *cluster* a nivel de comuna. No se muestra la constante.

\*  $p < 0,10$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$ .

## APÉNDICE C

### CUADROS ADICIONALES

**Cuadro C1**
**Efecto población de 18 años, que rinde la PSU sobre las tasas de crimen**

	Tasa de arrestos					Tasa de denuncias				
	Total (1)	Lesiones (2)	Hurto (3)	Violencia (4)	Fuerza (5)	Total (6)	Lesiones (7)	Hurto (8)	Violencia (9)	Fuerza (10)
PSU pob. 18 años (prop.)	105,60 (65,25)	47,96 (33,89)	47,94* (26,78)	13,71 (9,47)	-3,11 (8,39)	152,79 (207,41)	-25,01 (23,58)	71,58 (60,39)	60,30 (45,86)	50,51 (93,87)
Escolaridad (años)	16,63 (15,52)	8,70 (9,02)	7,47 (8,30)	-0,54 (2,51)	-0,08 (5,42)	-39,52 (46,93)	8,29 (11,62)	-3,96 (13,74)	-5,44 (7,84)	-37,30 (24,34)
Tasa de desempleo (%)	-0,84 (2,23)	0,41 (1,19)	-1,81 (1,62)	-0,17 (0,28)	0,57 (0,53)	5,92 (6,11)	-0,33 (1,69)	2,69 (1,90)	-0,85 (0,96)	4,20 (3,20)
Tasa de pobreza (%)	0,01 (1,20)	-0,52 (0,70)	0,90 (0,77)	-0,11 (0,15)	-0,17 (0,23)	-4,33 (3,14)	-0,94 (0,87)	-2,04* (1,05)	-0,07 (0,48)	-1,17 (1,67)
Población (log)	-296,59* (177,74)	-258,51*** (88,22)	-1,01 (79,42)	-40,10 (26,41)	7,23 (42,18)	-953,40* (535,18)	-122,39 (96,11)	-348,36* (188,49)	1,19 (70,04)	-472,88 (287,59)
Constante	3.251,28* (1.825,14)	2.664,83*** (893,87)	108,89 (829,72)	445,51* (266,11)	-6,89 (446,72)	11.872,40** (5.390,80)	1.722,19* (981,04)	4.035,26** (1.902,86)	206,75 (735,75)	5.771,43** (2.895,26)
FE Comuna	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
FE Año	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Observaciones	2.769	2.769	2.769	2.769	2.769	2.769	2.769	2.769	2.769	2.769
R-cuadrado	0,33	0,35	0,12	0,09	0,05	0,17	0,08	0,15	0,09	0,20
Media variable dependiente	545	190	221	47	81	2.113	534	522	211	828
Media PSU (prop.)	0,42	0,42	0,42	0,42	0,42	0,42	0,42	0,42	0,42	0,42

Fuente: Elaboración propia.

 Error estándar robusto entre paréntesis, con *cluster* a nivel de comuna. \*  $p < 0,10$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$ .



Cuadro C2

## Efecto alumnos de cuarto medio, que rinden la PSU sobre las tasas de criminalidad

	Tasa de arrestos					Tasa de denuncias				
	Total (1)	Lesiones (2)	Hurto (3)	Violencia (4)	Fuerza (5)	Total (6)	Lesiones (7)	Hurto (8)	Violencia (9)	Fuerza (10)
PSU alum. cuarto medio (prop.)	18,81 (11,43)	11,87* (7,02)	5,67 (4,40)	1,09 (2,07)	0,30 (2,81)	-29,57 (26,11)	-4,67 (8,00)	-11,72 (10,67)	-0,97 (3,17)	-9,14 (14,96)
Escolaridad (años)	16,68 (15,56)	8,83 (8,99)	7,30 (8,30)	-0,57 (2,54)	0,03 (5,44)	-40,53 (47,12)	8,45 (11,65)	-4,78 (13,72)	-5,77 (7,95)	-37,25 (24,40)
Tasa de desempleo (%)	-0,97 (2,25)	0,32 (1,19)	-1,87 (1,63)	-0,18 (0,28)	0,58 (0,53)	5,96 (6,13)	-0,26 (1,70)	2,68 (1,90)	-0,89 (0,96)	4,22 (3,22)
Tasa de pobreza (%)	0,34 (1,20)	-0,36 (0,69)	1,04 (0,77)	-0,07 (0,15)	-0,17 (0,23)	-4,05 (3,14)	-1,02 (0,86)	-1,89* (1,05)	0,07 (0,47)	-1,08 (1,69)
Población (log)	-343,23* (183,54)	-280,26*** (91,93)	-21,59 (79,22)	-45,97 (28,38)	8,39 (41,70)	-1.011,74* (572,33)	-112,29 (96,41)	-374,54* (201,98)	-23,28 (78,32)	-493,12 (301,29)
Constante	3.740,76** (1.884,02)	2.891,09*** (933,84)	327,69 (824,23)	507,92* (287,48)	-2083 (443,25)	12.527,82** (5.795,17)	1.615,34 (983,80)	4.332,31** (2.047,28)	473,11 (826,75)	5.993,93** (3.044,39)
FE Comuna	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
FE Año	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Observaciones	2.762	2.762	2.762	2.762	2.762	2.762	2.762	2.762	2.762	2.762
R-cuadrado	0,33	0,35	0,11	0,09	0,06	0,17	0,08	0,14	0,08	0,20
Media variable dependiente	547	190	222	47	81	2,114	534	522	212	829
Media PSU (prop.)	0,64	0,64	0,64	0,64	0,64	0,64	0,64	0,64	0,64	0,64

Fuente: Elaboración propia.

Error estándar robusto entre paréntesis, con *cluster* a nivel de comuna. \* p < 0,10; \*\* p < 0,05; \*\*\* p < 0,01.



Cuadro C3

## Variable instrumental: efecto población de 18 años, que rinde la PSU sobre las tasas de criminalidad

	Tasa de arrestos					Tasa de denuncias				
	Total (1)	Lesiones (2)	Hurto (3)	Violencia (4)	Fuerza (5)	Total (6)	Lesiones (7)	Hurto (8)	Violencia (9)	Fuerza (10)
PSU pob. 18 años (prop.)	779,99 (477,02)	827,06*** (306,47)	107,20 (232,58)	-16,58 (151,69)	-146,64 (220,33)	-4.361,19** (2.156,91)	-711,28** (308,75)	-1.516,09* (842,54)	-314,84 (275,09)	-1.799,46* (1.042,22)
Escolaridad (años)	24,61 (17,33)	8,81 (12,24)	11,41 (6,99)	1,67 (2,90)	2,11 (8,63)	-1,24 (51,53)	16,90 (12,48)	-3,28 (15,51)	6,08 (6,29)	-20,35 (27,90)
Tasa de desempleo (%)	-1,23 (2,38)	0,06 (2,19)	-1,39 (1,78)	-0,19 (0,47)	0,16 (0,95)	1,79 (9,73)	-0,31 (1,84)	-0,06 (3,80)	-0,50 (1,26)	2,50 (4,36)
Tasa de pobreza (%)	-0,35 (1,58)	-1,14 (1,38)	0,84 (1,04)	-0,10 (0,37)	0,18 (0,60)	4,11 (7,29)	1,00 (1,18)	1,08 (2,96)	0,32 (0,87)	1,69 (2,98)
Población (log)	-124,95 (379,97)	13,14 (187,92)	-10,02 (176,02)	-66,18 (118,05)	-61,58 (134,95)	-3.325,92* (1.771,54)	-495,82** (200,40)	-1.180,05* (677,69)	-80,27 (209,44)	-1.548,36* (827,78)
Constante	1.226,98 (3.986,65)	-348,27 (1.978,49)	138,98 (1.856,36)	704,43 (1.234,27)	731,36 (1.410,52)	37.037,21** (18.429,08)	5.637,98*** (2.109,26)	12.947,30* (7.062,71)	1.049,42 (2.184,08)	17.158,33** (8.619,43)
FE Comuna	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
FE Año	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Observaciones	2.187	2.187	2.187	2.187	2.187	2.187	2.187	2.187	2.187	2.187
Media variable dependiente	578	207	230	50	84	2.160	534	532	217	859
Media PSU (prop.)	0,45	0,45	0,45	0,45	0,45	0,45	0,45	0,45	0,45	0,45

Fuente: Elaboración propia.

Error estándar robusto entre paréntesis, con cluster a nivel de comuna. \* p &lt; 0,10; \*\* p &lt; 0,05; \*\*\* p &lt; 0,01.

Cuadro C4

## Variable instrumental: efecto alumnos de cuarto medio, que rinden la PSU sobre las tasas de criminalidad

	Tasa de arrestos					Tasa de denuncias				
	Total (1)	Lesiones (2)	Hurto (3)	Violencia (4)	Fuerza (5)	Total (6)	Lesiones (7)	Hurto (8)	Violencia (9)	Fuerza (10)
PSU alum. cuarto medio (prop.)	20,94 (118,29)	86,44 (77,73)	-88,64 (71,25)	6,38 (35,92)	13,44 (49,36)	-1.310,22** (620,57)	47,96 (138,95)	-520,73* (287,91)	-62,53 (65,83)	-780,56* (444,15)
Escolaridad (años)	25,12* (15,13)	10,63 (9,34)	9,69 (7,89)	1,79 (4,02)	2,34 (7,06)	-26,95 (58,68)	17,80 (12,22)	-13,68 (24,67)	4,84 (6,96)	-35,43 (38,94)
Tasa de desempleo (%)	-1,51 (2,57)	-0,49 (1,13)	-1,07 (1,84)	-0,21 (0,31)	0,14 (0,55)	7,96 (7,01)	-0,31 (1,77)	2,34 (3,03)	-0,17 (1,07)	5,97 (3,83)
Tasa de pobreza (%)	1,00 (1,36)	0,49 (0,67)	0,74 (1,15)	-0,11 (0,25)	-0,02 (0,34)	-7,15 (6,16)	-0,03 (1,03)	-3,02 (2,76)	-0,39 (0,50)	-3,72 (3,95)
Población (log)	-498,32* (274,99)	-398,89*** (129,16)	-38,92 (182,45)	-59,91 (67,06)	4,78 (84,13)	-951,47 (1.262,71)	-172,75 (196,40)	-336,35 (521,81)	83,18 (122,69)	-511,87 (770,09)
Constante	5.239,88* (2.796,26)	4.022,47*** (1.295,87)	530,70 (1.830,30)	631,26 (653,68)	3,38 (831,91)	12.576,27 (12.290,06)	2.106,94 (1.888,82)	4.307,39 (5.043,22)	-659,40 (1.226,83)	6.665,70 (7.382,48)
FE Comuna	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
FE Año	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Observaciones	2.184	2.184	2.184	2.184	2.184	2.184	2.184	2.184	2.184	2.184
Media variable dependiente	578	207	230	50	85	2.160	534	532	217	859
Media PSU (prop.)	0,68	0,68	0,68	0,68	0,68	0,68	0,68	0,68	0,68	0,68

Fuente: Elaboración propia.

Error estándar robusto entre paréntesis, con *cluster* a nivel de comuna. \* p < 0,10; \*\* p < 0,05; \*\*\* p < 0,01.



---

## IMPUESTOS CORPORATIVOS Y CAPITAL: VEINTISÉIS AÑOS DE EVIDENCIA EN EMPRESAS\*

Rodrigo Cerda N.\*\*

José Ignacio Llodrá V.\*\*

*The hardest thing in the world to understand is the income tax*  
(Albert Einstein)<sup>1</sup>

### I. INTRODUCCIÓN

El impuesto a la renta pagado por las empresas (impuesto corporativo) suele ser uno de los temas más recurrentes en las discusiones de política económica. Los gobiernos tienden a reformar el impuesto corporativo, elevándolo cuando quieren aumentar la recaudación y disminuyéndolo cuando quieren incentivar la inversión y la acumulación de capital. En los últimos 15 años, los países de la OCDE en promedio, han experimentado cambios del impuesto corporativo cada 4,8 años y solo cuatro países no han tenido modificaciones en los últimos 10 años<sup>2</sup>. Desde el trabajo seminal de Jorgenson (1963) se habla del impacto de los impuestos en el costo de uso del capital y la acumulación de capital. Sin embargo, para el caso de Chile, todavía no existe un consenso sobre la magnitud del efecto de los impuestos en la acumulación de capital de las empresas en el largo plazo.

El debate económico sobre este efecto se puede dividir en dos partes (gráfico 1). La primera parte es el efecto de los impuestos corporativos sobre el costo de uso del capital, es decir, el *pass-through* o efecto directo del impuesto que provoca un alza en el costo de uso del capital. El impacto de este efecto depende de la existencia de deducciones por depreciación y créditos tributarios a la inversión<sup>3</sup> que lo atenúan. La segunda parte se refiere al impacto del costo de uso sobre el *stock* de capital deseado de largo plazo, que depende de la elasticidad de sustitución del capital por el trabajo. A medida que esta elasticidad es mayor, el efecto de un *shock* permanente en el costo de uso afectará en mayor medida la demanda por capital de las empresas. La magnitud de la elasticidad de sustitución ha sido una discusión clásica en la macroeconomía.

---

\* Agradecemos los comentarios de Juan Bravo, Sebastián Claro, Luis Óscar Herrera, Felipe Larraín, Borja Larraín, Salvador Valdés y José Tomás Valente. Los errores son de nuestra exclusiva responsabilidad.

\*\* ClapesUC (Centro Latinoamericano de Políticas Económicas y Sociales UC) e Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile. E-mails: rcerdan@uc.cl; jillodra@uc.cl

<sup>1</sup> [www.irs.gov/uac/tax-quotes](http://www.irs.gov/uac/tax-quotes).

<sup>2</sup> OCDE. *Stat Tax Database*.

<sup>3</sup> En la literatura son conocidos como “Investment Tax Credits (ITC)”.

## Gráfico 1

## Mecanismo de transmisión: Efecto del impuesto corporativo sobre el capital

$$\text{Impuesto Corporativo} \Rightarrow \text{Costo de Uso del Capital} \Rightarrow \text{Stock de Capital}$$

Fuente: Elaboración propia.

Tal como indica Chirinko (2008), contestar esta interrogante no solo tiene gran importancia en el efecto de los impuestos sobre el capital, sino también en las posibilidades de crecimiento de los países en el largo plazo, el nivel de ingreso per cápita, la velocidad de convergencia del crecimiento, la rentabilidad del capital en el largo plazo y la distribución del ingreso.

El impacto de un aumento del impuesto de primera categoría en Chile (impuesto corporativo) sobre inversión y sobre el *stock* de capital ha sido tema discusión en la literatura económica chilena desde hace unos 20 años. Las discusiones se han desarrollado a partir de dos líneas de investigación paralelas. Por un lado, hay varios trabajos que se han centrado en estimar el impacto del impuesto de primera categoría sobre la tasa de inversión (Cerde y Larraín, 2005; Dominichetti y Roeschmann, 2006; Hsieh y Parker, 2007; Medina y Valdés, 1998; Vergara, 2010) y, por otro lado, hay unos pocos trabajos que se han centrado en estimar los impactos sobre el *stock* de capital de largo plazo (Bustos et al., 2004; Cerde y Larraín, 2010; Cerde y Saravia, 2009). A partir de estos estudios se ha discutido profusamente acerca de implicancias de políticas públicas (Bravo et al., 2014; Contreras y Repetto, 2013; Valdés, 2014). Además, en 2014 se aprobó en el Congreso Nacional una reforma tributaria de gran magnitud que tiene múltiples cambios al sistema tributario chileno, y uno de ellos es aumentar sustancialmente y de forma paulatina la tasa de impuesto de primera categoría desde 20% hasta 27%.

Si bien varios de estos trabajos muestran un impacto importante sobre la inversión y el *stock* de capital en las pequeñas y medianas empresas (Cerde y Larraín, 2005; Cerde y Larraín, 2010; Hsieh y Parker, 2007), da la impresión que existiría la idea de que el efecto sobre las empresas grandes es menor e incluso positivo. Esta idea emerge de las conclusiones del estudio de Bustos et al. (2004), que usando datos de empresas que se transan en bolsa (empresas grandes), estiman que en 10 de los 11 años que analizan, el alza del impuesto corporativo habría aumentado —y no disminuido— el *stock* de capital deseado de largo plazo, aunque en todos los años la influencia es muy pequeña<sup>4</sup>. La intuición de ese resultado

<sup>4</sup> Bustos et al. (2004) indican que “[...] en algunos años (10 de 11), un mayor impuesto corporativo aumenta la demanda agregada de largo plazo por capital, mientras en otros (1 de 11) la reduce; en todos los años la influencia es insignificante”.



viene básicamente del siguiente argumento. En la teoría del costo de uso del capital (Jorgenson, 1963; Hall y Jorgenson, 1967), un aumento de impuestos a las empresas debería reducir el valor del producto marginal del capital que queda en poder de las empresas, lo que tiende a disminuir el *stock* de capital deseado por las empresas. Sin embargo, la legislación permite realizar ciertos descuentos de la base imponible<sup>5</sup> que disminuyen el impacto negativo del sistema tributario sobre la acumulación de capital. En el estudio de Bustos et al. (2004), estos descuentos son lo suficientemente grandes como para compensar totalmente la distorsión ocasionada por el impuesto corporativo. En nuestro trabajo se vuelve a revisar la evidencia en el caso de las grandes empresas y encontramos, en contraposición con Bustos et al. (2004), que un aumento del impuesto corporativo sí tiene efectos distorsionadores sobre el *stock* de capital deseado.

En ese contexto, nuestro trabajo hace los siguientes aportes. En primer lugar, desarrolla un modelo para explicar el efecto del costo de uso sobre el *stock* de capital. Este modelo sigue de cerca los trabajos de esta literatura, pero al mismo tiempo integra elementos propios de la literatura de finanzas corporativas. Nuestro trabajo levanta algunos supuestos respecto del trabajo de Bustos et al. (2004), como el uso de tasas de descuento iguales a la tasa de interés de la deuda y la forma como se realiza el beneficio tributario a los intereses de la deuda. En segundo lugar, nuestro trabajo realiza estimaciones utilizando datos de empresas transadas en bolsa desde 1983 hasta el 2008.

Este trabajo se compone de las siguientes partes. En la sección II se describe el modelo utilizado y se explica las diferencias con otros trabajos. La sección III describe los datos utilizados mientras la sección IV describe la estimación y presenta los resultados empíricos. Finalmente, la sección V concluye con una breve discusión.

## II. EL MODELO

En la línea del trabajo de Jorgenson (1963), en nuestro modelo, la empresa maximiza su valor sujeta a distintas formas de financiamiento. El valor para los accionistas está dado por el capital accionario, que corresponde a los flujos de la empresa después de deuda menos los aportes que deban hacer emitiendo nuevas acciones. Para formalizar el argumento, sea  $E_t$  el valor de las acciones emitidas,  $S_t$  la emisión de nuevas acciones, y  $F_t$  el dividendo o flujo pagado al accionista. Si definimos la tasa de retorno del capital accionario como  $r_t^e$ , entonces se debe cumplir que:

$$r_t^e = \frac{F_t - S_t + \dot{E}_t}{E_t} \quad (1)$$

---

<sup>5</sup> Estos descuentos se relacionan usualmente con depreciación del activo fijo y el pago de intereses por la deuda incurrida para financiar parte del activo fijo.

Es decir, por arbitraje en el mercado de capitales, la tasa de retorno del inversionista debe ser igual al retorno que obtiene el accionista (dividendos más ganancia de capital y descontado el valor de las nuevas acciones) como fracción de su inversión inicial (Auerbach, 2002). También supondremos que la empresa puede financiarse con deuda y deducir los intereses de la deuda del pago de impuestos, por lo que la utilidad contable de la firma corresponde a:

$$Y(K_t, L_t) - w_t L_t - r_t^d D_t - \Gamma_t$$

donde  $K_t$  y  $L_t$  son los factores capital y trabajo, respectivamente,  $w_t$  corresponde al salario,  $D_t$  corresponde a la deuda de la empresa,  $r_t^d$  es la tasa de interés de la deuda y, por último, el parámetro  $\Gamma_t$  corresponde a la depreciación contable permitida por la ley. Luego el flujo de caja para el accionista  $F_t$  se define como:

$$F_t = (1 - \tau) [Y(K_t, L_t) - w_t L_t - r_t^d D_t - \Gamma_t] + \Gamma_t - p_t I_t - \dot{D}_t + S_t$$

donde  $\tau$  es el impuesto corporativo,  $I_t$  es inversión,  $p_t$  es su precio relativo,  $\dot{D}_t$  es el cambio en la deuda y  $S_t$  es la emisión de nuevas acciones. La ley tributaria permite depreciar una fracción del capital por un período fijo de tiempo. De esta forma el parámetro  $\Gamma_t$  se puede reformular como  $z p_t I_t$ , donde  $z$  corresponde al valor presente de la depreciación de \$1 peso invertido<sup>6</sup>.

Entonces, la ecuación anterior se puede reescribir como:

$$F_t = x_t - (1 - \tau) r_t^d D_t + \dot{D}_t + S_t \quad (2)$$

donde  $x_t = (1 - \tau) [Y(K_t, L_t) - w_t L_t] - p_t I_t (1 - z\tau)$  son los flujos antes de pago de intereses, amortizaciones y emisiones de deuda, y emisión de acciones. Combinando las ecuaciones (1) y (2), se obtiene la siguiente ecuación diferencial:

$$\rho_t (E_t + D_t) = x_t + (\dot{E}_t + \dot{D}_t) \quad (3)$$

donde  $\rho_t = [(1 - b_t) r_t^e + b_t r_t^d (1 - \tau_t)]$  corresponde al costo de capital promedio ponderado —*weighted average cost of capital*, WACC— que se define como el promedio ponderado de los retornos exigidos a la empresa por parte de los accionistas y de los acreedores de deuda, y  $b_t = D_t / (D_t + E_t)$  es el apalancamiento de la empresa, tal como en Auerbach (1979). Esto permite analizar la situación de una empresa que busca realizar un proyecto de inversión financiándose con acciones o deuda. Resolviendo la ecuación diferencial se obtiene:

$$W_t \equiv E_t + D_t = \int_t^\infty e^{\rho_s} x_s ds \quad (4)$$

<sup>6</sup> En algunos países, como por ejemplo Estados Unidos, existen, además de la depreciación contable, otros beneficios como los créditos tributarios a la inversión o *Investment Tax Credit (ITC)*, que operan deduciendo como gasto inmediato parte de la inversión. Para este caso, la variable  $\Gamma_t$  se reescribiría como  $(z + ITC) p_t I_t$ .

que corresponde al valor de la empresa. En condiciones de mercado la tasa de costo del financiamiento  $\rho$  debe equilibrar los beneficios de la deuda con el costo de la emisión de nuevas acciones<sup>7</sup>. Tomaremos esta tasa como invariante en el tiempo y analizaremos el problema desde el punto de vista de la inversión. Para maximizar el valor de la empresa, ella resuelve:

$$\max_{\{L_t, I_t\}} \int_t^{\infty} e^{\rho t} (1 - \tau) [Y(K_t, L_t) - wL_t] - p_t I_t (1 - z\tau) dt$$

sujeto a la siguiente ley de movimiento del capital:

$$\dot{K}_t = I_t - \delta K_t \quad (5)$$

y donde  $\delta$  corresponde a la depreciación económica del capital y  $\dot{K}_t$  es el crecimiento del capital. Luego podemos expresar el Hamiltoniano asociado como:

$$\mathcal{H} = e^{-\rho t} \left\{ (1 - \tau) [Y(K_t, L_t) - wL_t] - p_t I_t (1 - z\tau) \right\} + \lambda_t^K (I_t - \delta K_t) \quad (6)$$

donde  $\lambda_t^K$  es la variable de coestado (precio sombra) del capital<sup>8</sup>. Resolviendo el problema (ver apéndice), obtenemos la siguiente condición de optimización:

$$Y_K = \left( \frac{1 - z\tau}{1 - \tau} \right) \left[ \delta + \rho - \frac{\dot{p}}{p} \right] \equiv c \quad (7)$$

Esta expresión iguala el producto marginal del capital ( $Y_K$ ) con su costo de uso ( $c$ ). Este costo de uso corresponde a una medida de costo efectivo del capital que incluye el precio relativo de la inversión, la tasa de depreciación, el costo de financiamiento, la variación del precio relativo de la inversión y los efectos de los impuestos. El término que incluye los impuestos corresponde a  $(1 - z\tau)/(1 - \tau)$ , que captura por un lado el efecto distorsionador del impuesto corporativo, pero por otro lado incorpora también las deducciones de impuestos relacionadas con la depreciación del capital físico a través del parámetro  $z$ . Adicionalmente, el parámetro  $\rho$  (tasa WACC), incluye el descuento de los intereses de la deuda de la base imponible. Mientras menor es  $z$ , es decir, mientras menor es el descuento de la base imponible, mayor es el impacto de la tasa de impuestos sobre el costo de uso del capital.

Para poder obtener el impacto sobre el *stock* de capital de largo plazo, suponemos que la función de producción es del tipo CES, y por lo tanto el producto marginal del capital tiene la forma:

7 El teorema de Modigliani y Miller establece que la estructura de capital es irrelevante en condiciones similares. Si bien la realidad se aleja de este supuesto al existir otros costos asociados a cada tipo de financiamiento, en este modelo no son necesarios de modelar porque solo queremos analizar desde el punto de vista de la empresa que maximiza su valor, ya que nos queremos centrar en el efecto de los impuestos corporativos sobre la acumulación de capital.

8 Además, para evitar una estrategia Ponzi, imponemos la siguiente condición de transversalidad:  $\lim_{t \rightarrow \infty} K_t \lambda_t^K = 0$ .



$$Y_K = \alpha \left( \frac{K}{Y} \right)^{-\frac{1}{\sigma}},$$

lo que permite escribir la ecuación (7) de la siguiente forma:

$$\log\left(\frac{K}{Y}\right) = \alpha - \sigma \log(c) \quad (8)$$

donde la variable  $c$  corresponde al costo de uso del capital,  $\sigma$  es la elasticidad de sustitución entre capital y trabajo y  $\alpha$  es el parámetro distributivo de la función de producción. De ahí que el impacto de un aumento de los impuestos corporativos sobre  $K/Y$  corresponde a  $-\sigma \left( \frac{\partial c}{\partial \tau} \frac{1}{c} \right)$ , donde  $\frac{\partial c}{\partial \tau} \frac{1}{c}$  es el efecto de los impuestos sobre el costo de uso del capital y  $-\sigma$  corresponde al efecto sustitución, que disminuye el *stock* de capital (o más bien la relación capital-producto) una vez que aumenta su costo de uso. En lo que sigue, nos centramos en esta estimación. A continuación describimos nuestros datos.

### III. DATOS

Nuestro trabajo utiliza datos anuales de las FECU (Ficha Estadística Codificada Uniforme), que contienen la información contable de las sociedades anónimas abiertas (SAA), es decir, las empresas que se encuentran fiscalizadas por la Superintendencia de Valores y Seguros (SVS). El panel de empresas que logramos reunir contiene información desde 1983 hasta el 2008. Terminamos la muestra en el 2008 porque este último año corresponde al cambio del sistema contable por la adopción de las nuevas reglas de IFRS. Este período es particularmente interesante para nuestro ejercicio, porque se experimentan grandes variaciones en la tasa de impuesto corporativo. En el gráfico 2, mostramos la evolución de la tasa de impuestos corporativos desde 1980 hasta el 2010.

Como consolidación del proceso de reformas estructurales llevadas a cabo en los años ochenta en Chile, el impuesto corporativo que permanecía en niveles muy altos desde los años setenta fue reducido drásticamente por las autoridades a partir de la reforma de 1984. En el año 1983, la suma de impuestos a las utilidades de la empresa era de 49% (ya había disminuido levemente desde los niveles de 1980); sin embargo, a partir de 1984, la tasa se redujo velozmente, hasta un mínimo de 0% en 1989<sup>9</sup>. A partir de 1990, la tasa de impuestos aumentó primero a 10% y luego a 15%, donde se mantuvo estable durante once años, tras lo cual fue elevada gradualmente a 17% en el lapso de dos años. El cambio tributario de la década de 1980 es un período notable para analizar y hasta la fecha no

---

<sup>9</sup> Esta tasa de 0% correspondía en ese año al impuesto a las utilidades reinvertidas. Si había retiros, la tasa era de 10%. Dicho mecanismo estuvo presente solo ese año.

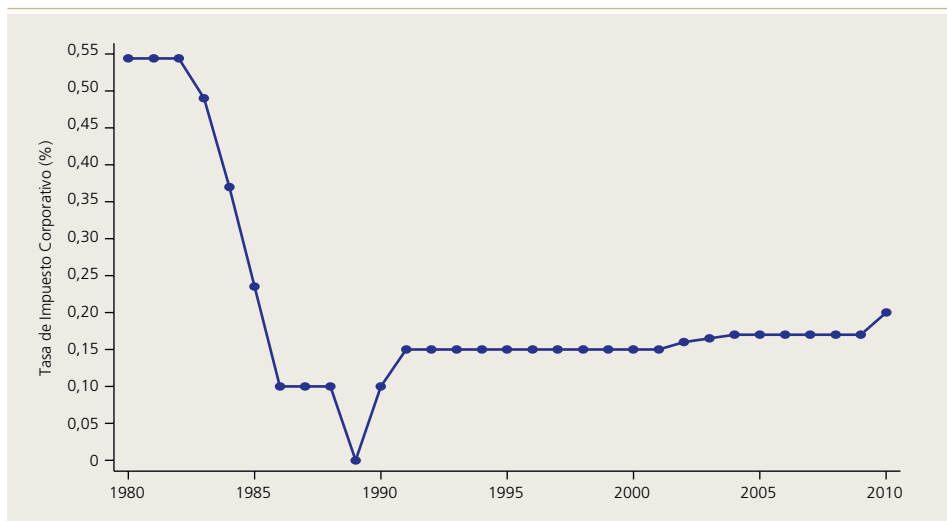


existe ningún otro período con una variación tan significativa de los impuestos corporativos donde se tengan datos de panel de empresas chilenas. Al mismo tiempo, la tramitación de las reformas tributarias fue expedita considerando sus grandes cambios: la reforma de 1984 se tramitó entre noviembre de 1982 y diciembre de 1983; de igual forma la reforma de 1990 se tramitó entre abril y junio de dicho año. Grandes reformas como estas son eventos discretos con un *shock* considerable sobre el costo de uso, correspondiendo a lo más próximo a un experimento natural (Cummins et al., 1996).

Para nuestras estimaciones, haremos cálculos usando un panel balanceado, donde tendremos información de 49 empresas “continuas”, es decir, que se mantienen en todos los años de la muestra. Al mismo tiempo presentaremos estimaciones para la muestra completa que contiene información de 677 empresas distintas pero que, en algunos años, pueden desaparecer de la muestra. Este último set de datos corresponde a un panel desbalanceado. El año en que aparecen más empresas en nuestra muestra es el 2001, con información disponible para 358 firmas, y el año con menos registros es 1986, con 159 registros.

Gráfico 2

### Tasa de impuesto corporativo 1980-2010



Fuente: Elaboración propia.

El cálculo de nuestras principales variables se realiza de la siguiente forma. El *stock* de capital ( $K_{i,t}$ ) se calcula como la suma de cuatro tipos de activos fijos reportados en las FECU (maquinaria y equipos, edificios y obras de infraestructura, otros activos fijos y, por último, terrenos) a fines del año anterior. El nivel de producción ( $Y_{i,t}$ ) se calcula como los ingresos por venta generados en el año. Luego, nuestra variable dependiente será el logaritmo de la razón capital-producto de la empresa, definida como  $k_{i,t} = \log(K_{i,t} / Y_{i,t})$ . Para la construcción del costo de uso —que está definido como  $v_{i,t} = \log\left[\frac{(1 - z_{i,t}\tau_t)}{(1 - \tau_t)}(\delta + \rho_{i,t} - \dot{p}_t / p_t)p_t\right]$ — se usa los siguientes datos: (i)  $\tau_t$  corresponde a la tasa de impuesto corporativo indicada en la ley de impuesto a la renta para cada año; (ii)  $p_t$  corresponde al ratio del deflactor de la formación bruta de capital fijo y del PIB —ambos usando las series del Banco Central—, y (iii) la depreciación económica  $\delta$  se supone en 10% igual para todas las empresas y períodos. Para calcular la tasa WACC, en cada empresa se usa la siguiente expresión:  $\rho_{i,t} = (1 - b_{i,t})r^e + b_{i,t}(1 - \tau_t)r_{i,t}^d$ , donde  $b_{i,t}$  corresponde a la fracción de deuda sobre activos de la empresa, mientras  $r_{i,t}^d$  corresponde al retorno real promedio del IPSA para el período entre 1975 y el 2009. Debido a que la tasa de rentabilidad que usan los accionistas es una tasa esperada de rentabilidad ex ante, usamos un promedio del período como *proxy* del retorno del mercado durante el período estudiado. La tasa de interés sobre la deuda  $r_{i,t}^d$  está calculada como la tasa de interés real efectiva a la que se endeuda la empresa. Esta variable corresponde a los gastos en intereses sobre la deuda financiera de la empresa (excluimos las deudas a instituciones no financieras, las que se contabilizan como cuentas por pagar). Esto nos permite tener un valor más realista del costo de financiamiento, que además varía para cada empresa. Más detalles sobre la construcción de esta variable se puede consultar en el apéndice B. Para el caso del valor presente del descuento por depreciación  $z_{i,t}$  utilizamos la vida útil promedio de los activos y la tasa WACC, y ponderamos el valor presente según la composición de activos en la firma, procedimiento que también se detalla en el apéndice B. Los activos fijos que incluye esta medición corresponden a edificios y obras, maquinaria y equipos, otros activos, y terrenos. Estos últimos tienen una tasa de depreciación igual a cero, en virtud de lo indicado en el código tributario. Además, para calcular el valor presente de los descuentos de depreciación, se utiliza como tasa de descuento la tasa WACC de cada empresa. Finalmente, utilizamos las tablas del Servicio de Impuestos Internos que fijan las tasas de depreciación de los activos fijos.

#### IV. ESTIMACIÓN Y RESULTADOS

##### 1. Estimación de la elasticidad de sustitución

En lo que sigue, partiremos buscando tener estimaciones de la elasticidad de sustitución por medio de la siguiente ecuación, que es una versión estimable de la ecuación (8) (costo de uso):

$$k_{i,t} = \alpha - \sigma v_{i,t} + \mu_t + \gamma_i + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

donde  $k_{i,t} = \log(K_{i,t-1} / Y_{i,t})$ ,  $v_{i,t} = \log\left[\frac{(1 - z_{i,t}\tau_t)}{(1 - \tau_t)}(\delta + \rho_{i,t} - \dot{p}_t / p_t)p_t\right]$ ,  $\mu_t$ , son efectos fijos por tiempo y  $\gamma_i$  son efectos fijos por empresa. Para realizar las estimaciones utilizamos tres métodos econométricos para chequear robustez. Inicialmente empleamos el método de efectos fijos, luego realizamos estimaciones por mínimos cuadrados ponderados (WLS)<sup>10</sup> y, finalmente, para incluir dinámica en la estimación, utilizamos la metodología de Arellano y Bond (1991). Tal como indicamos arriba, utilizamos un panel balanceado y otro desbalanceado. En el caso de este último corregimos por sesgo de selección, utilizando la corrección que incluye el inverso del ratio de Mills en la ecuación, siguiendo el método desarrollado en Heckman (1979), Wooldridge (1995) y Wooldridge (2002)<sup>11</sup>.

El cuadro 1 muestra los resultados de las estimaciones ocupando el método de efectos fijos y el de mínimos cuadrados generalizados (WLS). En este último caso también se incluyen variables *dummy* por firma. Las estimaciones de la elasticidad de sustitución varían entre 0,28 y 1,15, pero en todos los casos son significativas. Cuando se utiliza la muestra desbalanceada, la magnitud de las estimaciones tiende a disminuir, y controlando por el sesgo de selección las estimaciones rondan en magnitud en el intervalo 0,3 a 0,5. El cuadro 2 muestra los resultados cuando se realiza la estimación utilizando el método de Arellano y Bond (1991). Se muestran los resultados cuando se incluyen polinomios de rezagos del costo de uso del capital, hasta con dos rezagos. En esos casos se incluye además el valor de largo plazo de la elasticidad de sustitución, cuya significancia se calcula utilizando el método delta. Tal como en el caso anterior, al utilizar solo la muestra balanceada, la elasticidad de sustitución tiene magnitudes mayores, que en este caso fluctúan entre 1,26 y 2,04. En el caso de la muestra desbalanceada, las estimaciones fluctúan entre 0,6 y 0,72 y además, al realizar la corrección por sesgo de selección, los valores se estabilizan entre 0,4 y 0,51. Todas las estimaciones de la elasticidad (de largo plazo) son significativas y la mayoría se encuentran en el rango de 0,4 a 1,2.

---

10 En este método los ponderadores se obtienen de una primera etapa que utiliza MCO y una corrección del tipo Cochrane-Orcutt.

11 El inverso del ratio de Mills se obtiene de una primera etapa, donde se realiza una estimación mediante un modelo probit de la siguiente forma:

$$y_{i,t+1}^* = z_{i,t} \beta + \varepsilon_{i,t}$$

donde  $y_{i,t+1}^*$  es una *dummy* que toma el valor 1 si la empresa no se encuentra presente en la muestra al año siguiente, y 0 en caso contrario. Así, este modelo nos permite ver la probabilidad de la empresa de salir de la muestra. El vector  $z_{i,t}$  contiene variables explicativas para la deserción de la empresa de la muestra. Estas variables son el tamaño de la empresa medido por sus activos totales, su patrimonio, la razón deuda-patrimonio, la tasa de interés efectiva de la empresa (gasto financiero sobre deuda bancaria). También incluimos un set de *dummies* por quintil de tamaño de la firma y una variable para la edad de la empresa en la muestra. Esta etapa se calcula para cada año de la muestra, con el fin de tener el inverso del ratio de Mills para cada período y agregar este estimador en las regresiones de panel.

Cuadro 1

Estimaciones de  $\sigma$ 

	(1) WLS	(2) Efectos Fijos	(3) WLS	(4) Efectos Fijos	(5) WLS	(6) Efectos Fijos
$\sigma$	-1,15** (0,515)	-0,53** (0,)	-0,47*** (0,130)	-0,29** (0,108)	-0,42*** (0,124)	-0,28** (0,107)
$\phi$					0,004 (0,003)	0,01*** (0,004)
Obs.	1.225	1.274	5.629	6.423	5.036	5.995
Balanceado	Sí	Sí	No	No	No	No
Dummies Año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Dummies Firma	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí

Fuente: Cálculos propios a partir de las FECU.

Errores estándar entre paréntesis, \*\*\* p < 0,01; \*\* p < 0,05; \* p < 0,1. La tabla contiene nuestras estimaciones ocupando inicialmente el método Arellano-Bond.  $\phi$  corresponde al inverso del ratio de Mills.

Cuadro 2

Estimaciones de  $\sigma$ 

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$\sigma_t$	-1,31* (0,718)	-1,51* (0,848)	-1,52* (0,861)	-0,61*** (0,208)	-0,59*** (0,196)	-0,63*** (0,194)	-0,45** (0,163)	-0,44** (0,157)	-0,51*** (0,173)
$\sigma_{t-1}$		0,08 (0,122)	0,10 (0,130)		0,08 (0,122)	0,10 (0,130)		0,09 (0,125)	0,07 (0,129)
$\sigma_{t-2}$			-0,12 (0,136)			-0,07 (0,066)		-0,04 (0,069)	
$\Sigma\sigma$		-0,78 (0,500)	-0,98* (0,517)		-0,51*** (0,171)	-0,60*** (0,210)		-0,35* (0,178)	-0,48** (0,219)
$K_{t-1}$	0,36*** (0,070)	0,39*** (0,061)	0,38*** (0,059)	0,15*** (0,052)	0,15*** (0,052)	0,06 (0,069)	0,11* (0,059)	0,11* (0,059)	0,01 (0,074)
$\phi$							0,005 (0,004)	0,005 (0,004)	0,005 (0,004)
$\sigma_{LP}$	-2,04** (0,942)	-1,26* (0,708)	-1,26* (0,722)	-0,72*** (0,231)	-0,60*** (0,185)	-0,60*** (0,219)	-0,51*** (0,176)	-0,40** (0,194)	-0,40* (0,226)
Obs.	1.176	1.176	1.127	4.959	4.959	4.368	4.412	4.412	3.851
Balanceado	Sí	Sí	Sí	No	No	No	No	No	No
Dummies Año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Dummies Firma	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Test Sargan (P-Value)	0,000	0,000	0,000	0,122	0,127	0,221	0,229	0,198	0,266
Arellano-Bond test									
Orden 1 (P-Value)	0,086	0,073	0,076	0,003	0,003	0,004	0,003	0,003	0,011
Orden 2 (P-Value)	0,044	0,051	0,061	0,193	0,203	0,989	0,328	0,359	0,9531

Fuente: Cálculos propios a partir de las FECU.

Errores estándar entre paréntesis, \*\*\* p < 0,01; \*\* p < 0,05; \* p < 0,1. La tabla contiene nuestras estimaciones ocupando inicialmente el método Arellano-Bond. Todas las regresiones incluyen efectos fijos para los años y para las firmas. Para las estimaciones de las columnas (4)-(9) se usan estimadores usando el método de GMM en dos etapas, los errores se obtienen usando la corrección de Windmeijer (2005). El término  $\Sigma\sigma$  corresponde a la suma de los estimadores de sigma y el término  $\sigma_{LP}$  corresponde al término  $\sigma$  de largo plazo, definido como  $1-k$ .  $\phi$  corresponde al inverso del ratio de Mills. Los errores estándar de estos estimadores fueron calculados mediante el método delta.



Nuestras estimaciones están en línea con lo encontrado en la literatura internacional<sup>12</sup>. El trabajo inicial de Jorgenson (1963), suponía una función de producción de tipo Cobb-Douglas, la que por definición tiene una elasticidad unitaria. Sin embargo, sucesivas investigaciones levantan este supuesto. Algunos trabajos basados en datos agregados encontraron resultados con un rango más amplio que el nuestro, como por ejemplo Caballero (1994), que encontró estimaciones que variaban entre 0,01 y 2 según sector para datos agregados de Estados Unidos. Sin embargo, con posterioridad este rango tiende a acotarse, como se encuentra, por ejemplo, en Hasset y Hubbard (2002) que sugieren que la elasticidad se encontraría entre 0,5 y 1, y en Schaller (2006) que aplica métodos de cointegración para datos de Canadá y encuentra resultados del orden de 1,6. Por otro lado los estudios que utilizan paneles de firmas encontraron resultados menores al paradigma unitario (Chirinko et al., 1999), aunque trabajos posteriores basados esta vez en el uso de períodos con grandes reformas tributarias, estimaron elasticidades de sustitución mayores y algo más cerca de 1 (Cummins et al., 1996). Otros estudios sugieren valores situados entre 0,4 y 0,6 (Chirinko, 2008; Chirinko y Mallick, 2011)<sup>13</sup>.

Más recientemente, Dwenger (2014) encuentra una elasticidad unitaria utilizando datos de panel de empresas alemanas y corrigiendo por problemas de atrición en la muestra. En el caso de países en desarrollo, Coulibaly y Millar (2011), que analizan los datos para Sudáfrica y utilizan el período del embargo económico en ese país como una fuente de variación exógena, encuentran una elasticidad de sustitución unitaria. Al mismo tiempo Ramírez (2006), usando las variaciones de las reformas tributarias en México, encuentra una gran sensibilidad de la inversión a los cambios tributarios y la tasa de interés, estimando una elasticidad de la inversión al costo de uso del capital de -2. El trabajo de Bustos et al. (2004) encuentra una elasticidad de sustitución cercana a 0,4, utilizando datos similares a los nuestros pero solo en el período 1985-1995, y utilizando un panel balanceado de empresas. Este valor está incluido en nuestro rango de estimaciones, pero en la parte baja del rango. Lo relevante es que existe bastante evidencia internacional que apunta a que la elasticidad de sustitución tiende a coincidir con el rango que hemos reportado en los cuadros 1 y 2.

Este rango de estimación es muy relevante porque indica que ante un aumento de 1% en el costo de uso del capital, la relación capital-producto debería disminuir entre 0,4% y 1,2%. Sin embargo, esta estimación no responde aún nuestra pregunta central —¿cuanto afectan los impuestos corporativos a la demanda por capital de las empresas en el largo plazo?— como hemos discutido antes, la respuesta depende de dos cosas: primero del efecto de los impuestos en el costo de uso y segundo, de la elasticidad de sustitución. Como ya hemos estimado la elasticidad de sustitución, a continuación necesitamos una estimación del impacto de un aumento de los impuestos corporativos sobre el costo de uso del capital. Esto lo explicamos a continuación.

---

<sup>12</sup> Los trabajos de Chirinko et al. (1999), Chirinko (2008), Hasset y Hubbard (2002) y Schaller (2006) resumen parte de la literatura sobre la estimación de la elasticidad de sustitución.

<sup>13</sup> Para una revisión más detallada de este tema se sugiere revisar los trabajos de Caballero (1999), Hasset y Hubbard (2002) y Chirinko (2008).

## 2. Estimación del impacto de los impuestos sobre el costo de uso del capital

¿Cuánto varía el costo de uso del capital cuando aumenta la tasa de impuestos corporativos? El impacto de los impuestos sobre el costo de uso del capital corresponde a calcular la semielasticidad del costo de uso respecto al aumento de los impuestos corporativos. Esta semielasticidad es:

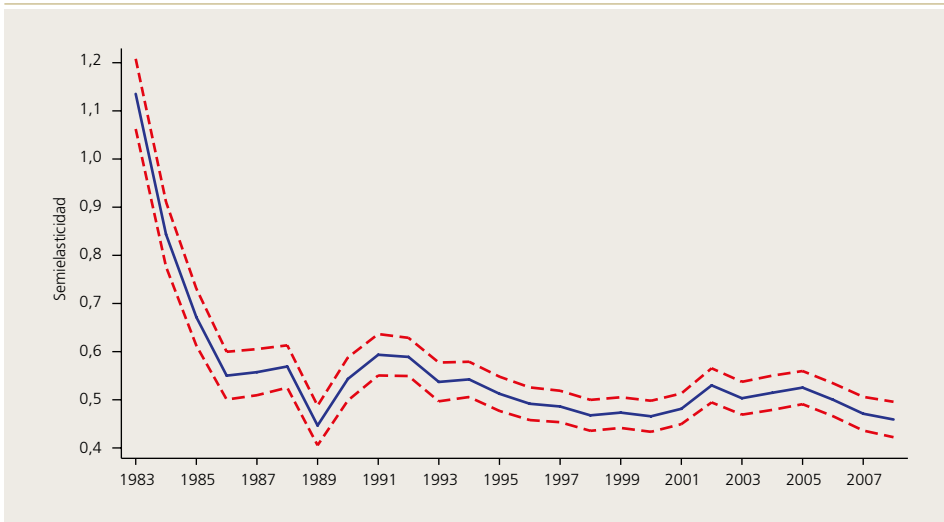
$$\zeta_{ct} \equiv \frac{\partial c}{\partial \tau} \frac{1}{c} = \frac{1}{(1-\tau z)(1-\tau)} - \frac{z}{(1-\tau z)(1-\tau)} - \frac{br^d}{\left[ \delta + \rho - \frac{\dot{p}_t}{p_t} \right] p_t} \quad (10)$$

Esta expresión tiene tres partes. La primera de ellas,  $1/((1-\tau z)(1-\tau))$ , muestra el efecto directo del aumento de impuestos sobre el costo de uso del capital. Este término es positivo, e indica que el aumento de impuestos incrementa el costo de uso del capital debido fundamentalmente, a que disminuye la apropiación del valor del producto marginal del capital por parte de las empresas. Este efecto tiende, por lo tanto, a disminuir el capital deseado de largo plazo. Los dos siguientes términos tienen signo negativo y por lo tanto tienden a compensar el impacto de los impuestos. Ellos se relacionan con los descuentos de la base imponible permitidos en el sistema tributario y que por lo tanto disminuyen el pago de impuestos. El segundo término corresponde a los descuentos de la base imponible provenientes de la depreciación, y el tercero corresponde a los descuentos de la base imponible provenientes de los intereses de la deuda. Utilizando nuestro panel desbalanceado, se calcula esta semielasticidad (ecuación 10) por medio de evaluarla en los valores promedios de los parámetros  $(\tau, z, b, p)$  para cada año. Además se calcula los intervalos de confianza. Estos cálculos se reportan en el gráfico 3, que muestra justamente cómo evoluciona esta semielasticidad a través de los años. En 1983, esta semielasticidad era levemente superior a uno debido a que la tasa de impuestos corporativos estaba en niveles muy altos (49%), y los movimientos en las tasas de impuestos corporativos afectaban muy significativamente al costo de uso del capital. Una vez que se reduce la tasa tributaria, la semielasticidad disminuye pero se mantiene fluctuando entre 0,4 y 0,6 desde 1986 en adelante. Esto significa que desde 1986 en adelante un aumento de un punto porcentual (pp) en la tasa de impuestos corporativos produciría un aumento del costo de uso del capital de entre 0,4 y 0,6 pp<sup>14</sup>.

14 En el trabajo de Bustos et al. (2004) esta semielasticidad es muy cercana a cero, de tal forma que un aumento de los impuestos corporativos no afectaría el costo de uso del capital, sin importar la elasticidad de sustitución. ¿Por qué para ellos la semielasticidad es tan pequeña? En primer lugar, porque en el modelo original de dichos autores el factor de descuento usado por los dueños de la empresa para los dividendos es igual que la tasa de interés de la deuda, de tal forma que se descuenta de la base imponible el valor total de la inversión realizada por la deuda (principal e intereses). En nuestro modelo (sección 2) mostramos que la tasa relevante para los accionistas es el costo de capital promedio ponderado (WACC), y como esta tasa es mayor a la tasa de la deuda, el descuento de la base imponible debe ser menor al valor de la inversión realizada con deuda. En segundo lugar, el trabajo de Bustos et al. (2004) no incluye la inversión de las empresas en terrenos que son activos que no se deprecian, por lo que su estimación sobreestima los descuentos a la base imponible.

Gráfico 3

Semielasticidad del costo de uso de capital:  $\frac{\partial c}{\partial \tau} \frac{1}{c}$



Fuente: Elaboración propia.

La figura muestra la estimación de la semielasticidad del costo del uso del capital entre los cambios de la tasa de impuesto corporativo. Las líneas segmentadas muestran los intervalos al 95% de confianza.

### 3. Impacto del impuesto corporativo sobre la demanda de capital

Una vez estimada la elasticidad de sustitución y la semielasticidad de los impuestos sobre el costo de uso del capital, podemos dar estimaciones del impacto de los impuestos sobre la demanda por capital<sup>15</sup>. Efectivamente, tal como indicamos antes, nuestra estimación para el impacto de los impuestos corporativos sobre el *stock* de capital corresponde a la estimación del coeficiente  $-\sigma(\partial c / \partial \tau)(1 / c)$ , que tiende a fluctuar entre -0,2 y -0,6, es decir, un aumento de un punto porcentual del impuesto corporativo debería disminuir la relación capital-producto entre 0,2 y 0,6%<sup>16</sup>.

El gráfico 4 muestra cómo varía el *stock* de capital al aumentar la tasa de impuestos corporativos de 0 a 30%. El gráfico utiliza los valores de  $z$ ,  $r^d$ ,  $\rho$ , y  $\hat{p}/p$  promedio del panel desbalanceado desde 1986 al 2008 y se varía la tasa de impuestos. El gráfico normaliza en 100 el caso con tasa de impuesto corporativo igual a 0%. Este ejercicio muestra cómo variaría el *stock* de capital (o más bien

15 En estricto rigor, hay que notar que el efecto que se estima corresponde al impacto sobre la razón capital-producto. Conceptualmente este ejercicio corresponde a movimientos sobre una isocuanta específica de la función de producción.

16 En nuestro caso, la estimación de la elasticidad de sustitución varía entre 0,4 y 1,2, en tanto el impacto de los impuestos sobre el costo de uso del capital, desde 1986 en adelante, es cercano a 0,5.

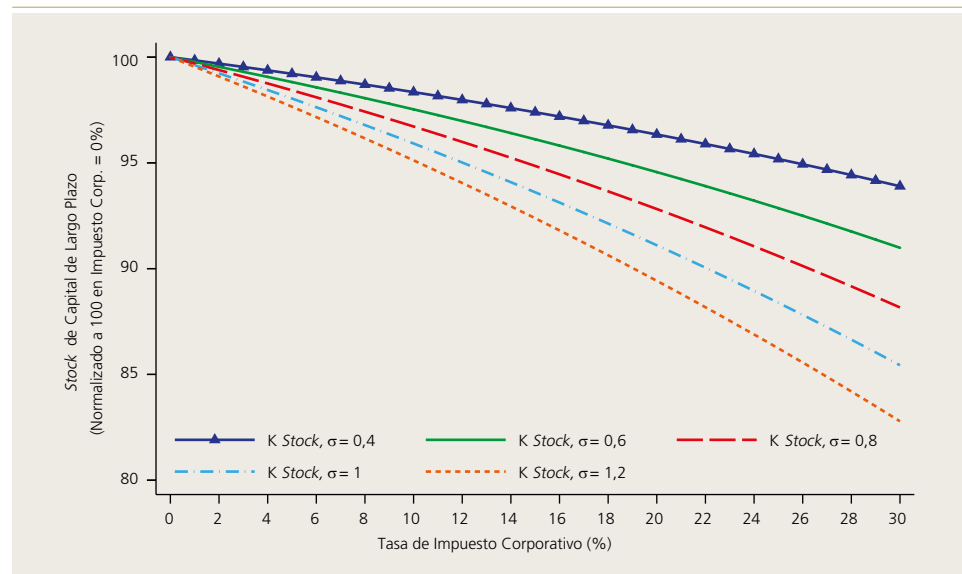


la relación capital-producto) frente a una variación del impuesto corporativo dejando el ingreso y las demás variables constantes. Además, este ejercicio se realiza para distintas magnitudes de la elasticidad de sustitución dentro del intervalo 0,4 a 1,2. Cuando la elasticidad de sustitución es 0,4, pasar de una tasa de 0 a 30% disminuye el *stock* de capital de largo plazo en 6%, mientras que para una elasticidad de 1,2, la misma variación de tasa corporativa disminuye el *stock* de capital en 17,2%<sup>17</sup>.

Obviamente, este resultado corresponde a variaciones de 30 puntos en el impuesto corporativo, lo que corresponde a variaciones muy significativas de esta variable. Por otro lado, no hay que olvidar que hemos tenido períodos en la economía chilena donde han ocurrido variaciones de magnitud considerable, como durante la reforma tributaria de 1984, que redujo la tasa de impuestos en 39 pp en solo tres años (1983 a 1986), o el período transcurrido entre 1990 y el 2017, cuando la tasa de impuestos se incrementa de 10% a 27%.

Gráfico 4

### Impuestos corporativos y *stock* de capital de largo plazo



Fuente: Elaboración propia.

17 El trabajo de Bustos et al. (2004) muestra este mismo ejercicio usando una tabla. Sin embargo, sus estimaciones muestran que frente a un aumento de la tasa de impuestos de 0% a 20% el stock de capital caería solo 0,12% o aumentaría 1,25%, dependiendo del año en que se obtengan los parámetros.

#### 4. ¿Cuánto demora el ajuste?

En las secciones anteriores hemos concluido que un alza de los impuestos corporativos aumenta el costo de uso del capital de forma importante. Además, hemos estimado la elasticidad de sustitución de la función de producción. Por lo tanto, ante un aumento (disminución) del impuesto corporativo, el *stock* de capital deseado como fracción del valor agregado disminuye (aumenta). Este ajuste en el nivel del *stock* de capital seguramente no es instantáneo debido a la dinámica propia de esta variable, que deprecia solo una parte relativamente pequeña del *stock* inicial y a que los nuevos flujos de inversión representan solo una fracción del *stock* de capital<sup>18</sup>. De ahí que la pregunta que emerge es cuánto se demoran las empresas en ajustar el *stock* de capital deseado (como porcentaje del valor agregado) ante un *shock* en los impuestos que afectan el costo de uso del capital. Este tema lo abordamos en esta sección. Para estimar este efecto supondremos que nuestra estimación de la ecuación (9), en realidad, corresponde a un modelo dinámico del tipo autorregresivo de rezagos distribuidos (ARDL) como el siguiente:

$$k_{i,t} = \sum_{j=1}^p \gamma_j k_{i,t-j} + \sum_{k=0}^q \theta_k v_{i,t-k} + \mu_t + \epsilon_{i,t} \quad (11)$$

Este modelo se puede reparametrizar de la siguiente forma:

$$\Delta k_{i,t} = \psi_0 [k_{i,t-1} - \alpha_0 - \sigma_0 v_{i,t-1}] + \sum_{k=0} \theta_k^* \Delta v_{i,t-k} + \sum_{j=1} \gamma_j^* \Delta k_{i,t-j} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (12)$$

Este es un modelo del tipo corrección de errores donde  $(\psi_0, \alpha_0, \sigma_0)$  son los parámetros relacionados con el vector de largo plazo, y  $(\theta_k^*, \gamma_j^*)$  son los parámetros asociados a los rezagos de la variable dependiente y de la variación en el logaritmo natural del costo de uso del capital. En este caso, el parámetro  $-2 < \psi_0 < 0$  es el parámetro de corrección de errores asociado con la velocidad de ajuste del modelo de largo plazo. Este parámetro indica la fracción del desequilibrio de largo plazo que se corrige en un año, mientras  $\sigma_0$  corresponde a la estimación del parámetro  $\sigma$  de la ecuación (9). Para estimar ese modelo se utiliza un estimador de efectos fijos dinámicos (DFE) que restringe que los coeficientes —del vector de cointegración, del coeficiente de velocidad de ajuste y de los coeficientes del modelo de corto plazo— sean iguales entre empresas, aunque permite efectos fijos específicos para cada empresa. El cuadro 3 muestra los resultados de las estimaciones. En el cuadro hay 6 columnas, donde las primeras tres corresponden al panel balanceado y las últimas tres al panel desbalanceado. La razón por la que hay tres columnas en cada caso, es que cada una de las columnas tiene un número de rezagos distinto para la dinámica de corto plazo. El cuadro muestra las estimaciones de los coeficientes de largo plazo  $\sigma_0$ , el parámetro de velocidad de ajuste  $\psi_0$  y la dinámica de corto plazo. El parámetro  $\sigma_0$ , relacionado con la estimación de la elasticidad de sustitución, varía entre 0,67 y 1,23, es decir se mantiene un intervalo similar al que

18 En Chile en el 2015, la formación bruta de capital fijo como porcentaje del *stock* de capital fue de 9,6%.

reportamos en la subsección IV.1, aunque el rango se acota en la parte baja y parte de valores algo más altos. Por otro lado, el parámetro de velocidad de ajuste varía entre 0,28 y 0,54, indicando que entre 28 y 54% del desequilibrio de largo plazo se elimina en un año<sup>19</sup>.

Por lo tanto, ante un cambio significativo en el impuesto corporativo que ocurra durante un año en particular, recién en cerca de cuatro años nos estaríamos acercando al final del ajuste requerido para llegar a la nueva relación  $k_{i,t}$  deseada por las empresas.

Cuadro 3

## Modelo de corrección de errores

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<b>Largo plazo</b>						
$\sigma$	-1,22*** (0,206)	-1,23*** (0,182)	-1,22*** (0,170)	-0,68*** (0,090)	-0,67*** (0,080)	-0,71*** (0,078)
<b>Corto plazo</b>						
$\psi_0$	-0,42*** (0,024)	-0,29*** (0,013)	-0,24*** (0,010)	-0,54*** (0,012)	-0,35*** (0,007)	-0,28*** (0,005)
$\Delta k_{i,t-1}$		0,54*** (0,009)	1,09*** (0,015)		0,56*** (0,004)	1,13*** (0,007)
$\Delta k_{i,t-2}$			-0,36*** (0,008)			-0,38*** (0,004)
$\Delta v_{i,t}$	-0,79*** (0,133)	-0,16 (0,121)	0,15 (0,121)	-0,22*** (0,057)	-0,05 (0,052)	0,11** (0,054)
$\Delta v_{i,t-1}$		0,14* (0,077)	0,00 (0,135)		0,09*** (0,031)	-0,01 (0,056)
$\Delta v_{i,t-2}$			-0,04 (0,055)			-0,01 (0,021)
	Panel Balanceado	Panel Balanceado	Panel Balanceado	Panel Desbalanceado	Panel Desbalanceado	Panel Desbalanceado

Fuente: Elaboración propia.

Errores estándar entre paréntesis, \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. La tabla contiene estimaciones usando el modelo de Efectos Fijos Dinámicos.

## V. DISCUSIÓN

En este trabajo hemos mostrado que el aumento del impuesto corporativo tiene efectos importantes en el nivel de capital deseado por las empresas en Chile. En nuestro caso, esta evidencia se relaciona con empresas de gran tamaño que se transan en bolsa. Por cada punto porcentual de aumento en el impuesto corporativo, la relación capital-producto disminuye entre 0,2 y 0,6 pp. Además, hemos encontrado

19 En dos años se elimina entre 48 y 79% del desequilibrio y en cuatro años se habría eliminado entre 73 y 95%.



que el período de ajuste para un *shock* que ocurre durante un año específico es de aproximadamente cuatro años, y que en el primer año se realiza entre 28% y 54% del ajuste. Estos resultados son muy coherentes con la teoría básica de inversión.

Nuestros resultados van en línea con lo encontrado en parte importante de la literatura empírica. En Bond y Xing (2015), con datos de 14 países de la OCDE, se encuentra que el impacto de un aumento de un punto porcentual en la tasa de impuestos corporativos, la relación capital-producto disminuye entre 0,3 y 0,5 para el caso del *stock* de capital total y entre 0,3 y 0,7 para el caso del capital relacionado con equipos. Estos resultados son coherentes con otros encontrados en Chirinko et al. (1999) y en Cummins et al. (1994).

Si aplicamos las elasticidades que hemos encontrado al episodio de reforma tributaria de 1984, que disminuyó significativamente la tasa de impuesto corporativo desde 49% a 10%, concluiríamos que la relación capital-producto debió haber aumentado entre 8% y 23%, y si el ajuste tomó cuatro años, entonces el capital pudo haber estado creciendo entre 2 y 6 pp adicionales por año en los cuatro años posteriores a la reforma tributaria.

En el caso de la reforma tributaria aprobada en el 2014, podemos hacer un ejercicio similar. El aumento de 7 pp entre el 2014 y el 2018 disminuye la relación capital-producto entre 1,4 y 4,2 pp. Si el ajuste se realiza en un período de cuatro años, el *stock* de capital debería haber disminuido su tasa de crecimiento entre 0,4 y 1,1 pp por año. Esto último puede ser coherente con una disminución de la tasa de inversión de entre 0,9 y 2,6 pp en esos años<sup>20</sup>. Esta estimación se centra solo en el impacto directo del aumento del impuesto corporativo y, como en esta última reforma hubo muchos cambios adicionales (que no incluimos en nuestras simulaciones), pensamos que estas estimaciones pueden corresponder a un valor de límite inferior<sup>21</sup>.

En Chile los cambios tributarios relativos a impuestos corporativos son bastante frecuentes y algunas veces muy significativos. Es importante, entonces, tener en consideración sus efectos sobre inversión y acumulación de capital que, como hemos mostrado, pueden ser bastante importantes y los ajustes ocurren en horizontes de tiempo relativamente acotados, por lo que su impacto en el comportamiento de la economía puede ser significativo a corto y mediano plazo.

<sup>20</sup> El crecimiento del stock de capital se puede obtener a partir de la usual ley de movimiento:

$$\frac{\dot{K}}{K} = -\delta + \frac{I}{K} \Rightarrow \frac{\dot{K}}{K} = -\delta + \frac{I}{Y} \frac{Y}{K}$$

donde  $\frac{\dot{K}}{K}$  es el crecimiento del stock de capital,  $\delta$  es la tasa de depreciación,  $\frac{I}{Y}$  es la tasa de inversión e  $\frac{Y}{K}$  es la razón producto-capital. Si suponemos que la depreciación y la razón producto-capital son constantes (a lo menos en el corto plazo), entonces si  $\Delta$  indica variación, tendremos que:

$$\Delta \left( \frac{\dot{K}}{K} \right) \frac{K}{Y} = \Delta \left( \frac{I}{Y} \right)$$

Si suponemos una relación capital-producto cercana a 2,5—el cálculo se realiza utilizando el stock de capital neto a precios constantes reportado en la actualización de Henríquez (2008)—, entonces una disminución del crecimiento del stock de capital de entre 0,4 y 1,1 pp se asocia a una disminución en la tasa de inversión de entre 0,9 y 2,6 pp.

<sup>21</sup> Además, tampoco considera que el stock de capital puede afectar el nivel del producto. Es decir, es el impacto sobre la relación capital-producto y omitiendo el efecto sobre el producto en estos cálculos.

## REFERENCIAS

---

- Arellano, M. y S. Bond (1991). "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations". *Review of Economic Studies* 58(2): 277–97.
- Auerbach, A.J. (1979). "Wealth Maximization and the Cost of Capital". *Quarterly Journal of Economics* 93(3): 433–46.
- Auerbach, A.J. (2002). "Taxation and Corporate Financial Policy". En *Handbook of Public Economics*, editado por A.J. Auerbach y M. Feldstein. Amsterdam: North Holland.
- Bond, S. y J. Xing (2015). "Corporate Taxation and Capital Accumulation: Evidence from Sectoral Panel Data for 14 OECDE Countries". *Journal of Public Economics* 130: 15–31.
- Bravo, J., R. Cerda y F. Larraín (2014). "Reforma Tributaria: Impacto Económico y Propuesta Alternativa". Documento de Trabajo N°1, CLAPES-UC.
- Bustos, A., E. Engel y A. Galetovic (2004). "Could Higher Taxes Increase the Long-Run Demand for Capital? Theory and Evidence for Chile". *Journal of Development Economics* 73(2): 675–97.
- Caballero, R. (1994). "Small Sample Bias and Adjustment Cost". *Review of Economics and Statistics* 76(1): 52–58.
- Cerda, R. y F. Larraín (2005). "Inversión Privada e Impuestos Corporativos: Evidencia para Chile". *Latin American Journal of Economics* (ex *Cuadernos de Economía*) 42(126): 257–81.
- Cerda, R. y F. Larraín (2010). "Corporate Taxes and the Demand for Labor and Capital in Developing Countries". *Small Business Economics* 34(2): 187–201.
- Cerda, R. y D. Saravia (2009). "Corporate Tax, Firm Destruction and Capital Stock Accumulation: Evidence from Chilean Plants, 1979-2004". Documento de Trabajo N°521, Banco Central de Chile.
- Chirinko, R.S. (2008). "The Long and Short of It". *Journal of Macroeconomics* 30(2): 671–86.
- Chirinko, R.S., S.M. Fazzari y A.P. Meyer (1999). "How Responsive is Business Capital Formation to its User Cost? An Exploration with Micro Data". *Journal of Public Economics* 74: 53–80.
- Chirinko, R.S. y D. Mallick (2011). "The Elasticity of Derived Demand, Factor Substitution, and Product Demand: Corrections to Hicks's Formula and Marshall's Four Rules". *Labour Economics* 18(5): 708–11.
- Contreras, D. y A. Repetto (2013). "Impuesto a la Renta: Una Reforma Progresiva y Eficiente". En *95 Propuestas para un Chile Mejor*, editado por K. Schmidt-Hebbel. Santiago: Grupo RES Publica.



- Coulibaly, B. y J. Millar (2011). "The Elusive Capital-User Cost Elasticity Revisited". B.E. *Journal of Macroeconomics* 11(1): 1–39.
- Cummins, J.G., K.A. Hassett y R.G. Hubbard (1994). "A Reconsideration of Investment Behavior Using Tax Reforms as Natural Experiments". *Brookings Papers on Economic Activity* 25(2): 1–74.
- Cummins, J.G., K.A. Hassett y R.G. Hubbard (1996). "Tax Reforms and Investment: A Cross-Country Comparison". *Journal of Public Economics* 62(1-2): 237–73.
- Dominichetti, B. y M.D. Roeschmann (2006). "Inversión, Flujo de Caja y Colocaciones: Evidencia con Datos Agregados". *Economía Chilena* 9(1): 79–83.
- Dwenger, N. (2014). "User Cost Elasticity of Capital Revisited". *Economica* 81: 161–86.
- Hall, R.E. y D.W. Jorgenson (1967). "Tax Policy and Investment Behavior". *American Economic Review* 57: 391–414.
- Hassett, K.A. y G.R. Hubbard (2002). "Tax Policy and Business Investment". En *Handbook of Public Economics*, editado por A.J. Auerbach y M. Feldstein. Amsterdam: North Holland.
- Heckman, J.J. (1979). "Sample Selection Bias as a Specification Error". *Econometrica* 47(1): 53–161.
- Henríquez, C. (2008). "Stock de Capital en Chile, 1985-2005: Metodología y Resultados". Estudios Económicos Estadísticos N°63, Banco Central de Chile.
- Hsieh, C. y J. Parker (2007). "Taxes and Growth in a Financially Underdeveloped Country: Evidence from the Chilean Investment Boom". *Economía: Journal of the Latin American and Caribbean Economic Association* 8(1): 1–40.
- Jorgenson, D.W. (1963). "Capital Theory and Investment Behavior". *American Economic Review* 53(2): 247–59.
- Medina, J.P. y R.O. Valdés (1998). "Flujo de Caja y Decisiones de Inversión en Chile: Evidencia de Sociedades Anónimas Abiertas". *Latin American Journal of Economics (ex Cuadernos de Economía)* 35(106): 301–23.
- Ramírez, A. (2006). "Tax Incentives and Business Investment: New Evidence from Mexico. Disertación de doctorado, MIT.
- Schaller, H. (2006). "Estimating the Long-Run User Cost Elasticity". *Journal of Monetary Economics* 53: 725–36.
- Valdés, S. (2014). "Utilidad Atribuida: Una Crítica Económica". Documento de Trabajo N°2, CLAPES-UC.
- Vergara, R. (2010). "Taxation and Private Investment: Evidence from Chile". *Applied Economics* 42(6): 717–25.
- Wooldridge, J. (1995). "Selection Corrections for Panel Data Models under Conditional Mean Independence Assumptions". *Journal of Econometrics* 68: 115–32.
- Wooldridge, J. (2002). *Econometric Analysis of Cross-Section and Panel Data*. Cambridge, MA: MIT Press.

## APÉNDICE A

### DEMOSTRACIÓN DE LA ECUACIÓN (7)

La ecuación (6) muestra el Hamiltoniano asociado al problema:

$$\mathcal{H} = e^{-\rho t} \left\{ (1 - \tau) [Y(K_t, L_t) - w_t L_t] - p_t I_t (1 - z\tau) \right\} + \lambda_t^K (I_t - \delta K_t)$$

donde  $\lambda_t^K$  es la variable de coestado del capital. Las condiciones de optimalidad son:

$$(e1) \quad \frac{\partial \mathcal{H}}{\partial L} : 0 = e^{-\rho t} (1 - \tau) [Y_L - w]$$

$$(e2) \quad \frac{\partial \mathcal{H}}{\partial K} : 0 = e^{-\rho t} (1 - \tau) Y_K - \lambda_t^K \delta$$

$$(e3) \quad \frac{\partial \mathcal{H}}{\partial I} : 0 = e^{-\rho t} p_t (1 - z\tau) + \lambda_t^K$$

La ecuación (e3) corresponde a la decisión óptima de inversión que se elige tal que el costo marginal de la inversión, neto del descuento por depreciación, se iguale a la ganancia del capital adicional. Diferenciando la ecuación (e3) se obtiene:

$$\dot{\lambda}^K = e^{-\rho t} (1 - z\tau) \dot{p}_t - \rho e^{-\rho t} p_t (1 - z\tau)$$

y reemplazando esta expresión nuevamente en las ecuaciones (e3) y (e2), se obtiene:

$$Y_K = \left( \frac{1 - z\tau}{1 - \tau} \right) \left[ \delta + \rho - \frac{\dot{p}}{p} \right] \equiv c$$

de manera que construimos una expresión para el costo de uso.

## APÉNDICE B

### DETALLE DE LA CONSTRUCCIÓN DE VARIABLES

#### Descuento por depreciación:

El descuento por depreciación contable consiste en el valor presente del descuento por depreciación usando un promedio ponderado para la composición de activos de cada empresa. Nuestra muestra nos permite diferenciar si los activos fijos corresponden a: (1) construcción y obras de infraestructura, (2) maquinaria y equipos, (3) otros activos y (4) terrenos. De esta forma, para cada empresa el descuento por depreciación será:

$$z_{i,t} = \sum_{j=1}^4 s_{i,t}^j \hat{z}_{i,t}^j$$

donde  $\hat{z}_{i,t}^j$  corresponde al cálculo del valor presente de los descuentos o gastos de la depreciación contable para el activo tipo  $j$  que corresponde a los cuatro tipos definidos anteriormente. Al mismo tiempo este descuento se calcula para la empresa  $i$ , en el año  $t$ . La variable  $s_{i,t}^j$  corresponde al ponderador de la composición del activo  $j$  en la empresa  $i$  en el año  $t$ . Para el cálculo del descuento por depreciación para cada tipo de activo usamos la siguiente ecuación:

$$\hat{z}^j = \int_0^{T^j} \frac{e^{-\rho s}}{T^j} ds = \frac{(1 - e^{-\rho T^j})}{\rho T^j}$$

donde  $\rho$  es la tasa WACC o costo de oportunidad de los fondos de la empresa, y  $T^j$  son los años de vida útil legal permitida para el activos tipo  $j$  de la empresa. En la notación de  $\hat{z}$  se han omitido los subíndices  $i$  y  $t$ , para hacer más entendible la notación, pero los componentes de  $\hat{z}$  varían por firma y tiempo a excepción de los años de vida útil que son comunes al tipo de activo  $j$  en un año dado.

El Servicio de Impuestos Internos (SII) fija el período de depreciación por medio de normativa interna. En cada caso, se fija un período de depreciación normal y un período acelerado, que corresponde a un tercio del período de depreciación normal. De acuerdo al código tributario, prácticamente todos los activos pueden usar el período acelerado de depreciación, con la excepción de activos con vida útil menor de tres años. Para determinar los períodos de depreciación, ocupamos la información relativa a los períodos de depreciación acelerada entre 1983 y el 2008 del SII. Para medir la vida útil de edificios, se toma el promedio de la vida útil de distintos tipos de edificios e inmuebles en el cuadro del SII (por ejemplo edificios de acero, ladrillos, concreto, madera, adobe, etc.). Los restantes ítems se promedian para obtener la vida útil en los casos de maquinaria y equipos y otros activos, que reciben el mismo tratamiento que maquinaria y equipos. Tenemos que ser cuidadosos con este cálculo, porque el promedio simple supone igual ponderador para cada ítem. Sin embargo, en el caso de los edificios, es altamente probable que se ocupen más ladrillos, acero y concreto que madera y adobe, por lo que los primeros ítems deberían tener una ponderación mayor. Para considerar este punto, se obtuvo datos del valor de nuevas construcciones por tipo de material del *Anuario Estadístico de la Construcción* del INE. Se usó el anuario de 1986 para asemejarse lo más posible al período bajo consideración.



Estos datos corresponden a sectores económicos (industria, *retail*, servicios financieros y otros servicios), pero excluimos los hogares, debido a que estamos trabajando con datos de empresas. Tal como esperábamos, acero, concreto y ladrillos tienen una ponderación mayor que los otros tipos de materiales. Abobe y acero tienen un 0,2% y un 28,9% del total, respectivamente; mientras que concreto, ladrillos y madera representan cada uno 26,9%, 35,3%, y 5,7%. Utilizamos estos ponderadores para calcular la vida útil de los edificios. Lamentablemente no tenemos datos similares para calcular los ponderadores de maquinaria y equipos, y otros activos, por lo que en esos casos se usa los promedios simples<sup>22</sup>. Por último, para el caso de los terrenos, el descuento por depreciación es cero, puesto que estos no se deprecian.

Nuestro cálculo difiere del estimado por Bustos et al. (2004), principalmente por dos razones. Primero, incluimos los terrenos dentro de los activos. Dado que estos no se deprecian, su omisión sobrestimará el valor de  $z_{i,t}$ . La segunda diferencia está en la tasa de descuento usada para el valor presente. Como mencionamos, nosotros utilizamos la tasa WACC calculada para la empresa. El trabajo de Bustos et al. (2004) utiliza la tasa promedio de captación de los depósitos bancarios (90 días a un año plazo). Ocupar esa tasa de interés supone que todas las empresas enfrentan la misma tasa de interés al endeudarse y que lo hacen en un horizonte de 90 días a un año. Sin embargo, una alta porción de la deuda de las empresas en el sistema bancario se paga en plazos mayores de 365 días, a la vez que también existe un componente de la deuda que no es bancaria sino en bonos, y estas proporciones a su vez varían a través del tiempo. Por último, dicho enfoque no considera todos los costos de financiamiento de las empresas, por lo que nosotros utilizamos la tasa WACC. Esta tasa es bastante más alta que la que emplean Bustos et al. (2004), lo que también disminuye el valor de  $z_{i,t}$  respecto del encontrado en su trabajo. Nuestras estimaciones arrojan que los descuentos por depreciación de la base imponible son en promedio 0,46 para la muestra desbalanceada, lo que nos aleja de un resultado donde los impuestos no afecten el costo de uso del capital.

#### Tasa de interés efectiva:

La tasa de interés efectiva  $r_{(i,t)}^d$  se calcula como el gasto financiero de la empresa dividido por la deuda financiera de la empresa del período anterior. La deuda financiera se define como la suma de las obligaciones con bancos e instituciones financieras a corto y largo plazo, pagarés con el público y bonos con el público a corto y largo plazo. La deuda financiera y el gasto financiero están deflactados usando el deflactor del PIB. Los valores extremos o *outliers* de la tasa de interés efectiva se reemplazan por los valores del 5% más extremo de la distribución. Al mismo tiempo, para los casos en que no se observa ni la deuda financiera ni el gasto financiero de la empresa, se completa el valor usando el de la mediana de la tasa de interés efectiva para toda la muestra.

<sup>22</sup> Además de estas precisiones respecto a la composición de las edificaciones y obras. Las tablas de vida útil del SII, cambiaron el año 2003, para cada año se debe usar la vida útil disponible para ese año. Las tablas de depreciación están disponibles en [http://www.sii.cl/pagina/valores/bienes/vida\\_util.htm](http://www.sii.cl/pagina/valores/bienes/vida_util.htm).



---

## NOTAS DE INVESTIGACIÓN

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

---

## REVISITING THE PRICE PUZZLE IN CHILE

Michael Pedersen\*

### I. INTRODUCTION

Economic theory argues that a contractionary monetary policy has a negative impact on inflation. Despite this, evidence from the empirical literature frequently finds that the estimated impulse-response function of a vector autoregressive (VAR) model implies that inflation increases after an unexpected monetary shock. This is referred to as the price puzzle and was first noted by Sims (1992) for a number of industrialized countries.<sup>1</sup> The present note revisits the price puzzle in Chile with data from 2002 to 2016. Even though the results are not statistically significant, they do show an interesting feature. In line with the main part of the earlier literature, inflation increases after an unexpected monetary shock in the pre-crises period suggesting the presence of a price puzzle in Chile. After the crisis, however, inflation decreases following a monetary shock. This is in contrast with earlier evidence for Chile suggesting that the price puzzle is no longer present.

After Sims (1992) presented evidence of price puzzles in France, Germany, Japan, the U.K. and the U.S., several studies have documented the existence of this puzzle and suggested possible solutions.<sup>2</sup> In the case of Chile, the majority of the existing studies find evidence of a price puzzle, even though the results are often not statistically significant.<sup>3</sup> Valdés (1998) employs, in his structural VAR (SVAR) models, observations from January 1985 to August 1996 of the monetary policy rate, underlying inflation, economic activity

---

\* Economic Research Department, Central Bank of Chile. E-mail: mpederse@bcentral.cl

<sup>1</sup> The term “price puzzle” was introduced by Eichenbaum (1992) in a comment to Sims’ analysis.

<sup>2</sup> See Li et al. (2013) and the references therein for a discussion of the issues of measurement, identification, and misspecification.

<sup>3</sup> Appendix B in Cabrera and Lagos (2002) presents a list of studies on monetary policy in Chile published before 1997. Appendix B in Parrado (2001) resumes empirical studies from 1991 to 2000 that apply structural VAR models to analyze the monetary policy in Chile.

(Imacec), money supply (M1A), the exchange rate, and, as exogenous variable, the terms of trade (ToT). He finds that the underlying inflation increases after an unexpected monetary shock. Calvo and Mendoza (1999) also employ data from the period where the monetary policy rate was a real interest rate in Chile. They estimate a VAR model with observations from January 1986 to May 1997 including an indexed short-term lending rate, the price index, real effective exchange rate, the Imacec, M1A, the stock of net international reserves, and ToT. They find evidence that a price puzzle is present in Chile, and this also holds when substituting the copper price for the ToT.

Contrary to the other evidence for Chile, Parrado (2001) does not find evidence of a price puzzle in Chile. He applies data from January 1991 to January 2001 to estimate a SVAR model with level data—some of which are seasonally adjusted—of the Imacec, the consumer price index (CPI), the oil price, the monetary policy rate, the Fed fund (or, as an alternative, a measure of the country risk premium (EMBI)), M1A, and the real exchange rate. All variables are endogenous and contemporaneous restrictions are imposed to identify the shock.

Cabrera and Lagos (2002) estimate a number of models with data from 1986 to 1997. They conclude that the price puzzle is present in the majority of the models and mention that, in accordance with Leeper et al. (1996), this could be due to wrong identification assumptions and VAR specification problems. Chumacero (2005) estimates a SVAR with nine variables: industrial production of the U.S., U.S. wholesale prices, real money holding in the U.S., the federal funds rate, the real exchange rate, the Imacec, CPI, real domestic money holdings and the monetary policy rate. He employs data from January 1985 to July 2001 and finds that domestic prices increase after a shock to the monetary policy rate.

A study that applies a nominal policy rate for Chile is that of de Mello and Moccero (2008), who estimate three dimensional VAR models with data from January 1996 to February 2006, splitting the sample into two parts with September 1999 as the break point, such that the second period is the regime with a freely floating exchange rate. The variables they include are the consumer price index (CPI), the monetary policy rate (inflated by the UF during the period where it was set in real terms) and the output gap (HP-filtered Imacec). They also include the exchange rate as an exogenous variable. The evidence for Chile suggests a price puzzle in both periods, but the responses of the inflation rate are not statistically significant in the second one.

It is crucial for an inflation targeting central bank, such as the Chilean, to understand how the monetary policy affects inflation at different horizons.<sup>4</sup> Despite this, no recent studies address the issue of a possible price puzzle in Chile. Particularly, no evidence exists from the post-crisis period, which is

---

<sup>4</sup> Christiano et al. (1999) argue that studying what happens after a monetary shock is important as it implies assessing whether it is possible to apply structural models to investigate systematic changes in monetary policy rules and institutions.



an interesting one because of the experience gained from the commodity price boom-bust period and the unusually expansionary monetary policy. The objective of the present note is to investigate whether the effect of monetary policy shocks, derived from a simple VAR model, has changed after the global financial crisis.

The next section presents the econometric framework and the results of some preliminary testing on the data. The third section presents the empirical results for Chile.

## II. DATA, THE ECONOMETRIC MODEL AND PRELIMINARY TESTS

The period analyzed spans from January 2002 to July 2016 (the effective sample of estimation). The data employed are mainly extracted from the web page of the Central Bank of Chile. The benchmark model includes three variables: the CPI, activity (Imacec) and the interbank interest rate as a proxy for the monetary policy rate.<sup>5</sup> One complementary analysis includes commodity prices, measured by the all commodity price index (PALLFNF) of the International Monetary Fund,<sup>6</sup> and another includes the output gap instead of the Imacec.<sup>7</sup>

In the literature on the inflationary effect of monetary policy, different control variables have been included to search for possible solutions to the price puzzle. The standard model, which is the one analyzed in this note, includes only three variables: the inflation rate, real activity and a monetary policy measure. Hence, the data vector in the statistical model is  $\Delta x_t = \{\pi_t, \Delta y_t, \Delta i_t\}$ , where  $\pi_t$  is the log difference of the price level,  $\Delta y_t$  is the log difference of real activity, and  $\Delta i_t$  is the difference of the logarithm of one plus the interest rate. The Johansen (2001) trace test strongly suggests that  $x_t \sim I(1)$ ,  $\Delta x_t \sim I(0)$  and that no cointegration exists among the variables.

While the Bayesian information criterion suggests including only one lag in the econometric model, Killian (2001) argues that including more lags than suggested by this relatively conservative criterion may lead to more precise impulse-response estimates. The final model includes two lags, a constant term ( $c$ ), eleven centered seasonal dummies ( $s_{it}$ ) and dummies ( $d_{it}$ ) of the type  $\{\dots, 0, 0, 1, -1, 0, 0, \dots\}$  to take outliers into account.<sup>8</sup> With this notation, the VAR model to be estimated is:

---

<sup>5</sup> The CPI and Imacec series were spliced backwards with monthly growth rates to obtain observations for the entire period.

<sup>6</sup> Sims (1992) includes commodity prices in the estimations and shows that this helps to resolve the puzzle. He argues that these prices contain information useful for forecasting inflation. This is, however, challenged by Hanson (2004), who finds little correlation between the abilities to predict inflation and to resolve the price puzzle.

<sup>7</sup> Giordani (2004) argues that including the output gap instead of a standard growth measure solves the price puzzle in the United States.

<sup>8</sup> The months of the dummies are 2002.1, 2002.3, 2002.5, 2003.1, 2003.2, 2004.2, 2008.10, 2008.12, 2009.2, 2009.3, 2009.7, 2010.4, 2010.5.

$$\Delta x_t = c + \sum_{i=1}^2 \beta_i \Delta x_{it} + \sum_{i=1}^{11} \gamma_i s_{it} + \sum_{i=1}^{13} \delta_i d_{it} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

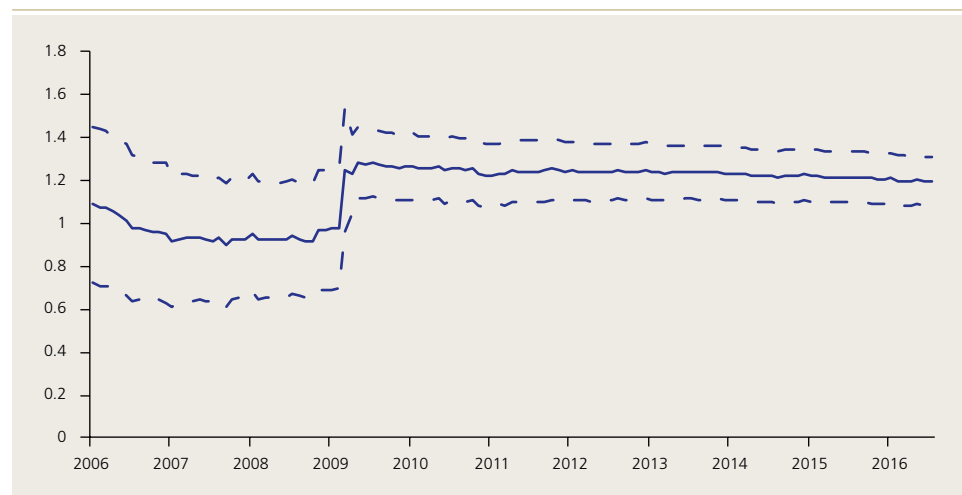
where  $\beta_i$ ,  $\gamma_i$  and  $\delta_i$  are the coefficients to be estimated. The residuals,  $\varepsilon_t$ , are independent and Gaussian distributed with covariance matrix  $\Omega$ .<sup>9</sup>

The exercise consists of estimating the VAR model (1) and computing the impulse-response function with the focus on the responses of inflation to an unexpected monetary policy shock. The impulse-responses are derived from the unrestricted reduced form VAR (Boivin and Giannoni, 2002) and shocks are identified by the conventional recursive ordering (Christiano et al., 1999) such that inflation and activity have contemporaneous effects on the interest rate, but not the converse. The results presented are, however, robust with respect to the ordering of the variables.

The exercise is made with two sub-samples, before and after the global financial crisis. Figure 1 shows the full-sample recursive estimates of the first lag of the interest rate in the interest rate equation, i.e. (part of) the persistence of the monetary policy. The graph points to a structural shift in the beginning of 2009 and the Chow break point test supports that January 2009 is indeed a break point.<sup>10</sup> Starting in January 2009, the Central Bank of Chile began a very expansionary monetary policy cycle, reducing the policy rate by 7.75 percentage points between December 2008 and July 2009. Hence, the first sub-sample starts in January 2002 and ends in December 2008.

Figure 1

### Recursive coefficient estimates



Source: Author's elaboration.

Notes: The solid line shows the estimated coefficient for the lagged interest rate in the VAR for the sample ending the year indicated in the X-axis. Dashed lines are two times the standard error.

<sup>9</sup> According to the Doornik and Hansen (2008) test it cannot be rejected that the residuals are normal distributed. Lagrange multiplier tests do not reject the hypotheses of no serial correlations and of no ARCH(12) effects in each of the equations.

<sup>10</sup> The test was bootstrapped (1.000 simulations) size adjusted as described by Candelon and Lütkepohl (2001).

Figure 2

### Monetary policy rate (percent)



Source: Central Bank of Chile.

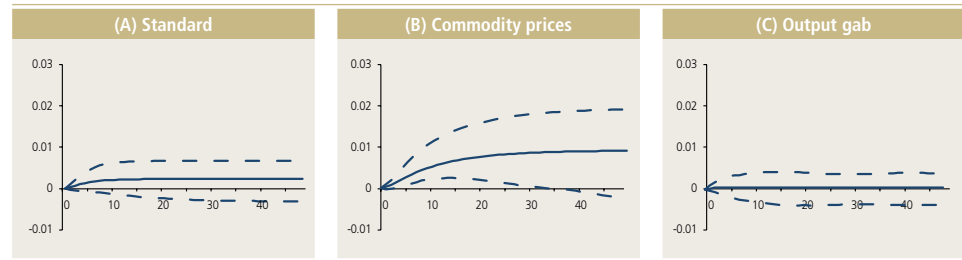
Note: Vertical lines indicate January 2009 and January 2011, respectively.

As shown in figure 2, the monetary policy remained exceptionally expansionary during 2009 and the main part of 2010. This unusual period in Chile's monetary history is excluded from the analysis and, thus, the second sub-sample starts in January 2011, which is also supported as a breaking point by the Chow test.

### III. EMPIRICAL EVIDENCE

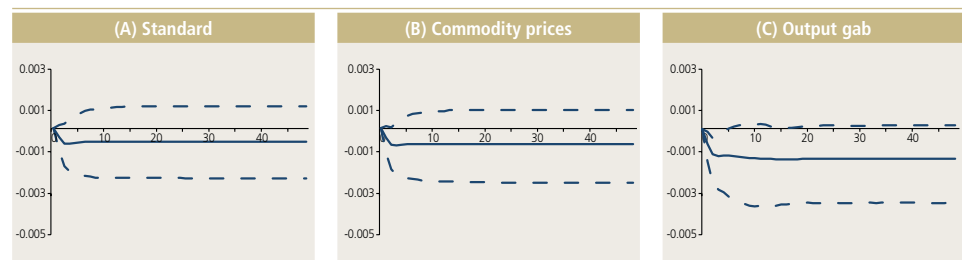
Figure 3 shows the reaction of the price level after an unexpected monetary policy shock using data from the first sub-sample. Even though the reaction is not statistically significant, the response is positive implying that the inflation rate increases after a monetary policy shock. Hence, the evidence from this sub-sample suggests that there was a price puzzle present in Chile during this period, which is in line with the findings of de Mello and Moccero (2008). Including commodity prices as an exogenous variable does not solve this puzzle. In fact, the inflation rate increases even more and the effect is statistically significant in this case. The puzzle is not solved either when replacing output by the output gap,<sup>11</sup> although the responses are substantially lower.

11 The output gap was calculated with the Baxter and King (1995) band pass filter with 12 leads/lags.

**Figure 3****Accumulated response of inflation to a shock to the interbank rate, Feb-02 to Dec-08**

Source: Author's elaboration.

Notes: One-standard-deviation shock. The X-axis shows months after the initial shock. Dashed lines are 95% bootstrapped (1000 replications) confidence intervals. See Hall (1992).

**Figure 4****Accumulated response of inflation to a shock to the interbank rate, Jan-11 to Jul-16**

Source: Author's elaboration.

Note: See figure 3. The model with output gap is estimated using data till July 2015.

The results for the sub-sample, which includes observations from 2011 onwards, are illustrated in figure 4. Again the results are not statistically significant, but it is noteworthy that the impact on inflation is negative when the most recent data are employed. When including commodity prices, the effect practically does not change. Hence, in the recent period a price puzzle seems not to be present in Chile, which is in contrast to empirical findings with data from earlier periods. This is also true when utilizing the output gap and in this case, the negative impact on the price level is statistically significant the first four months after the shock.

As mentioned in the introduction, the price puzzle refers to the fact that simple VAR models cannot replicate that an unexpected contractive monetary policy shock should have a negative impact on inflation. As shown in this section, the evidence suggests that before the global financial crisis there was a price puzzle in Chile, while this does not seem to be the case after 2011. In other words, during the most recent period in Chile, a simple VAR can in fact replicate the theoretical result that an unexpected monetary shock results in an inflation rate lower than it would have been without the shock.



## REFERENCES

---

- Baxter, M. and R. King (1995). “Measuring Business Cycles Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series.” NBER Working Paper No. 5022.
- Boivin, J. and M. Giannoni (2002). “Assessing Changes in the Monetary Transmission Mechanism: A VAR Approach.” *Economic Policy Review*, Federal Reserve Bank of New York, May.
- Cabrera, A. and L.F. Lagos (2002). “Monetary Policy in Chile: A black box?” In *Monetary Policy: Rules and Transmission Mechanisms*, edited by N. Loayza and K. Schmidt-Hebbel. Central Bank of Chile.
- Calvo, G.A. and E.G. Mendoza (1999). “Empirical Puzzles of Chilean Stabilization Policy.” In *Chile. Recent Policy Lesson and Emerging Challenges*, edited by G. Perry and D.M. Leipziger. Washington, DC: The World Bank.
- Candelon, B. and H. Lütkepohl (2001). “On the Reability of Chow-Type Tests for Parameter Constancy in Multivariate Dynamic Models.” *Economic Letters* 73(2): 155–60.
- Christiano, L.J., M. Eichenbaum, and C.I. Evans (1999). “Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?” In *Handbook of Macroeconomics. volume 1A*, edited by J.B. Taylor and M. Woodford. Amsterdam, The Netherlands: North-Holland.
- Chumacero, R.A. (2005). “A Toolkit for Analyzing Alternative Policies in the Chilean Economy.” In *General Equilibrium Models for the Chilean Economy*, edited by R.A. Chumacero and K. Schmidt-Hebbel. Central Bank of Chile.
- de Mello, L. and D. Moccero (2008). “Monetary Policy and Macroeconomic Stability in Latin America: The Cases of Brazil, Chile, Colombia and Mexico.” In *Monetary Policy and Inflation Targeting in Emerging Countries*, edited by L. de Mello. Paris, France: OECD.
- Doornik, J. and H. Hansen (2008). “An Omnibus Test for Univariate and Multivariate Normality.” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 70(s1): 927–39.
- Eichenbaum, M. (1992). “Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary policy”: by Christopher Sims.” *European Economic Review* 36(5): 1001–11.
- Giordani, P. (2004). “An Alternative Explanation of the Price Puzzle.” *Journal of Monetary Economics* 51(6): 1271–96.



Hall, P. (1992): *The Bootstrap and Edgeworth Expansion*. Berlin, Germany: Springer-Verlag.

Hanson, M.S. (2004). “The ‘Price Puzzle’ Reconsidered.” *Journal of Monetary Economics* 51(7): 1385–13.

Johansen, S. (1991). “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models.” *Econometrica* 59(6): 1551–80.

Kilian, L. (2001). “Impulse Response Analysis in Vector Autoregressions with Unknown Lag Order.” *Journal of Forecasting* 6(3): 161–79.

Leeper, E., C. Sims and T. Zha (1996). “What Does Monetary Policy Do?” *Brooking Papers on Economic Activity* 2: 1–78.

Li, S.M., R. Perera and K. Shields (2013). “Misspecification, Identification or Measurement? Another Look at the Price Puzzle.” Research Paper No. 1169, Department of Economics, The University of Melbourne.

Parrado, E. (2001). “Shocks Externos y Transmisión de la Política Monetaria en Chile.” *Economía Chilena* 4(3): 29–57.

Sims, C. (1992). “Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy.” *European Economic Review* 36(5): 975–1000.

Valdés, R.O. (1998). “Efectos de la Política Monetaria en Chile.” *Cuadernos de Economía* 35(104): 97–125.



---

## STRESS TEST ON MARKET RISK: SENSITIVITY OF BANKS' BALANCE SHEET STRUCTURE TO INTEREST RATE SHOCKS

Juan F. Martínez S.\*  
Daniel A. Oda Z.\*\*

### I. INTRODUCTION

Stress tests, applied to the banking system, have been a tool widely used by several private and governmental institutions at the international level, especially after the global financial crisis. This tool assesses the resilience of banks to numerous macro-financial shocks in different dimensions.

In 1996, the Basel Committee on Banking Supervision (BCBS) recommended banks and investment firms to conduct stress tests to determine their ability to respond to market events. Initially, stress tests were only part of the internal self-assessment. But after the global financial crisis, some advanced economies, such as the United States, the European Union, and the United Kingdom, started stress testing for major banks. Although the Federal Reserve highlighted the use of stress tests before, these were only implemented formally in 2012 following the requirements of the Dodd-Frank Wall Street Reform and Consumer Protection Act (Dodd-Frank Act). On the other hand, the Committee of European Banking Supervisors (CEBS) conducts annual stress tests since 2009, while the Financial Policy Committee (FPC) of the Bank of England published their first stress test results in 2014.

The Central Bank of Chile has carried out stress tests since 2004 and has reported its aggregate results semiannually in its *Financial Stability Report*. The methodology of the exercises has been improved and extended according to the evolution of market structures and exposures, in a constant assessment of banking risks. The works of Jara et al. (2007), Alfaro et al. (2008, 2009), Alfaro and Sagner (2011), and Becerra et al. (2017) describe the progress of the methodology used by the Central Bank of Chile.

According to the international experience, credit and market risks have traditionally been the main sources of losses for banks. The credit risk is the potential loss due to the default on a debt. The market risk is primarily divided into interest rate risk and exchange risk. Interest rate risk is also separated into valuation and repricing risk. The valuation risk is defined as the loss of value of the trading book due to changes in interest rates, while the repricing risk is related to the additional cost of rollover of the long and short positions of the banking book. On the other hand, the exchange rate risk is the loss caused

---

\* Financial Policy Division, Central Bank of Chile, E-mail: [jmartinez@bcentral.cl](mailto:jmartinez@bcentral.cl)

\*\* Financial Policy Division, Central Bank of Chile, E-mail: [dodaze@bcentral.cl](mailto:dodaze@bcentral.cl)

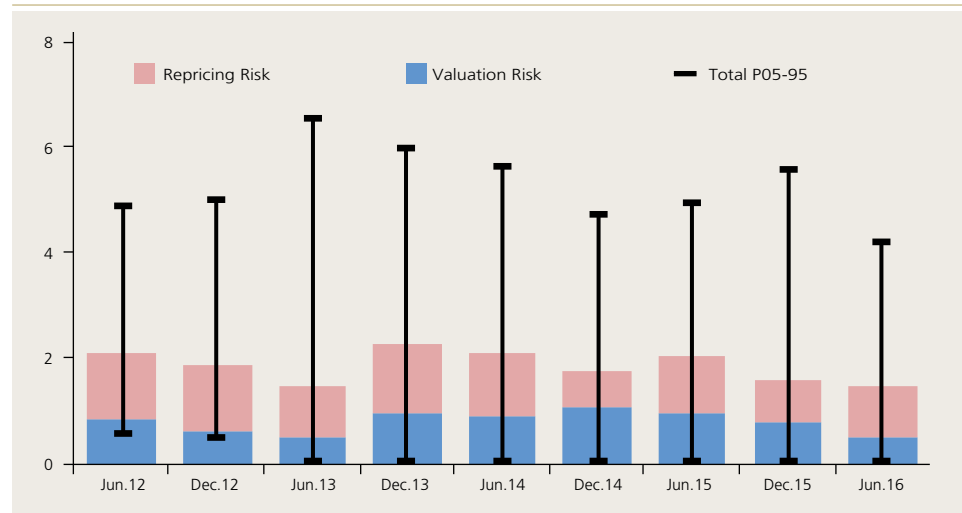
by changes in the exchange rate. However, there exist other types of risk such as operational and reputational risks and liquidity risk.<sup>1</sup>

In the case of Chile, based on the exercises conducted by the Central Bank of Chile, the exposure to credit risk could imply losses of around 20% of the overall banking system's capital. On the other hand, the interest rate risk is on average close to 2% of the capital (figure 1), while the exchange rate risk is almost zero because there is a small but long foreign currency position. However, despite the low magnitude of the interest rate risk as compared to credit risk, it has been volatile over time. Furthermore, some banks have reached figures above 6% of bank capital. In particular, the impact of the interest rate risk on the banking book (repricing risk) could reach 4% of the capital for some banks, while valuation losses on the trading book (valuation risk) could reach 5% (without including the treasury banks).

In this context, it is important to understand the changes of interest rate risks over time and between banks. This study aims to calculate the sensitivity of the level of interest rate risk of the banking and trading book to: (i) the structure of the banks (exposure); (ii) the initial interest rate curve (base); and (iii) the stress scenarios (shocks). Thus, when comparing the results of the exercises we can answer the following questions: What drives the differences of the results (exposure, basis or shocks)? What type of shock has the biggest impact on the structure of banks (e.g. short or long rates)?

Figure 1

### Interest rate risk (average losses as a percentage of capital)



Source: Authors, based on data from the SBIF.

<sup>1</sup> The operational risk is the potential loss arising from problems from internal controls, systems, people and external events. The reputational risk arises from negative perception on the part of customers, counterparties, shareholders, investors or regulators that can adversely affect a bank. The (funding) liquidity risk arises when the necessary liquidity to fund illiquid asset positions over a time horizon cannot be obtained in the expected terms and with immediacy.



We found that the structure of the trading and banking book determine the level of the valuation and repricing risk, respectively. Given that initial exposure, the sensitivity of valuation risk is greater for the longer interest rate shock than for the short term, while the latter has greater effect on the repricing risk.

Additionally, shocks to interest rates do not necessarily affect in the same magnitude the assets and liabilities in the banking book. For example, an increase in bank funding costs (e.g. deposits, bonds), do not necessarily pass-through completely to their debtors. This asymmetry impact increases the magnitude of the repricing risk. Thus, this document also answers the question of what is the sensitivity of the repricing risk to the degree of asymmetry of shocks.

For instance, using a pass-through of 90% could double the result of the repricing risk that assumes a complete shock transmission.

The document is organized as follows. Section II describes the approach to calculate and stress the yield and forward curves. Section III describes the methodology of the valuation risk and addresses the sensitivity to shocks and to the trading book structure. Section IV focuses on the repricing risk and also evaluates the effect of an asymmetric shock transmission to assets and liabilities on potential bank losses. Section V concludes.

## II. STRESSING THE YIELD CURVES

The estimation of the yield curve used in the Chilean stress tests follows the dynamic version of Nelson and Siegel (1987) proposed by Campbell et al. (1997), Diebold and Li (2006), and Alfaro and Sagner (2011). Hence, the rate of return or yield  $y_{n,t}$  of a CERO coupon bond for a maturity  $n$  at time  $t$  corresponds to:

$$y_{n,t} = \lambda_{1,t} + \frac{\lambda_{2,t}}{n} \left( \frac{1 - \phi^n}{1 - \phi} \right) + \frac{\lambda_{3,t}}{n} \left[ \left( \frac{1 - \phi^n}{1 - \phi} \right) - n\phi^{n-1} \right] \quad (1)$$

If we calibrate and fix the parameter  $0 < \phi < 1$ , the equation (1) becomes linear. Additionally, if the parameters  $\lambda_{1,t}$ ,  $\lambda_{2,t}$ , and  $\lambda_{3,t}$  are considered constant for a relatively short period of time, say a month, the parameters  $\lambda_1$ ,  $\lambda_2$ , and  $\lambda_3$  can be estimated by using daily data by OLS. Thus, under the specified assumptions, we can remove the temporal dynamics of the parameters. For a given period we have that:

$$y_n = \lambda_1 + \lambda_2 \frac{1}{n} \left( \frac{1 - \phi^n}{1 - \phi} \right) + \lambda_3 \frac{1}{n} \left[ \left( \frac{1 - \phi^n}{1 - \phi} \right) - n\phi^{n-1} \right] \quad (2)$$

We can also show that:

$$\lim_{n \rightarrow 0} y_n = \lambda_1 + \lambda_2 \left( \frac{-\ln \phi}{1 - \phi} \right) + \lambda_3 \left( \frac{-\ln \phi}{1 - \phi} - \phi^{-1} \right) \quad (3)$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} y_n = \lambda_1 \quad (4)$$

In addition, if we use monthly rates, we have that the rate for the first month is:

$$y_1 = \lambda_1 + \lambda_2 \quad (5)$$

Then, the instantaneous rate is determined by equation (3). However, for a  $\phi$  close to 1, the instantaneous rate approaches  $y_1$ . Therefore, using equation (5), we can define the short-term rate as  $y_0 \approx y_1 = \lambda_1 + \lambda_2$ . Using equation (4), the long-term rate converges to the parameter  $\lambda_1$ . For practical purposes, a long enough maturity  $T$  is assumed such that  $y_T \approx y_\infty = \lambda_1$ .

Thus, the yield curve consists of three factors: (i) the level or long-term rate  $\lambda_1$ ; (ii) the inverse of the slope  $\lambda_2$ ; and (iii) the curvature  $\lambda_3$ .

To carry out the stress tests, we consider a shock to the short rate ( $s_1$ ) and a shock to the long rate ( $s_T$ ). These shocks are related to changes in the parameters  $\lambda_1$  and  $\lambda_2$  as follows:

$$\Delta\lambda_1 = s_T \quad (6)$$

$$\Delta\lambda_2 = -(s_T - s_1) \quad (7)$$

Therefore, substituting (6) and (7) into (2), the stressed yield curve  $y_n^*$  is calculated as:

$$y_n^* = (y_T + s_T) + (y_1 + s_1 - y_T - s_T) \frac{1}{n} \left( \frac{1 - \phi^n}{1 - \phi} \right) + \lambda_3 \frac{1}{n} \left[ \left( \frac{1 - \phi^n}{1 - \phi} \right) - n\phi^{n-1} \right] \quad (8)$$

Or:

$$y_n^* = y_n + s_T + (s_1 - s_T) \frac{1}{n} \left( \frac{1 - \phi^n}{1 - \phi} \right) \quad (9)$$

The sensitivities of the yield curve ( $y_n^*$ ) to the initial short-term rate ( $y_1$ ), long-term rate ( $y_T$ ), short-term shock ( $s_1$ ), and long-term shocks ( $s_T$ ) are, respectively:

$$\frac{\partial y_n^*}{\partial y_1} = \frac{\partial y_n^*}{\partial s_1} = \frac{1}{n} \left( \frac{1 - \phi^n}{1 - \phi} \right) \quad (10)$$

$$\frac{\partial y_n^*}{\partial y_T} = \frac{\partial y_n^*}{\partial s_T} = 1 - \frac{1}{n} \left( \frac{1 - \phi^n}{1 - \phi} \right) \quad (11)$$

From the equations (10) and (11) we obtain two important insights. First, the effects of changes in the initial short- and long-term rate are equivalent to



the effect of their corresponding shocks. Second, the effect at each maturity is constant and depends only on the parameter  $\phi$ .

The corresponding initial and stressed forward rates are obtained by the expectation hypothesis:

$$f_n = \frac{(1 + y_n)^n}{(1 + y_{n-1})^{n-1}} - 1 \quad (12)$$

Thus, this curve is used to determine the future interest rates at which the assets and liabilities will be negotiated as time passes.

### 1. Stress scenario

The yield curves are calculated for local (CLP and UF) and foreign currencies (USD). Local yields are based on daily data of prime rate for the short term (1, 3, and 6 months) and bonds from the Central Bank of Chile for the long-term (1, 2, 5, 10, 20, and 30 years). In the case of USD yield curves, we use the daily treasury yield rates from the U.S. Department of the Treasury. Since the external rates are applied to local banks, we add a risk premium of 100 basis points (bp) at each maturity.

In order to maintain comparability of the stress tests' results across time, we apply a fixed shock of 300bp to the short-term rate and 100bp to the long-term one. That is, we apply a reversion of the curve (higher short-term yields than longer-term ones) and convergence to a higher interest rate (figure 2). It is also worth noticing that the stressed shape of the curve depends on the initial yield curve. Consequently, changes in the interest rate risk are influenced by changes in the yield curves across periods. For example, the yield curve in USD flattened from June 2015 to June 2016 reducing its slope (difference between long- and short-term yield) by about 116bp.

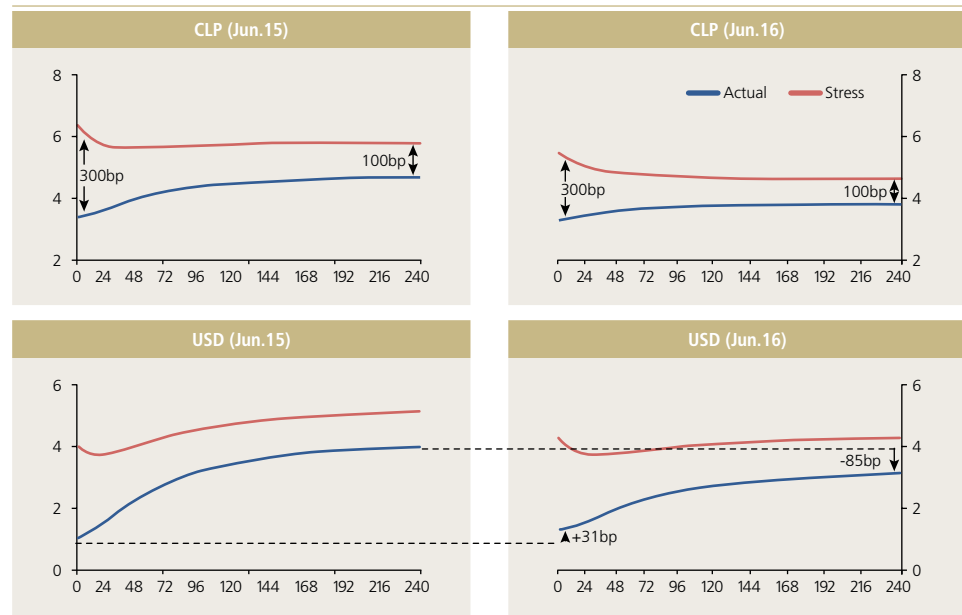
It is possible, at least operationally, to maintain the initial yield curve fixed in time in order to analyze the impact due only to the banks' exposures.<sup>2</sup> Nonetheless, is not plausible that banks do not adjust their positions according to all the available information at that time. Moreover, the procedure has to justify the use of an arbitrary initial yield curve (e.g. the average curve in a given period). Therefore, the methodology uses the actual yield curve and bank position to which we apply an unexpected shock.

---

<sup>2</sup> Notice that variations in the initial yield curve in time can be incorporated as additional shocks.

Figure 2

## Yield curves used on stress tests (percentage)



Source: Authors, based on data from the SBIF.

The following sections evaluate the sensitivity of the valuation and repricing risk to the shocks described here.

### III. VALUATION RISK

For the stress tests, it is considered that in the event of a significant unanticipated shock in the yield curve, banks recognize the loss and sell their portfolios or close their positions in derivatives. The loss is caused by the increase in the discount factors, which reduce the assets' value, generating margin calls and valuation losses, which are disclosed in the balance sheets.

Typically, banks maintain a (net) long position. However, in case of observing a (net) short position, it is assumed that the holders also sell their assets and, in such case, the banks will rescue (buy) their liabilities. Although this would generate benefits to the bank, it could limit its funding or decrease its liquidity in the case of repurchasing its commitments.

On the other hand, the issuer's credit risk (counterparty risk) is assumed to be null. In that sense, we consider only the effect of changes in interest rates by maintaining the credit risk premium constant and equal to zero.<sup>3</sup>

<sup>3</sup> Due to the non-linearity in the valuation of instruments, although they are considered risk premiums invariants, its level has an effect on the price. Therefore, in order to simplify the analysis, zero premiums are considered.



## 1. Valuation model

For our purposes we use the mark-to-model price  $P$  of the trading book instruments, which is given by:

$$P = \sum_{n=1}^T \frac{C_n}{(1 + y_n)^n} \quad (13)$$

Where  $c_n$  is the payoff (income – outcome) at maturity . Therefore, using (13) and the stressed yield curve defined in (9), the change in the value of the trading book, equivalent to the valuation risk  $R^V$ , is equal to:

$$R^V = \sum_{n=1}^T \left[ \frac{1}{(1 + y_n)^n} - \frac{1}{\left(1 + y_n + s_T + (s_1 - s_T) \frac{1}{n} \left( \frac{1 - \phi^n}{1 - \phi} \right)\right)^n} \right] c_n \quad (14)$$

In order to characterize the trading book structure, we can simplify  $c_n$  as a linear equation:

$$c_n = c_1 + \frac{n-1}{T-1} (c_T - c_1) \quad (15)$$

Therefore, we are able to use OLS to obtain the average initial payoff ( $\beta_0$ ) and the trend ( $\beta_1$ ) by:

$$c_n = \beta_0 + \beta_1 n + \varepsilon_n \quad (16)$$

where  $\varepsilon_n$  is an error term.

The expression in (16) allows us to distinguish the approximate effects of monetary exposure (*level* or constant) to the average time mismatch represented by the *trend*. In particular, the level is given in monetary units and the trend is expressed as the pecuniary exposure per unit of time expressed in years. In what follows, we will use the decomposition of *level* and *trend* to approximate the total exposure and average time mismatch, respectively.

## 2. Trading book structure

The trading book is composed by financial instruments (fixed income) and derivatives. These instruments may in principle be tradable at any time; however, some of them are delivered as collateral or used for hedging purposes.

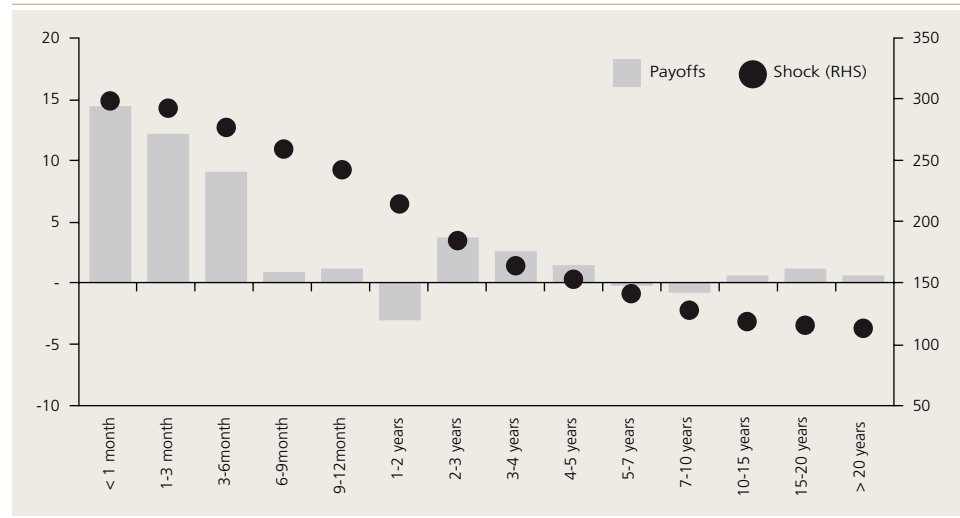
Almost 45% of the payoffs of the trading book are due in less than a month and basically the system has a long position on each maturity (figure 3).



Figure 3

### Temporal structure of the trading book (Jun.16)

(percentage of capital; basis points)



Source: Authors, based on data from the SBIF.

In that sense, coherent with the stress exercise purposes, an increase in the yield curve lowers the value of the trading book, especially the short-term shocks at which it is concentrated.

### 3. Empirical results

#### *Exposures and heterogeneity*

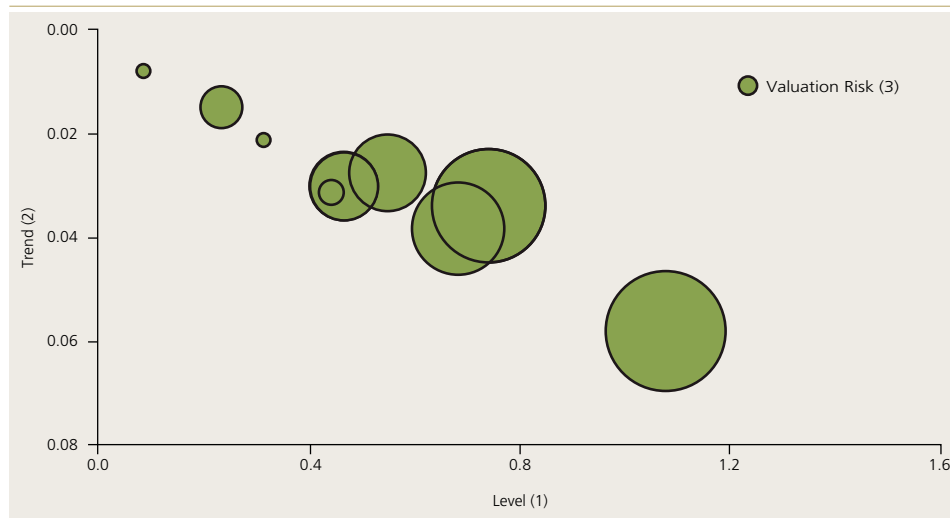
The valuation risk is influenced by the structure of the trading book of both the mismatch level and the (monetary) relevance of the payoffs in the short term. We revise this effect by using the expression in (16) and looking at the heterogeneity of the trading books among banks (figure 4).

We can observe that the initial exposure (*level*) is positive. This is due to the positive payoffs at shorter maturities of the trading book (figure 3). Also, the maturity mismatch (*trend*) is negative because payoffs decrease on average over time. In that sense, higher exposures are related to higher negative mismatches in order to converge to zero payoffs in the long run. Notice that this structure is different from a positive short-maturity payoff compensated by future negative payoffs. In such a case, we would observe higher maturity mismatches for the same level of exposure. Thereafter we can appreciate that, as the total exposure increases, so does the valuation risk. Likewise, the greater the maturity mismatch, the greater the magnitude of the risk.

Figure 4

**Valuation risk by banks characteristics (Jun.16)**

(percentage of capital in basis points)



Source: Authors, based on data from the SBIF.

- (1) The level value corresponds to the  $\beta_0$  of the equation (16) of a particular bank.
- (2) The trend value corresponds to the  $\beta_1$  of the equation (16) of a particular bank.
- (3) The size of the circle represents the relative risk level of the bank (wrt its own capital).

The above conclusions persists if we consider the differences between banks as changes of the structure across time. Therefore, even if the yield curves and shocks remain equal, variations in the valuation risk could be explained by changes in the size of the trading book and its duration, approximated by the level and the trend, respectively.

*Sensitivity to shocks*

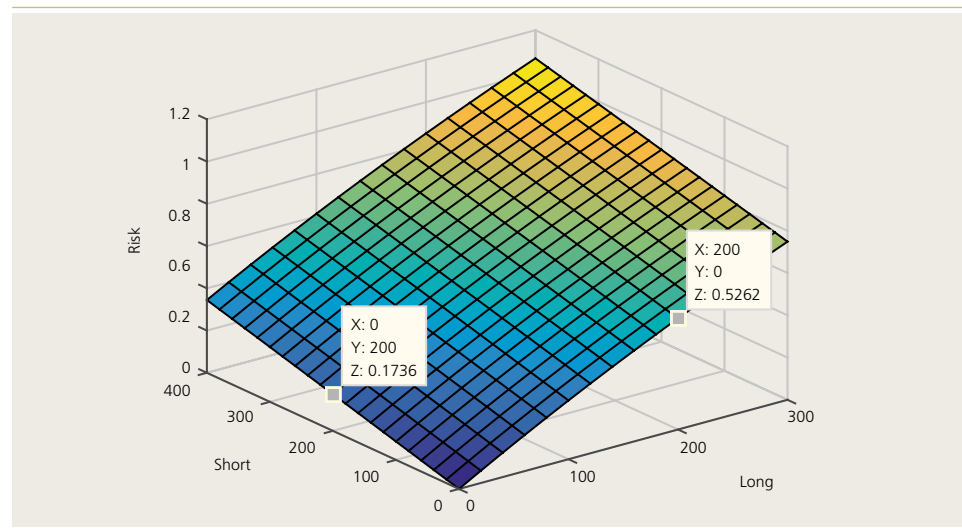
In order to isolate the effect of changes in the magnitudes of the shocks, we take the yield curve and the trading book of June 2016 (figures 2 and 3). Then, we consider a combination of short- and long-term shocks (which includes the typically applied set of 300 and 100bp in the reported stress tests).

By varying the scenarios of the interest rates' shocks, we can identify that the sensitivity of valuation risk is greater for the longer-interest rate component. In particular, the effect of a shock of 1bp on the long-term interest rate is 0.26bp on the valuation risk, higher than the 0.08bp of the short-term shock (figure 5). Although the trading book is concentrated in short maturities,<sup>4</sup> the discount factor is more sensitive to shocks in longer maturities.

<sup>4</sup> We also have to consider that banks maintain financial instruments with short maturities, mainly to manage their liquidity, and also to fulfill their liquidity requirements.

Figure 5

## Sensitivity of the valuation risk to shocks (percentage of capital)



Source: Authors, based on data from the SBIF.

However, the valuation risk as a percentage of bank capital is still low (less than 1%) as compared to other sources of risk (e.g. credit). Additionally, given the above assumptions, in figure 5 we observe that the joint sensitivity of risk with respect to the short- and long-term component of the interest rate shocks is practically linear.

#### IV. REPRICING RISK

Typically, the duration of the banks' assets is longer than their liabilities. Therefore, in the short run banks have to renew their liabilities (including deposits) more frequently than their loans or assets. In that context, an increase in the interest rates raises the interest expenses more than the interest incomes, generating losses.

The stress test methodology used by the Central Bank of Chile considers that the institutions rollover their net positions at every point in time, for all maturities, for the same horizon, at the current interest rate.<sup>5</sup> Nevertheless, the exercise evaluates the results only up to the end of the first year. Although this assumption can be easily relaxed, it obeys to the fact that the one-year period is sufficient for the banks to manage their banking book mismatches.

<sup>5</sup> Notice that this process does not keep the maturity structure of the banking book constant.



## 1. Repricing model

The estimated income/expenses  $e_n$  of the net capital payoff  $c_n$  with maturity  $n$  at the end of a year, using monthly interest rates, are obtained by:

$$e_n = \sum_{i=1}^{\text{int}(12/n)} \left[ c_n (1 + f_{n,i}) \cdot \min(n, 12 - n \cdot i) \right] \quad / \quad 0 < n \leq 12 \quad (17)$$

In order to simplify the expression in (17), we use the weight  $\omega_{n,i}$ , which can be interpreted as the average period that the capital payoff  $c_n$  is affected by the interest rate  $f_{n,i}$ .

$$\omega_{n,1} \equiv \min(n, 12 - n \cdot i) \quad (18)$$

In the special case of invariant interest rates  $f_1 = f_2 = \dots = f_T$  considered as benchmark, the income/expenses correspond to:

$$\bar{e}_n = c_n (1 + f_1)(12 - n) \quad (19)$$

Therefore, using (17), (18), and (19), the repricing risk is defined as the additional expenses over the benchmark:

$$R^R = \sum_{n>0}^T (\bar{e}_n - e_n^*) = \sum_{n>0}^T \sum_{i=1}^{\text{int}(12/n)} \omega_{n,i} (f_1 - f_{n,i}^*) c_n \quad (20)$$

where  $e_n^*$  is the estimated income/expenses under the stressed forward  $f_n^*$ .

As in the case of valuation risk, here we use the equation (16) to characterize the banking book structure.

## 2. Asymmetry

In the standard exercise, presented in the Bank's *Financial Stability Reports*, we use the net capital payoff  $c_n$ , assuming that there is no difference between assets and liabilities and they can be netted. However, in a more realistic setting, if the transmission of interest rates is asymmetrical for assets and liabilities, the full netting is unlikely. In that sense, we distinguish the long ( $A_n$ ) and short ( $L_n$ ) positions as:

$$c_n = A_n - L_n \quad (21)$$

Additionally, we define an asymmetric factor  $0 \leq \rho \leq 1$ . We consider that, in a stressed period, the banks, in order to meet their loans demand, cannot increase their interest rate spread immediately. Thus, we assume that the variation of the assets' forward rate, due to the short- and long-term shocks, is a proportion  $\rho$  of the change in the liabilities rate. Thus, the asymmetric repricing risk  $R_\rho^R$  is obtained by:

$$R_p^R = \sum_{n>0}^T \sum_{i=1}^{int(\frac{12}{n})} \omega_{n,i} (f_1 - f_{n,i}^*) (\rho A_n - L_n) \tag{22}$$

In the especial case when the banks are able to pass all the increase of the liabilities interest rates (*complete pass-through*) to their assets ( $\rho = 1$ ), then  $R_p^R = R^R$ . On the contrary, if the assets' interest rates remain constant, then the repricing risk reflects only the higher cost of funding.

### 3. Banking book structure

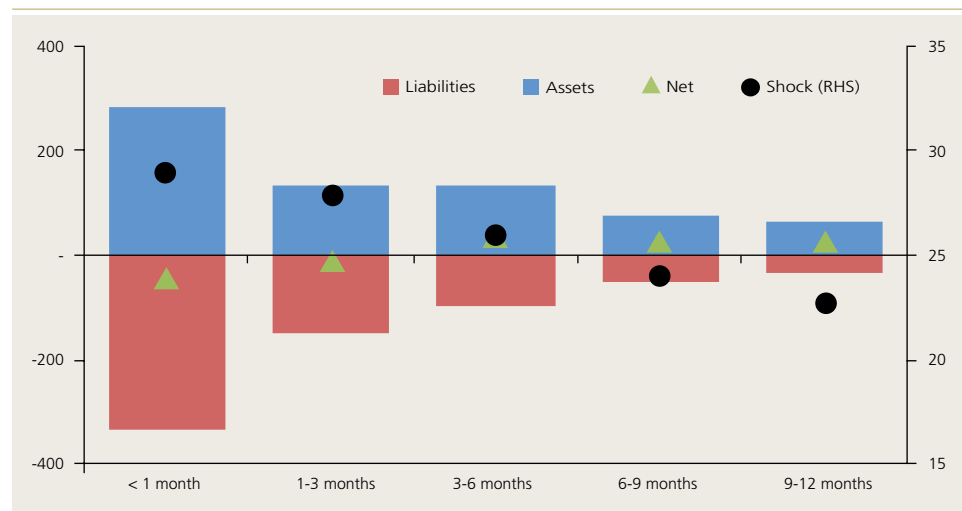
As we already specified, we assume that the time horizon for the repricing risk is one year. The main components of the banking book in that period are the demand deposits, which account for approximately 17% of the total assets. On the other hand, since they can be withdrawn at any time, their maturity is practically zero. However, they virtually do not pay interests. The Chilean stress test methodology, coherent with the current regulation framework, considers that in the case of a sharp increase of the (short) interest rate, approximately 25% of the demand deposits migrate to time deposits of a maturity less than one month.

Due to the banks' business nature, the expenses exceed the incomes in the first three months, and then the banks show a net long position (figure 6).

Figure 6

#### Temporal structure of the banking book (Jun.16)

(percentage of capital; basis points)



Source: Authors, based on data from the SBIF.

For a greater mismatch —especially in the short-term— the greater is the effect of a shock in the short-term interest rate. Given that we limit the exercise to the first year of refinancing, the result of a long-term interest rate shock is relatively small.

In the Chilean banking system data we typically observe not only a short position in the first couple of months, but also a greater magnitude of the incomes and expenses. Thus, the banking book structure is more sensitive to the asymmetric factor, because it depends on the generation of income in the short run.<sup>6</sup>

#### 4. Empirical results

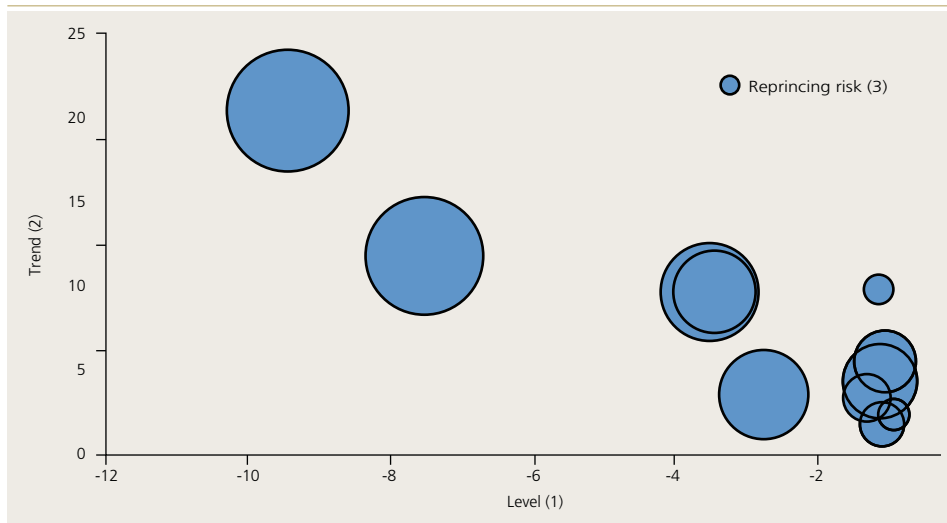
##### *Exposures and heterogeneity*

Similar to the analysis in section III.3, we compare the repricing risk of the banks in June 2016 and their banking book structure (figure 7). The banking book is characterized by the equation (16) using payoffs with maturities no longer than a year. It can be observed that the initial exposure is negative, consistent with a high level of deposits with short maturities. Also, the maturity mismatch is positive and leads to positive income in about six months.<sup>7</sup> This is also coherent with long-term loans and short-term funding.

Figure 7

#### Repricing risk by banks characteristics (Jun.16)

(percentage of capital in basis points)



Source: Authors, based on data from the SBIF.

- (1) The level value corresponds to the  $\beta_0$  of the equation (16) of a particular bank.
- (2) The trend value corresponds to the  $\beta_1$  of the equation (16) of a particular bank.
- (3) The size of the circle represents the relative risk level of the bank (wrt its own capital).

<sup>6</sup> Suppose that the short net position in the first months is equal to the expenses, that means zero income. In such a case, proportionally decreasing the income does not affect the results. Intuitively, the inverse case will increase the sensitivity to the asymmetry factor.

<sup>7</sup> On average, the trend is twice the constant. Therefore, it reaches a level of zero in 0.5 years.

On the other hand, the magnitude of the repricing risk is heterogeneous among entities, and it is in the range of 0.4 to 3.5% of the banks' own capital. Figure 7 also shows that greater exposures and maturity mismatches drive to higher repricing risks (i.e. bigger circles). In particular, the effect of the exposure is more statistically significant to determine the level of risk than the maturity mismatch.<sup>8</sup>

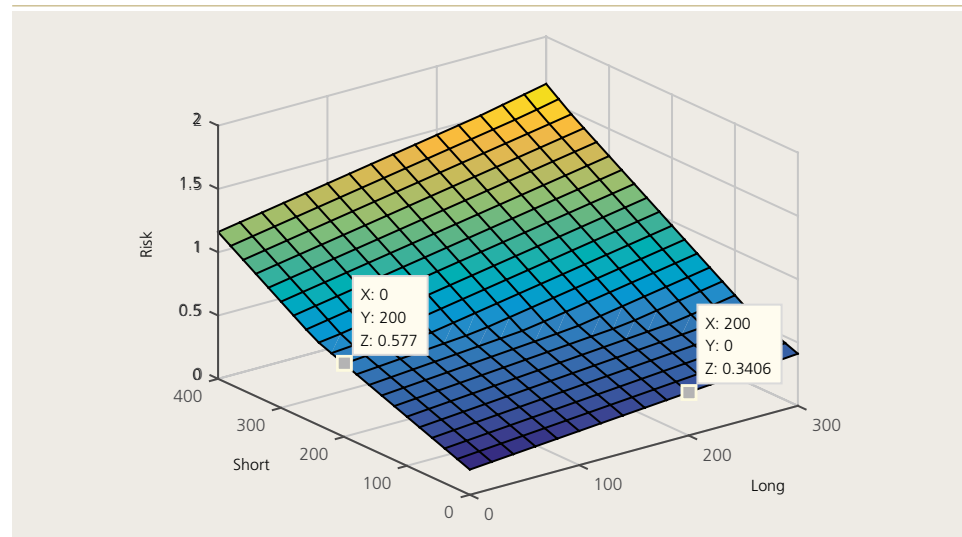
#### *Sensitivity to shocks*

By varying the scenarios of the interest-rate shocks, we are able to identify that the sensitivity of the repricing risk is greater for the shorter-interest rate component. In particular, the repricing risk of an increase of 1bp in the short-term interest rate is greater than a rise in the long-term one, 0.29 vs 0.17bp respectively (figure 8). These results illustrate bank activity sensitivities, where funding has a shorter duration than the assets (i.e. loans).

Additionally, given the above assumptions, in figure 8, we observe that the joint sensitivity of risk with respect to the short- and long-term components of the interest-rate shocks has a non-linearity. In particular, the impact of shocks increases more than proportionally for short-term interest rate shocks greater than 200bp.

**Figure 8**

### Sensitivity of the repricing risk to shocks (percentage of capital)



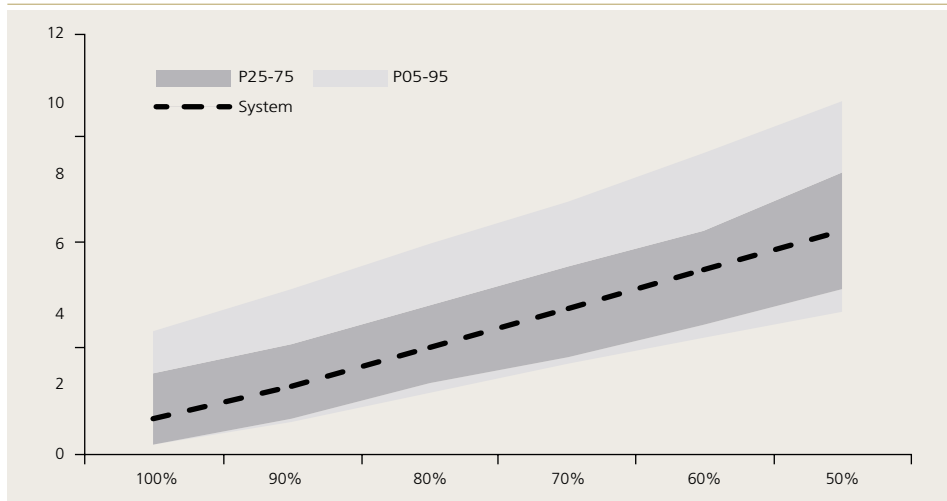
Source: Authors, based on data from the SBIF.

<sup>8</sup> See, the appendix for details.

Figure 9

**Distribution of repricing risk by asymmetry factor (Jun.16)**

(losses as a percentage of capital)



Source: Authors, based on data from the SBIF.

*Asymmetry*

In this sub-section we analyze the sensitivity of the repricing risk to the pass-through coefficient. We can observe that if we fix the structure of the banking book and the yield curve at June 2016, an asymmetry factor of 90% almost doubles the repricing risk for the system (figure 9). Although the figure does not explicitly display it, there is a slight non-linearity of this effect around 90%.<sup>9</sup> Below this magnitude, a decrease of 10pp in the pass-through coefficient goes from an impact of 0.96pp (of capital) to 1.11pp. Additionally, we can see that the effect on repricing risk of the pass-through coefficient is more disperse across bank entities for lower values of the same.

**V. CONCLUSIONS**

In this note we have shown a number of regularities related to the exposures of the trading and banking books, yield (and forward) curve shocks and their impact on interest-rate risks. We have concentrated our analysis in valuation and repricing risks. In doing this task, we have investigated several questions, such as: What drives the differences of the results (exposure, basis or shocks)?

<sup>9</sup> Preliminary estimates indicate that the actual pass-through of interest rates to liabilities and assets is around 90%.



What type of shocks has the biggest impact on the structure of banks (e.g. short or long rates)? What is the sensitivity of the repricing risk to the degree of asymmetry of shocks?

We can observe that, as the total exposure (level) or maturity mismatch increases, so does the valuation risk. Likewise, the repricing risk increases as exposure and maturity mismatch increases. In particular, the effect of exposure has a stronger relation with the level of risk. By varying the scenarios of the interest rates' shocks, we are able to identify that the sensitivity of valuation risk is greater for the longer interest rate component. This is opposed to the repricing risk where there is greater sensitivity to the short-term component.

Also, we observe that the joint sensitivity of the valuation risk with respect to the short- and long-term component of the interest-rate shocks is practically linear. Nonetheless, there is a slight non-linearity of repricing risk to the short-term interest-rate component of the shock.

Finally, we confirmed that an incomplete pass-through of interest rates from liabilities to assets would have a significant impact on repricing risk. In particular, with a pass-through of 90% the repricing risk can be doubled, as compared to the complete shock transmission across assets' and liabilities' interest rates.

All of the above findings call for a more comprehensive market risk stress test scenario definition, and assessment of the implied sensitivities. Hence, we will start incorporating this type of analysis in the following releases of stress testing results.



## REFERENCES

---

Alfaro, R. and A. Sagner (2011). “Stress Test for Banking Sector: A Technical Note.” Working Paper No. 610, Central Bank of Chile.

Alfaro, R., D. Calvo and D. Oda (2008). “Riesgo de Crédito de la Banca.” Working Paper No. 503, Central Bank of Chile.

Alfaro, R., D. Calvo and D. Oda (2009). “Riesgo de Crédito de la Banca de Consumo.” *Economía Chilena* 12(3): 59–77.

Becerra J.S., R. Cifuentes and J.F. Martínez (2017). “Pruebas de Tensión Bancaria del Banco Central de Chile: Actualización.” Mimeo, Central Bank of Chile.

Campbell, J., A. Lo and A. MacKinlay (1997). *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton, NJ: Princeton University Press.

Diebold, F. and C. Li (2006). “Forecasting the Term Structure of Government Bond Yields.” *Journal of Econometrics* 130: 337–64.

Jara, A., L. Luna and D. Oda (2007). “Pruebas de Tensión de la Banca en Chile.” *Informe de Estabilidad Financiera*, segundo semestre, Banco Central de Chile.

Nelson, C. and A. Siegel (1987) “Parsimonious Modeling of Yield Curve”. *Journal of Business* 60(4): 473–89.

## APPENDIX

Tables A1 and A2 show the results of an OLS regression of risk  $R_i$  of the bank  $i$  on the initial exposure  $\beta_{0,i}$  and maturity mismatch  $\beta_{1,i}$  from the equation (16).

$$R_i = \gamma_0 + \gamma_1\beta_{0,i} + \gamma_2\beta_{1,i} + \varepsilon_i$$

As the number of observations is relatively low, the outcomes are presented for reference only.

For valuation risk (table A1), both exposure and maturity mismatch are significant in explaining the level of risk. Notice that the signs are as intuitively expected, since exposure takes positives values, while the maturity mismatch takes negative ones. In addition, because of the high correlation (-0.97) between both factors, the joint regression has the opposite sign for the maturity mismatch, although it is significant.

Table A1

### Valuation risk (OLS)

	(1)		(2)		(3)
Initial exposure	3.040 (0.463)	***			7.310 (1.152)
Maturity mismatch			-56.108 (14.372)	***	90.828 (23.827)
Constant	-0.587 (0.270)	*	-0.672 (0.463)		-0.116 (0.200)
Observations	9		9		9
R-squared	0.86		0.69		0.96

Source: Authors, based on data from the SBIF.  
Standard error in parenthesis. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1



In the case of repricing risk (table A2), exposure and maturity mismatch are significant individually. Nonetheless, the exposure is more relevant to explain the risk level (i.e. higher R-squared and significant in the joint regression). It should be noted that the correlation between exposure and maturity mismatch is also high (-0.89).

**Table A2****Repricing risk (OLS)**

	(1)		(2)		(3)	
Initial exposure	-0.356 (0.044)	***			-0.449 (0.096)	***
Maturity mismatch			0.142 (0.037)	***	-0.051 (0.046)	
Constant	0.409 (0.174)	**	0.422 (0.331)		0.493 (0.189)	**
Observations	12		12		12	
R-squared	0.87		0.59		0.88	

Source: Authors, based on data from the SBIF.  
Standard error in parenthesis. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1





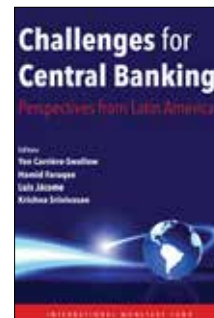
## REVISIÓN DE LIBROS

---

### BOOK REVIEW

#### “CHALLENGES FOR CENTRAL BANKING: PERSPECTIVES FROM LATIN AMERICA”

by Yan Carrière-Swallow, Hamid Faruqee, Luis Jácome, and Krishna Srinivasan, editors  
International Monetary Fund, 2016.



Klaus Schmidt-Hebbel D.\*

In the wake of the 2008-09 global financial crisis (GFC), central banking and monetary policy in all regions of the world came under intense pressure as they entered uncharted waters. Since the crisis the breadth and scale of central bank operations have been modified or expanded in unprecedented and even unimaginable ways. Accordingly, a fundamental rethinking of central banking and its policy framework has been taking place.

This edited volume reflects a multilateral effort by experts and policymakers from Latin American central banks and the IMF to help close the knowledge gap required to meet the critical challenges of modern central banks, particularly in Latin America. A significant, ever-growing literature focuses on post-GFC challenges of central banking in general and in advanced economies (AEs)—the epicenter of the crisis—in particular. A much smaller literature addresses the particular challenges facing central banks in emerging-market and developing economies (EMDEs), including Latin American ones. In a not-so-recent monograph (Schmidt-Hebbel, 2011), I review central banking in Latin America, focusing on pre-GFC changes and successes, policy conduct during the GFC, and post-GFC challenges. More recently, Chinn (2016) reviews the challenges of central banking in EMDEs at large. Both papers identify several constraints that make central banking in Latin America (and in EMDEs) different from that in AEs: less developed financial markets, weaker banks, currency and debt dollarization, greater exposure to foreign shocks and domestic supply shocks, weaker policy credibility, weaker monetary independence, fear of floating. Against the latter features found in many (but certainly not all) EMDEs, both papers underscore how well central bank policies were generally conducted in most EMDEs during and after the GFC.

Yet important new analytical and policy issues for central banking in Latin America remain unsolved, which is the focus of this book. It comes in three parts. The first part provides an overview of the policy progress of central

---

\* Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile. E-mail: kschmidt-hebbel@uc.cl

banking in the region and the challenges that lie ahead. Jácome analyzes the historical evolution of central banking since the opening of (most) central banks in the region during the 1920s. After a very long period of price instability and episodes of hyperinflation, finally central banks were able to conquer inflation in the 1990s, as a result of attaining political and operational independence, as well as of adopting institutional and policy frameworks inspired by the world's leading central banks in AEs.

Carrière-Swallow, Magud, Jácome, and Werner discuss central banks' current challenges to strengthen their capacity to attain price and financial stability. This requires institutional reforms to ensure central bank independence where it has not been granted, adopting inflation targeting where it has not been adopted yet and making it more effective where it has, making forex intervention more rule-based and transparent, and— as a post-crisis lesson—establishing an effective macroprudential policy function without impairing independence and the primacy of price stability. While it is generally easy to concur with most of the latter recommendations, one of them is potentially dangerous for monetary policy independence: the institutionalization of forex intervention by adopting rules. If rules are adopted to assure markets that interventions are limited only to exceptional episodes of exchange-rate disequilibria (like the Reserve Bank of New Zealand's intervention rule), monetary policy independence may survive relatively unscathed. However, if rules enshrine the large and daily interventions conducted by many Latin American central banks, they institutionalize fear of floating and erode monetary independence.

The volume's second part is on spillovers and monetary independence. Carrière-Swallow and Gruss analyze the latter issue by assessing correlations between Latin American and US interest rates. Although they are large, this fact can be attributed to common cyclical conditions and therefore not necessarily to domestic monetary dependence. Further strengthening of floating and inflation-targeting regimes contributes to more monetary policy independence. In a related chapter, Naudon and Yany assess the influence of long-term U.S. rates on long-term rates in nine small open AEs and EMDEs (including three Latin American countries), reporting that the U.S. term premium has a significant effect on long-term rates in all economies and that this effect is larger in Latin America.

Extending previous models, Parra Polanía addresses analytically two frequent questions faced by central bankers since the GFC. First, does forward guidance in the form of a public unconditional commitment to a future path of interest rates improve welfare? The answer is positive only in the most extreme case of zero-lower-bound conditions; not in normal times. Second, how should a prudent central bank react to demand shocks under conditions of measurement errors in activity, in comparison to a non-prudent central bank? The answer is: a more (less) aggressive response when market expectations are (not) forward-looking; less aggressive when the variance in the measurement error of demand shocks is higher.



The last part of the book is devoted to the key issue of the design and interaction between monetary policy and macroprudential frameworks, with applications to three Latin American economies. Roldán-Peña, Torres-Ferro, and Torres address the key question about how macroprudential policy goals should be attained in Mexico. They conclude that expanding the policy objective function by adding a macroprudential objective (volatility of a financial variable, consistent with “leaning against the wind”) to the conventional monetary-policy objectives (minimization of output and inflation volatility), reduces attainment of the latter objectives. This unsurprising result leads to conclude that attainment of both monetary and macroprudential policy objectives requires separate objective functions and instruments, as predicated by the Tinbergen principle. This has been the view of many policymakers and researchers, and is reflected in the adoption of new counter-cyclical policy tools, including pro-cyclical bank provisions and capital buffers.


De Carvalho and De Castro assess actual and hypothetical combinations of monetary and macroprudential policy tools in the case of Brazil. They find that certain combinations of the monetary policy rate, reserve requirements, and risk-weight factors yield good results for the attainment of the central bank’s policy goals. Finally, Castillo, Vega, Serrano, and Burga assess the interaction of monetary and macroprudential policies in Peru, an economy with significant financial dollarization, currency mismatch, and derived exposure to liquidity and credit risks derived from exchange-rate shocks. In this context, Peru’s macroprudential policy, defined in a wide sense, includes forex interventions, large holdings of reserves, and higher reserve requirements on foreign currency liabilities. The authors conclude that the latter reserve requirements and other potential incentives for de-dollarization, if successful, would enhance attainment of monetary-policy and macroprudential policy objectives.

I strongly recommend careful reading of this excellent volume on the frontier practice of central banking in Latin America and the policy challenges that central bankers face under very different national conditions. What I take home from the book is that the region’s central banks face serious challenges in attaining conventional monetary and new macroprudential policy objectives in countries beset by the growing pains of EMDEs. The latter pains are due to the structural (but not unmovable) features that I mentioned in this review’s first paragraph. The implication of the latter is simple to state but hard to achieve: attaining deeper financial markets, strengthening domestic banks, de-dollarizing fully, over-coming fear of floating, and strengthening inflation targeting (as discussed in Schmidt-Hebbel and Carrasco, 2016). This would bring the region’s countries and central banks closer to what is found in advanced commodity-exporting countries like Australia, Canada, New Zealand, and Norway.



## REFERENCES

---



Chinn, M.D. (2016). “Central Banking: Perspectives from Emerging Economies.” In *On the Uses of Central Banks: Lessons from History*, edited by M.D. Bordo, Ø. Eitrheim, M. Flandreau, and J.F. Qvigstad. Oslo, Norway: Norges Bank.

Schmidt-Hebbel, K. (2011). “Central Banking in Latin America: Changes, Challenges, Achievements.” Lecture prepared for the Fifth High-Level Seminar of the Eurosystem and Latin American Central Banks, *Documentos Ocasionales* No. 1102, Banco de España.

Schmidt-Hebbel, K. and M. Carrasco (2016). “The Past and Future of Inflation Targeting: Implications for Emerging-Market and Developing Economies.” In *Monetary Policy in India: A Modern Macroeconomic Perspective*, edited by C. Ghate and K.M. Kletzer. India: Springer.



## REVISIÓN DE PUBLICACIONES

---

ABRIL 2017

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

---

Dresdner, J., L. Salazar, M. Quiroga, A. Riquelme y G. Zurita (2017). “¿Existe Rigidez en el Ajuste del Empleo en Chile?” *Trimestre Económico* 84(333): 73–102.

Guzmán, J. (2016). “Social Protection During Recessions: Evidence from Chile”. *Journal of Economic Policy Reform* 19(4): 348–68.

Medina, J.P. y C. Soto (2016). “Commodity Prices and Fiscal Policy in a Commodity Exporting Economy”. *Economic Modelling* 59: 335–51.

\*Pincheira, P. y A. Gatty (2016). “Forecasting Chilean Inflation with International Factors”. *Empirical Economics* 51(3): 981–1010.

Támara, A., L. Eusse y A. Castellón (2017). “Efectos del Desarrollo Financiero sobre el Crecimiento Económico de Colombia y Chile, 1982-2014”. *Finanzas y Política Económica* 9(1): 57–67.

---

#### Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL

---

\*Cox., P. y J.G. Carreño (2016). “Operaciones de Acarreo de Divisas (Carry Trade) y sus Efectos Sobre la Turbulencia Cambiaria en Chile”. *Revista de la CEPAL* 120: 75–99.

---

#### Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA

---

\*Briones, I. (2016). “Vinculaciones Políticas en un Régimen de Banca Libre: El Caso de la Crisis Bancaria de 1878 en Chile”. *Revista de Historia Económica / Journal of Iberian and Latin American History* 34(3): 479–512.

---

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


---

Cussen, C., M. Llorca-Jana y F. Droller (2016). “The Dynamics and Determinants of Slave Prices in an Urban Setting: Santiago de Chile, C. 1773-1822”. *Revista de Historia Económica/Journal of Iberian and Latin American History* 34.3: 449–77.

Ferro, G. y A. C. Mercadier (2016). “Technical Efficiency in Chile’s Water and Sanitation Providers”. *Utilities Policy* 43: 97–106.

\*López, R., E. Figueroa B. y P. Gutiérrez (2016). “Fundamental Accrued Capital Gains and the Measurement of Top Incomes: An Application to Chile”. *Journal of Economic Inequality* 14(4): 379–94.

Wu, R. y X. Cheng (2016). “Gender Equality in the Workplace: The Effect of Gender Equality on Productivity Growth among the Chilean Manufacturers”. *Journal of Developing Areas* 50(1): 257–74.

Olivari, J. (2016). “Entrepreneurial Traits and Firm Innovation”. *Eurasian Business Review* 6(3): 339–60.

---

**Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS**


---

Aguilar, O., P. Pérez, R. Ananías, C. Mora y O. Blanco (2016). “Intersección Entre la Clase y el Género y su Efecto Sobre la Calidad del Empleo en Chile”. *Revista de la CEPAL* 120: 141–61.

Crona, B., S. Gelcich y O. Bodin (2017). “The Importance of Interplay between Leadership and Social Capital in Shaping Outcomes of Rights-Based Fisheries Governance”. *World Development* 91: 70–83.

Duran-Hormazabal, E. y A. Tirachini (2016). “Estimation of Travel Time Variability for Cars, Buses, Metro and Door-to-Door Public Transport Trips in Santiago, Chile”. *Research in Transportation Economics* 59: 26–39.

Fuentes, O., J. Lafortune, J. Riutort y J. Tessada (2017). “Personalized Information as a Tool to Improve Pension Savings: Results from a Randomized Control Trial in Chile”. Documento de Trabajo N°483, Departamento de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

Gamboa, R. y M. Morales (2016). “Chile’s 2015 Electoral Reform: Changing the Rules of the Game”. *Latin American Politics and Society* 58(4): 126–44.

\*Gómez, F. y N. Grau (2017). “The Impact of Prison Labor Programs on Recidivism: The Case of Chile”. Documento de Trabajo N°440, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Grau, N., D. Hojman y A. Mizala (2017). “School Closure and Educational Attainment: Evidence from a Market-Based System”. Documento de Trabajo N°439, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Gschwender, A., M. Munizaga y C. Simonetti (2016). “Using Smart Card and GPS Data for Policy and Planning: The Case of Transantiago”. *Research in Transportation Economics* 59: 242–49.



Julio, N., R. Giesen y P. Lizana (2016). “Real-Time Prediction of Bus Travel Speeds Using Traffic Shockwaves and Machine Learning Algorithms”. *Research in Transportation Economics* 59: 250–57.

Larraín, G., S. Ballesteros y S. García (2017). “Longevidad y Pensiones: una Propuesta de Seguro para la Cuarta Edad”. Documento de Trabajo N°441, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Libertun De Duren, N. y R. Guerrero Compean (2016). “Growing Resources for Growing Cities: Density and the Cost of Municipal Public Services in Latin America”. *Urban Studies* 53(14): 3082–107.

Molinos-Senante, M. y G. Donoso (2016). “Water Scarcity and Affordability in Urban Water Pricing: A Case Study of Chile”. *Utilities Policy* 43: 107–16.

Niehaus, M., P. Galilea y R. Hurtubia (2016). “Accessibility and Equity: An Approach for Wider Transport Project Assessment in Chile”. *Research in Transportation Economics* 59: 412–22.

Pineda, C., D. Schwarz y E. Godoy (2016). “Comparison of Passengers’ Behavior and Aggregate Demand Levels on a Subway System Using Origin-Destination Surveys and Smartcard Data”. *Research in Transportation Economics* 59: 258–67.

López, R. y G. Sturla (2017). “Cómo Captar las Rentas del Cobre en Chile”. Documento de Trabajo N°437, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Roman, S., S. Bullock y M. Brede (2017). “Coupled Societies Are More Robust against Collapse: A Hypothetical Look at Easter Island”. *Ecological Economics* 132: 264–78.

Sturla, G., E. Figueroa., M. Sturla y J. Flores (2017). “Reducción de Emisiones Globales de Carbono Refinar el Cobre en Chile”. Documento de Trabajo N°442, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Vargas, M. (2016). “Tacit Collusion in Housing Markets: The Case of Santiago, Chile”. *Applied Economics* 48(52–54): 5257–75.

Waintrub, N., C. Pena, M. Niehaus, R. Vega y P. Galilea (2016). “Understanding Cyclist Traffic Behaviour: Contrasting Cycle Path Designs in Santiago de Chile”. *Research in Transportation Economics* 59: 228–35.

## RESÚMENES DE ARTÍCULOS SELECCIONADOS

Los textos presentados a continuación son transcripciones literales del original.

---

Código JEL: E / MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA

---

\*Pincheira, P. y A. Gatty (2016). “Forecasting Chilean Inflation with International Factors”. *Empirical Economics* 51(3): 981–1010.

In this paper we build forecasts for Chilean year-on-year inflation using both multivariate and univariate time series models augmented with different measures of international inflation. We consider two versions of international inflation factors. The first version is built using year-on-year inflation of 18 Latin American countries (excluding Chile). The second version is built using year-on-year inflation of 30 OECD countries (excluding Chile). We show sound in-sample and pseudo out-of-sample evidence indicating that these international factors do help forecast Chilean inflation at several horizons by reducing the root-mean squared prediction error of our benchmarks models. Our results are robust to a number of sensitivity analyses. Several transmission channels from international to domestic inflation are also discussed. Finally, we provide some comments about the implications of our findings for the conduction of domestic monetary policy.

---

**Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL**

---

\*Cox., P. y J.G. Carreño (2016). “Operaciones de Acarreo de Divisas (Carry Trade) y sus Efectos Sobre la Turbulencia Cambiaria en Chile”. *Revista de la CEPAL* 120: 75–99.

En este estudio se ofrece datos sobre la relación entre la operación de acarreo (*carry trade*) en pesos chilenos y las caídas de esta moneda frente a otras. Mediante el uso de un amplio conjunto de datos que contiene información del mercado cambiario a plazo local, mostramos que la especulación orientada a aprovechar los grandes diferenciales de la tasa de interés registrados en los últimos tiempos, entre el peso y las monedas de los países desarrollados ha provocado varios episodios de turbulencia anormal, medidos por el coeficiente de asimetría de la distribución del tipo de cambio. De conformidad con el marco interpretativo que vincula la turbulencia con los cambios en las posiciones a plazo de los especuladores, encontramos que la turbulencia es mayor en los períodos en que las mediciones de la incertidumbre mundial han sido especialmente altas.

---

**Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA**

---

\*Briones, I. (2016). “Vinculaciones Políticas en un Régimen de Banca Libre: El Caso de la Crisis Bancaria de 1878 en Chile”. *Revista de Historia Económica/ Journal of Iberian and Latin American History* 34(3): 479–512.

In 1878 Chile experienced a banking crisis which brought an end to the Chilean free-banking period based on convertibility initiated in 1860. Using monthly bank balance sheets and other primary sources, I analyze the period and argue that one important explanation for the crisis was the growing relationship between banks and government through state loans to finance fiscal deficits and privileges to the issuing banks. I claim that the crisis emerged from a large bank loan in late 1877 which induced over-issuance and depreciation expectations leading, logically, to a bank run. The Chilean case provides valuable evidence of an element frequently neglected by the free-banking literature: the links between banks and government.



---

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

---

\*López, R., E. Figueroa B. y P. Gutiérrez (2016). “Fundamental Accrued Capital Gains and the Measurement of Top Incomes: An Application to Chile”. *Journal of Economic Inequality* 14(4): 379–94.

Most previous studies of income inequality have either ignored capital gains or have used taxable realized capital gains to estimate top incomes. Neither of these approaches is fully satisfactory. We apply for the first time a new methodology that allows us to account for fundamental accrued capital gains as part of the top incomes in a theoretically consistent manner. We estimate the shares of the super-rich in Chile showing that accrued capital gains have a large impact on these estimates. Also, the top income shares estimated using fundamental capital gains appear to exhibit a more stable and presumably more plausible time profile than estimates based on capital gains derived from asset market variations.

---

**Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS**

---

\*Gómez, F. y N. Grau (2017). “The Impact of Prison Labor Programs on Recidivism: The Case of Chile”. Documento de Trabajo N°440, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

We estimate the effect of prison labor programs on recidivism using a nationwide census-based dataset of all prison inmates released in 2010 in Chile and tracked for two years after release. Because participation in prison labor programs is not random, we use an instrumental variables (IV) regression procedure to address endogeneity and to estimate whether there is a reduced probability of recidivism that can be attributed to participation in prison labor programs. The results indicate that once the endogeneity problem is addressed, participation in prison labor programs does not contribute to a statistical reduction in the odds of recidivism for the overall sample; however, the estimation of heterogeneous effects reported statistically significant effects for specific groups.



# 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. Discontinuada a partir del 2014 y reemplazada por la publicación Balanza de Pagos, Posición de Inversión Internacional y Deuda Externa.
- Balanza de Pagos, Posición de Inversión Internacional y Deuda Externa. 2014. Publicación anual. Disponible solo en versión digital.
- Banca Central, Análisis y Políticas Económicas. Volúmenes 1 al 24.
- 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. 1981-2015. 2016. 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 2013.
- 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. Discontinuada a partir del 2014 y reemplazada por la publicación digital anual Balanza de Pagos, Posición de Inversión Internacional y Deuda Externa.
- Disposiciones sobre Conversión de Deuda Externa. 1990.
- Documentos de Política Económica. N°s 1 al 60.
- Documentos de Trabajo. N°s 1 al 800.
- Economía Chilena. Publicación cuatrimestral.
- Economía para Todos. Octubre 2016.
- 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 122.
- 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 sólo en versión digital.
- Gestión de Reservas Internacionales del Banco Central de Chile. 2012. Edición en español. En inglés, disponible sólo en versión digital.
- Gestión de Sistemas de Pagos de Alto Valor del Banco Central Chile. 2012. Edición en español y en inglés, disponibles sólo 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 sólo en versión digital.
- Indicadores Macroeconómicos / Indicadores Coyunturales. Publicación trimestral. Edición en español e inglés. Disponible sólo en versión digital.
- Índices de Exportación: 1986-1999. 2000.
- Informativo Diario de Operaciones Financieras Nacionales. Edición en español. Desde el 2013, disponible sólo en versión digital.
- Informe de Estabilidad Financiera. 2004. Publicación semestral. Edición en español. En inglés, disponible sólo en versión digital.
- Informe de Percepciones de Negocios. 2013. Publicación semestral hasta mayo del 2014 y trimestral a partir de agosto del 2014. Edición en español. Disponible sólo en versión digital.
- Informe de Política Monetaria. 2000. Publicación cuatrimestral hasta septiembre del 2009 y trimestral a partir de diciembre del 2009. Edición en español. En inglés, disponible sólo 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.
- Informe Mensual de Estadísticas del Mercado Cambiario. 2014. Disponible sólo en versión digital.
- Informe Mensual de Estadísticas Monetarias y Financieras. 2013. Disponible sólo en versión digital.
- Investigación al Día. 2012. Edición trimestral en español. Disponible sólo 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. 2016.
- 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 sólo 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. Periodos: 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 Datos Bancarios. Edición mensual. Disponible sólo en versión digital.
- 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 y en inglés.
- Síntesis Monetaria y Financiera. Publicación anual. Discontinuada a partir del 2012 y reemplazada por las publicaciones digitales Informe Mensual de Estadísticas Monetarias y Financieras, el Informe Mensual de Estadísticas del Mercado Cambiario, y el documento Serie de Datos Bancarios.

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

Departamento Publicaciones, Banco Central de Chile, Morandé 115 - Santiago / Fono: 22670 2888.



---

# 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/es/faces/bcentral/investigacion/seriesdelibros](http://www.bcentral.cl/es/faces/bcentral/investigacion/seriesdelibros)

[bcch@bcentral.cl](mailto:bcch@bcentral.cl)

Teléfono: (56) 22670 2888

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

---

### Monetary Policy through Asset Markets: Lessons from Unconventional Measures and Implications for an Integrated World

Elías Albagli, Diego Saravia, and Michael Woodford, eds.

The variety of unconventional measures undertaken by central banks during the Great Recession has moved monetary policy into a brave new world. While there is a rough consensus that these measures played a critical role in mitigating the crisis, we still do not have complete understanding of how they worked and how they should be used in the future. This first rate volume edited by Elías Albagli, Diego Saravia and Michael Woodford takes an important step in filling in the gaps in our knowledge. The papers provide exciting new theoretical and empirical work. This volume should be on the shelf of anyone interested in understanding the dramatic transformation of monetary policy.

Mark Gertler, New York University

Tapa dura, 308 pp. Ch\$15.000, US\$40.

---

### 25 Años de Autonomía del Banco Central de Chile

Alberto Naudon D. y Luis Álvarez V., eds.

La autonomía del Banco Central es, sin duda, una de las piedras angulares del "milagro económico" chileno de los últimos 30 años. La ausencia de crisis y la inflación baja y estable han facilitado el proceso de inversión y contribuido al aumento de productividad. En este libro, los Presidentes de la institución discuten, cada uno desde su perspectiva personal y desde su propio momento histórico, los desafíos que esta autonomía significó. Este libro es lectura obligatoria para todo aquel interesado en política monetaria y estabilización. Las lecciones son útiles, el tono didáctico y las implicancias iluminadoras.

Sebastián Edwards, Profesor de la cátedra Henry Ford II de Economía Internacional en la Universidad de California, Los Ángeles, Estados Unidos (UCLA)

Tapa dura, 228 pp. Ch\$15.000, US\$40.

---

### Commodity Prices and Macroeconomic Policy

Rodrigo Caputo and Roberto Chang, eds.

Terms-of-trade fluctuations caused by long commodity price cycles are an important driving force of macroeconomic dynamics in many emerging and advanced economies, and hence have been the focus of economic research since the Merchantilists. "Commodity Prices and Macroeconomic Policy" contains six articles that define the new research frontier on this subject. The articles produce new and interesting findings on the implications of commodity price fluctuations for the conduct of macroeconomic policy. Both short-run business cycle issues and long-run structural topics are examined using state-of-the-art empirical tools and quantitative dynamic stochastic general equilibrium models. The ongoing collapse of commodity prices makes this book a must-read for anyone interested in understanding the macroeconomic implications of commodity price fluctuations and in learning about the way in which policy should respond.

Enrique Mendoza, University of Pennsylvania

Tapa dura, 270 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 el trabajo deberá estar escrito en inglés o español y enviado a los editores con un máximo de 8.000 palabras, sin contar tablas y cuadros. Debe incluir, además, un resumen en español y en inglés (con una extensión de alrededor de 100 palabras) y el nombre completo, filiación y correo electrónico del autor o coautores. Los trabajos se deben enviar a **rec@bcentral.cl**. También se invita a enviar comentarios sobre artículos publicados en la revista en inglés o español.

#### INVITATION TO SEND ARTICLES AND BOOK REVIEWS

Authors from other institutions are welcome to send their papers about the Chilean economy, especially on macroeconomic, finance, and economic development matters to be evaluated for publication. Papers should be written in English or Spanish and ideally be no longer than 8,000 words and must include a +/-100-word abstract. Works must be attached and e-mailed to **rec@bcentral.cl**, stating author(s)' name, affiliation and e-mail address. Reviews in English or Spanish language of books covering relevant issues are also welcome.

#### SUSCRIPCIÓN

Suscripciones a: Departamento Publicaciones, Banco Central de Chile, Morandé 115, Santiago, Chile. Precios: \$10.000 por año (3 números), \$4.000 por número.

(\* Incluye despacho por vía aérea.

#### TO SUBSCRIBE

To subscribe: Departamento Publicaciones, Banco Central de Chile, Morandé 115, Santiago, Chile. Prices: USD 50\* per year (3 issues), USD 20\* per issue.

(\* Includes shipping by air.

**CORRECTOR:** DIONISIO VIO U.  
**DIAGRAMACIÓN:** MARU MAZZINI  
**IMPRESIÓN:** A IMPRESORES S.A.

[www.bcentral.cl/es/faces/bcentral/investigacion/revistaeconomia/revistas](http://www.bcentral.cl/es/faces/bcentral/investigacion/revistaeconomia/revistas)

**PROOF READER:** DIONISIO VIO U.  
**DESIGNER:** MARU MAZZINI  
**PRINTER:** A IMPRESORES S.A.

[www.bcentral.cl/en/faces/bcentral/investigacion/revistaeconomia/presentacion](http://www.bcentral.cl/en/faces/bcentral/investigacion/revistaeconomia/presentacion)



BANCO CENTRAL  
DE CHILE

**ECONOMÍA CHILENA** Abril 2017 volumen 20 N.º1