ECONOMÍA CHILENA

Abril 2016 volumen 19 N.° 1

ARTÍCULOS

Proyección de la inflación en Chile: una visión sectorial
Jorge Fornero / Alberto Naudon

Exchange rate pass-through to prices: VAR evidence for Chile
Andrés Sansone A. / Santiago Justel V.

The labor wedge and business cycles in Chile
David Coble / Sebastián Faúndez

NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Estimación de la estructura de tasas de interés en Chile
Samuel Carrasco / Luis Ceballos / Jessica Mena

Sincronía internacional de los precios de la vivienda
Alejandro Jara / Néstor Romero

CRÓNICA

INSTITUCIONES DE IMPORTANCIA SISTÉMICA: IDENTIFICACIÓN Y DESAFÍOS REGULATORIOS
Rodrigo Cifuentes S. / Alejandro Jara R.

REVISIÓN DE LIBROS

ECONOMÍA Y ENERGÍA, LA EXPERIENCIA CHILENA de Carlos J. García (ed)
Mauricio Tejada

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 (Yale University-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)
Francisco Rosende (Pontificia Universidad Católica de Chile)
Klaus Schmidt-Hebbel (Pontificia Universidad Católica de Chile)
Ernesto Talvi (Centro de Estudio de la Realidad Económica y Social)
Rodrigo Valdés (Ministerio de Hacienda)
Rodrigo Vergara (Banco Central de Chile)

EDITOR ASISTENTE

Roberto Gillmore (Banco Central de Chile)

SUPERVISORA DE EDICIÓN Y PRODUCCIÓN

Consuelo Edwards (Banco Central de Chile)

REPRESENTANTE LEGAL

Alejandro Zurbuchen (Banco Central de Chile)

El contenido de la revista ECONOMÍA CHILENA, así como los análisis y conclusiones que de 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.

ISNN 0717-3830

ECONOMÍA CHILENA

Abril 2016 volumen 19 N.° 1

ÍNDICE

RESÚMENES 2

ABSTRACTS 3

ARTÍCULOS

Proyección de la inflación en Chile: una visión sectorial
Jorge Fornero / Alberto Naudon 4

Exchange rate pass-through to prices: VAR evidence for Chile
Andrés Sansone A. / Santiago Justel V. 20

The labor wedge and business cycles in Chile
David Coble / Sebastián Faúndez 38

NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Estimación de la estructura de tasas de interés en Chile
Samuel Carrasco / Luis Ceballos / Jessica Mena 58

Sincronía internacional de los precios de la vivienda
Alejandro Jara / Néstor Romero 76

CRÓNICA

INSTITUCIONES DE IMPORTANCIA SISTÉMICA: IDENTIFICACIÓN Y DESAFÍOS REGULATORIOS
Rodrigo Cifuentes S. / Alejandro Jara R. 92

REVISIÓN DE LIBROS

ECONOMÍA Y ENERGÍA, LA EXPERIENCIA CHILENA de Carlos J. García (ed)
Mauricio Tejada 108

REVISIÓN DE PUBLICACIONES

Catastro de publicaciones recientes 112
Resúmenes de artículos seleccionados 114

RESÚMENES

PROYECCIÓN DE LA INFLACIÓN EN CHILE: UNA VISIÓN SECTORIAL

Jorge Fornero / Alberto Naudon

Exploramos las ventajas de usar curvas de Phillips en la proyección de la inflación. Para ello, usamos especificaciones convencionales y flexibles que ajustan los datos de cuatro definiciones de inflación: total, subyacente (sin alimentos y energía, SAE) y una partición de esta última en SAE bienes y servicios. Diseñamos un ejercicio de proyección fuera de muestra con ventanas móviles con el fin de comparar (estadísticamente) los errores de proyección de las curvas de Phillips y de otros modelos de control. Para la inflación total, encontramos que los modelos de series de tiempo tienen significativamente menor error de proyección. Las proyecciones con curvas de Phillips de inflación subyacente solo a 12 meses son significativamente mejores. Finalmente, mostramos que el método de combinación de proyecciones de la inflación SAE construida a partir de las proyecciones de los componentes SAE bienes y servicios entrega aún mejores pronósticos a 12 meses. En horizontes más cortos, las modelos de series de tiempo lo hacen mejor.

TRAPASO DEL TIPO DE CAMBIO A PRECIOS: EVIDENCIA PARA CHILE USANDO UN MODELO VAR

Andrés Sansone / Santiago Justel

Este artículo investiga el traspaso del tipo de cambio a diferentes índices de precios en Chile. El análisis se lleva a cabo utilizando un modelo de vectores autorregresivos (VAR) con variables exógenas. Los modelos fueron estimados con datos mensuales para Chile entre enero de 1987 y diciembre del 2013. Se encuentra que el traspaso promedio al IPC es de entre 0,1 y 0,2 a mediano plazo. Los resultados indican que el traspaso ha disminuido desde que el Banco Central de Chile adoptó el régimen de metas de inflación. Por otra parte, desde el 2002 en adelante, el efecto de las variaciones del tipo de cambio toma cerca de cuatro trimestres en traspasarse completamente, comparado con uno a dos años al considerar la muestra completa.

LA BRECHA LABORAL Y EL CICLO ECONÓMICO EN CHILE

David Coble / Sebastián Faúndez

Estudios recientes han documentado la importancia de la brecha laboral para explicar la magnitud de las fluctuaciones cíclicas de la economía chilena. Ninguno de estos estudios, sin embargo, ha profundizado en las fluctuaciones de la brecha laboral y sus posibles fuentes. En este artículo damos un vistazo más de cerca al caso chileno, con énfasis en su ciclicalidad.Mediante un modelo flexible para derivar implícitamente la elasticidad de Frisch de la mano de obra, construimos un conjunto de brechas laborales para la economía chilena y encontramos que en Chile estas son contracíclicas. Finalmente, mostramos que la brecha laboral se puede formular como la suma de dos elementos: el componente empresa y el componente hogar. Observamos que el componente hogar es el principal impulsor de las fluctuaciones del mercado laboral chileno.

ABSTRACTS

FORECASTING INFLATION IN CHILE: A SECTORAL VISION

Jorge Fornero / Alberto Naudon

We explore the advantages of using Phillips curves in the inflation forecast. To do this, we use conventional, flexible specifications that adjust the data from four definitions of inflation: headline, core (excluding foods and energy, EFE) and a partition of the latter into EFE goods and services. We design an out-of-sample projection exercise with moving windows to compare (statistically) the forecast errors of the Phillips curves and other control models. For headline inflation, we find that the time series models have a significantly lower forecast error. Core inflation forecasts using Phillips curves only 12 months out are significantly better. Finally, we show that the combined forecast method for EFE inflation based on the projections of EFE goods and services deliver even better forecasts 12 months out. At shorter horizons, the time series models do better.

EXCHANGE RATE PASS-THROUGH TO PRICES: VAR EVIDENCE FOR CHILE

Andrés Sansone / Santiago Justel

This paper investigates the exchange rate pass-through to different price indices in Chile. The analysis is carried out with a vector autoregressive (VAR) model with exogenous variables. Models were estimated using monthly data for Chile from January 1987 to December 2013. Average pass-through ratio to total CPI is estimated to be between 0.1 and 0.2 in the medium term. These results indicate a lower ERPT after the adoption of inflation targeting. Moreover, from 2002 onwards the effect of an exchange rate movement takes around four quarters to pass-through completely, compared to one to two years for the full sample.

THE LABOR WEDGE AND BUSINESS CYCLES IN CHILE

David Coble / Sebastián Faúndez

Recent studies have documented the importance of the labor wedge in accounting for the level of business cycle fluctuations in the Chilean economy. None of these papers, however, extensively studies the labor wedge fluctuations and its possible sources. In this paper we take a closer look at the labor wedge in Chile, with emphasis on its cyclicality.Using a flexible model to implicitly derive the Frisch elasticity of labor, we construct a set of labor wedges for the Chilean economy and find that the labor wedge in Chile is counter-cyclical. Finally,we show that the labor wedge can be written as the sum of two elements: the firm and the household components. We find that the household component is the main driver of Chilean labor market fluctuations.

PROYECCIÓN DE LA INFLACIÓN EN CHILE: UNA VISIÓN SECTORIAL*

Jorge Fornero**
Alberto Naudon***

I. INTRODUCCIÓN

Una curva de Phillips es una relación entre la tasa de inflación y el nivel de actividad (o desempleo) de una economía. En el corto plazo, esta relación refleja un compromiso relevante entre las variables mencionadas. En este trabajo exploramos el rol de las curvas de Phillips en la proyección de la inflación en Chile durante el período 1990-2014 y comparamos su poder predictivo con proyecciones que provienen de modelos de series de tiempo univariados. En línea con la literatura para Chile —y el mundo[1]—, encontramos que las ganancias de incorporar la brecha de producto contemporánea son acotadas, pero aumentan a medida que se incluyen más rezagos. A diferencia de otros estudios, consideramos el efecto de la brecha de producto en conjunto con la variación interanual del tipo de cambio real (TCR) como variables explicativas, lo que es natural en una economía tan abierta como la chilena. Encontramos que, en algunos de los casos analizados, la inclusión de esta variable mejora el poder predictivo de las curvas de Phillips.

Unos pocos estudios internacionales avanzan en la estrategia de informar proyecciones de inflación a partir de una visión más desagregada. Para llenar este vacío en la literatura de Chile, enfatizamos que es suficiente estudiar las inflaciones: total, subyacente (inflación total neta de componentes de alimentos y energía, SAE) y una partición de ésta en SAE bienes y SAE servicios. En primer lugar, estimamos curvas de Phillips convencionales para cada componente de inflación. La implementación econométrica se realiza con la ayuda de un algoritmo simple de selección de modelos. En segundo lugar, examinamos si proyectar por separado los componentes SAE de bienes y de servicios, y combinar los pronósticos nos entrega ventajas adicionales para la proyección de esta inflación. Esto es relevante, toda vez que, como reportamos en este trabajo, el comportamiento de estos dos componentes de la inflación subyacente es muy diferente.

---

* *Tanto el contenido como el análisis y las conclusiones de este trabajo son de exclusiva responsabilidad de los autores y no representan necesariamente la opinión del Banco Central de Chile o de sus Consejeros. Se agradece los comentarios de un árbitro anónimo y a Pablo Pincheira por compartir códigos para la proyección de modelos DESARIMA.*
** *Gerencia de Análisis Macroeconómico, Banco Central de Chile. E-mail: jfornero@bcentral.cl*
*** *División Estudios, Banco Central de Chile. E-mail: anaudon@uc.cl*
1 Para el caso chileno ver, por ejemplo, Pincheira y Rubio (2010). Evidencia internacional se puede encontrar en Stock y Watson (2009).

Los principales resultados son tres. En primer lugar, encontramos que, en promedio, las curvas de Phillips para la inflación total presentan errores de proyección mayores que los modelos de series de tiempo univariados. Respecto de estos, destacan en la literatura por su simplicidad los modelos autorregresivos (Matheson, 2008) y otros *benchmarks* más exigentes como los modelos DESARIMA (*Driftless Extended Seasonally Autoregressive Integrated and Moving Average*; en adelante, abreviados como DS (Pincheira y Medel, 2012)[2]. Segundo, en promedio las proyecciones de la inflación subyacente obtenidas con curvas de Phillips resultan significativamente mejores que las contrapartes univariadas, para horizontes de proyección de 12 meses. Finalmente, mostramos que el método que combina proyecciones de inflación SAE bienes y SAE servicios mantiene el resultado anterior; es decir, nos entrega pronósticos significativamente mejores que los modelos *DS* y la curva de Phillips agregada de la inflación SAE.

En la literatura se han estudiado los efectos de la agregación en el poder predictivo de los modelos. Más específicamente, el interés subyace en comparar si hay diferencias en el poder predictivo de modelos que usan series agregadas en comparación con la combinación de proyecciones obtenidas a partir de modelos informados con series más desagregadas.[3] En principio, no es necesariamente mejor una u otra forma de hacerlo. Lütkepohl (1984), mediante métodos de Montecarlo muestra que, si el proceso generador de datos es conocido, es mejor proyectar el agregado combinando proyecciones de desagregados. En cambio, si el proceso generador de datos es desconocido, lo anterior no se mantiene para muestras pequeñas a causa de la incertidumbre del modelo y de muestreo.

La evidencia más reciente identifica mejoras asociadas a combinar proyecciones con desagregados. Demers y De Champlain (2005), con datos de Canadá, estiman curvas de Phillips y encuentran que proyectar la inflación agregada mediante la combinación de desagregados reduce el error de proyección. Matheson (2008) encuentra un resultado similar para Australia y Nueva Zelanda. En un contexto algo distinto, que destaca la generalidad de este fenómeno, Marcellino, Stock y Watson (2003) encuentran que la proyección de la inflación de la Eurozona que usa las combinaciones de proyecciones de inflación de los países es mejor que la proyección de la inflación para "toda" la Eurozona.

Lo que sigue se estructura de la siguiente forma: la sección II revisa brevemente la evolución de la inflación en Chile. La sección III repasa la metodología a usar. La sección IV presenta los principales resultados, y la sección V concluye.

---

2 Se agradece a un árbitro anónimo la sugerencia de usar los benchmarks DS2, DS4 así como un promedio de estos. Para una definición de estos modelos, ver Pincheira y Medel (2012), tabla 1, pág. 5.

3 Un aspecto relacionado es que la agregación puede afectar la correcta inferencia de los parámetros. El sentido común sugiere no agregar series que tienen diversa densidad espectral. Granger y Newbold (1977) y Granger (1980) destacaron estos problemas con ejemplos sencillos.

II. EVOLUCIÓN DE LA INFLACIÓN EN CHILE

1. Datos

Todos los índices de precios utilizados en este trabajo se construyen usando datos del Instituto Nacional de Estadísticas (INE). Además del índice de precios al consumidor, IPC, usamos un IPC sin alimentos y energía SAE, y dos subíndices de este último: SAE bienes y SAE servicios. Según la canasta del 2013, el índice SAE representa aproximadamente 72,3% del IPC, mientras el índice SAE de bienes representa 39,6% del índice SAE y el de servicios, 60,4% (ver el apéndice). Si bien es razonable pensar que el índice de bienes es una *proxy* de una agregación de precios de bienes transables y el de servicios una *proxy* de los bienes no transables, en la práctica esto no es del todo correcto, ya que entre los servicios hay un número importante de partidas asociadas a bienes transables como, por ejemplo, el transporte aéreo cuyo precio está muy asociado al costo de los combustibles, y entre los bienes hay importantes costos asociados a salarios o bienes no transables.

La definición de inflación utilizada en el estudio es en doce meses: $\pi = \log (P_t / P_{t-12})$, donde P es el índice de precios relevante. En todos los casos, reportamos la diferencia entre la inflación interanual y la meta de inflación.[4]

En cuanto a la actividad, utilizamos el índice mensual de actividad económica (Imacec) calculado por el Banco Central de Chile, a precios de mercado para estimar la brecha de producto.[5] Para cada ventana móvil, calculamos la brecha mediante un filtro Hodrick-Prescott (HP) con parámetro de suavización igual a 14400.[6] Los datos son los últimos disponibles e incluyen todas las revisiones. El TCR es el índice construido por el Banco Central de Chile y se emplea en variaciones en 12 meses. Por lo tanto, los datos muestrales que ocupamos se publican con frecuencia mensual.

2. Evolución de la inflación

El panel (a) del gráfico 1 muestra la evolución de la inflación SAE desde inicios de los años 90 y de sus dos principales componentes: inflación SAE bienes y SAE

---

4 Con anterioridad a la adopción de un esquema completo de metas de inflación existía una inflación objetivo, que se fue ajustando gradualmente a la baja desde cerca de 25% en los noventa hasta niveles de 3% en el 2001. A partir de ese momento, la meta de inflación ha sido igual a 3% en un horizonte de dos años.

5 El uso del Imacec total permite que nuestros resultados sean replicables. Sin embargo, los resultados del presente trabajo son robustos a cambiar la medida de Imacec total por el subagregado denominado Imacec resto, que excluye los valores agregados de los sectores minería, electricidad, gas y agua, y agricultura (no público). La exclusión de estos sectores se justifica porque tienen un comportamiento bastante autónomo del resto de la economía. Agradecemos a un árbitro anónimo por sugerir este cambio, pues en una versión previa solo se contempló la brecha Imacec resto.

6 Nótese que nuestro ejercicio de proyección es pseudo fuera de muestra: los datos de actividad incluyen todas las revisiones y la desestacionalización la hacemos usando la serie completa, incluyendo los valores que corresponden a la ventana de proyección. Lo anterior reduce las condiciones de incertidumbre y, por tanto, nos obliga a diferir nuestra metodología de un ejercicio en tiempo real. Un ejemplo de este último es Pincheira y Rubio (2010). Estos autores comparan la robustez de los resultados usando datos en tiempo real y la última revisión disponible. Los ejercicios confirman que el bajo poder predictivo de la brecha se mantiene en ambos casos, confirmando la conclusión principal de Stock y Watson (2009).

servicios. A primera vista, se observa que la inflación SAE ha evolucionado cerca de la meta la mayor parte del tiempo. En efecto, en promedio, la inflación SAE ha sido 0,65% menor que la meta, y tal diferencia ha presentado una desviación estándar de 1,57%. Los desalineamientos respecto de la meta de mayor magnitud fueron breves y ocurrieron a fines de los 2000, cuando la inflación llegó a 4%, para luego bajar a casi -4%, y luego evolucionó en terreno negativo por un tiempo prolongado hasta principios del 2014 (cuadro 1).

Detrás del comportamiento relativamente estable de la inflación SAE se esconde una evolución bien diferente de sus dos principales componentes. Por una parte, la inflación de bienes ha sido permanentemente inferior a la meta (promedio -3,5% con desviación estándar de 2,06%) mientras que la de servicios ha estado persistentemente por sobre la meta (promedio 1% con desviación estándar de 1,86%). Este comportamiento dispar es robusto en distintas submuestras. Examinando una muestra reciente, por ejemplo partiendo desde el 2007, la divergencia en las medias de inflación SAE bienes y servicios (netas de la meta) es aun mayor: -4,35% contra 1,54%.

Como muestra el panel (b) del gráfico 1, la correlación contemporánea entre ambas variables es baja (menor que 0,1). Sin embargo, esta se vuelve negativa y tiende a aumentar cuando se consideran más rezagos. En particular, los datos muestran que una inflación de servicios alta tiende a anticipar una inflación de bienes baja, aunque esta correlación cruzada negativa no alcanza gran magnitud. Todo lo anterior nos sugiere que es posible trabajar con curvas de Phillips separadas para SAE bienes y SAE servicios sin pérdida de información. Por otra parte, la correlación en el tiempo entre ambas series aparece como esporádica (panel (c) del gráfico 1), esto es, que pasa de valores muy positivos en algunos períodos a muy negativos en otros, excepto para el lapso posterior a la crisis *Subprime*. En la misma línea, las magnitudes de las correlaciones dependen de manera inversa del tamaño de la ventana, siendo en general menores cuanto mayor es el tamaño de la ventana considerada.

Cuadro 1

Estadísticas descriptivas: inflaciones interanuales menos meta (%)

	Estadístico	Total	SAE	SAE bienes	SAE servicios
1990:4 - 2014:5	Promedio	-0,33	-0,65	-3,52	1,02
	D.E.	1,88	1,57	2,06	1,86
1993:1 - 2006:12	Promedio	-0,37	-0,23	-3,00	1,21
	D.E.	1,06	1,16	1,56	1,58
2007:1 - 2014:5	Promedio	0,39	-0,83	-4,35	1,54
	D.E.	2,61	1,73	2,38	1,45

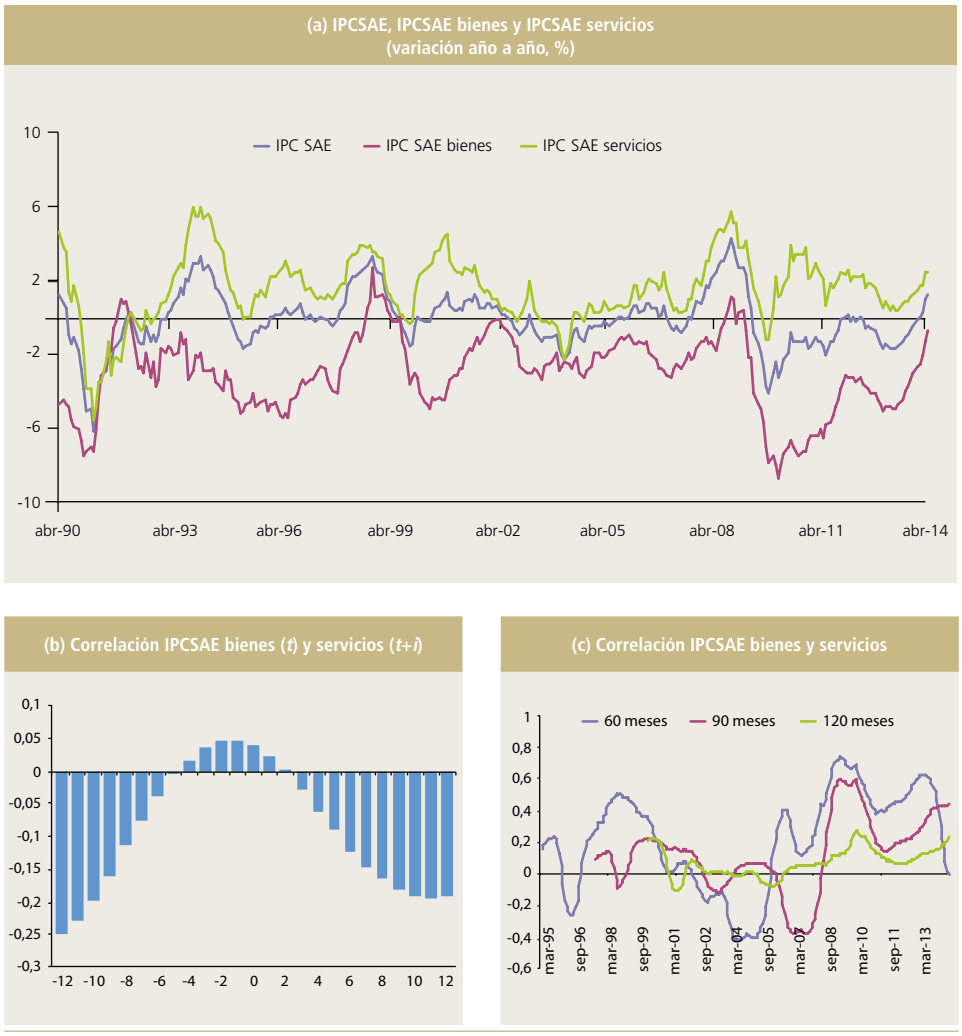
Fuente: Cálculo de los autores a base de información del INE. DE significa desvío estándar. Para la inflación del 2014, se reporta la inflación interanual respecto de la canasta de referencia (2013=100).

Nota: Para la definición de las variables, ver nota al gráfico 1.

Gráfico 1

Evolución de las inflaciones subyacentes en Chile

(diferencias porcentuales respecto de la meta)



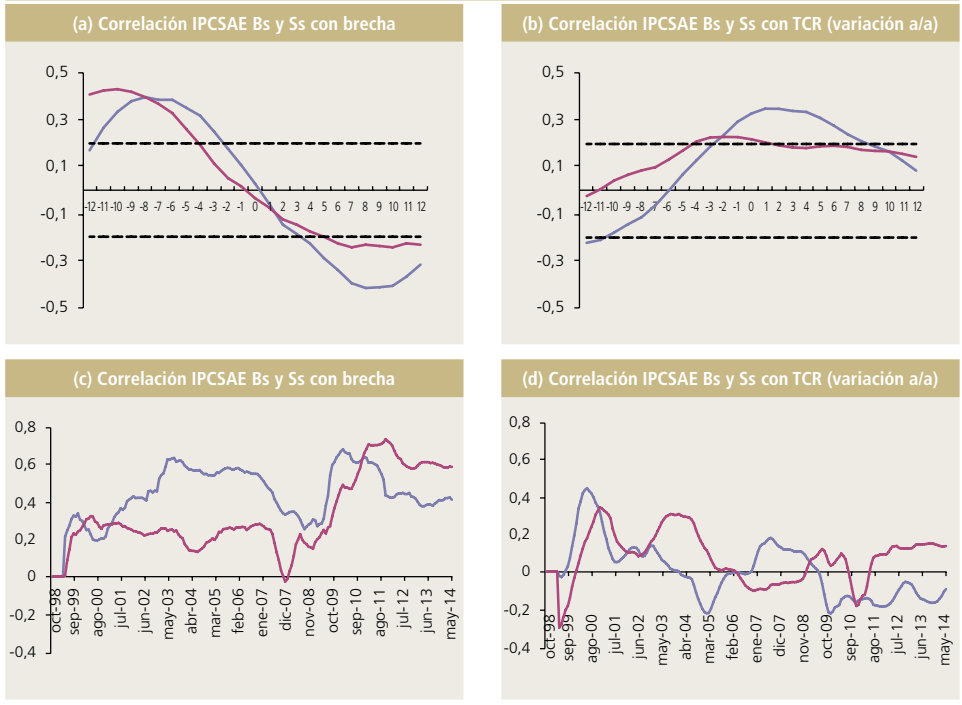
Fuente: Cálculo de los autores a base de información del INE.

Nota: Datos mensuales desde abril de 1990 a mayo del 2014. Los datos se presentan como desviación de la meta de inflación, la que a partir del 2001 ha sido igual a 3% (en un horizonte de dos años). Con anterioridad a la adopción de un esquema completo de metas de inflación existía una inflación objetivo que fue bajando gradualmente desde niveles cercanos a 25% en los años noventa hasta niveles de 3% en el 2001. La inflación SAE excluye alimentos y energía. El apéndice informa sobre la clasificación de los componentes que constituyen bienes y servicios).

El gráfico 2 reporta correlaciones de las inflaciones SAE de bienes y de servicios con la brecha de producto y con la variación interanual del TCR. Los paneles (a) y (b) muestran la correlación con diferentes adelantos y rezagos de ambas variables usando datos de toda la muestra, y los paneles (c) y (d) muestran la correlación contemporánea para ventanas móviles de noventa meses.

Gráfico 2

Correlaciones dinámicas y en el tiempo de las inflaciones SAE bienes y SAE servicios con la brecha de producto y el tipo de cambio real



Fuente: Cálculo de los autores a base de información del INE y del Banco Central de Chile.

Nota: La brecha de producto se calcula aplicando un filtro HP con parámetro de suavización 14400 sobre el logaritmo del Imacec desestacionalizado (X13-ARIMA). Para la definición de las variables de inflación, ver nota al gráfico 1. Las líneas segmentadas denotan el intervalo [-0,2; 0,2]. Si la línea llena sobrepasa tales umbrales, significa que se rechaza H_0: correlación igual a cero (a nivel de 95% de significancia estadística).

Respecto de la correlación con la brecha de producto, se observa que un aumento en la brecha de producto tiende a preceder un aumento de las inflaciones sobre sus niveles medios; esta regularidad se observa tanto para la inflación de bienes como para la inflación de servicios. En ambos casos la correlación máxima de precedencia tiene lugar entre seis y doce meses. Cabe destacar que también hay una correlación alta con los adelantos de la brecha de producto, pero con signo negativo, quizás porque los aumentos de la inflación hacen que la política monetaria sea más restrictiva para la actividad. La correlación de la inflación con la variación interanual del TCR es más contemporánea y de intensidad similar en ambos componentes. La correlación con la inflación SAE de servicios es algo mayor.

Al considerar la correlación contemporánea en ventanas de noventa meses, se observa una correlación positiva y significativa entre la inflación SAE de servicios y la brecha, tendiendo a permanecer relativamente estable. Antes de

la crisis del 2008, la inflación SAE de bienes se correlacionaba positivamente con la brecha aunque con valores bajos, en el margen, no significativamente distintos de cero. Posteriormente, la correlación aumenta alcanzando valores significativos, lo que es coherente con un ciclo expansivo de demanda y de ingresos. Finalmente, la correlación de ambas inflaciones con variaciones interanuales del TCR ha alcanzado tanto valores positivos como negativos; en general no son significativas.

En resumen, las correlaciones entre la inflación SAE de bienes (servicios) y la brecha de producto evidencian inestabilidad (estabilidad) dependiendo del período muestral. Además, no sorprende que en los datos la inflación SAE de servicios se correlacione más con la brecha. Finalmente, las inflaciones presentan correlaciones inestables con la variación interanual del TCR.

III. METODOLOGÍA

1. Especificación

La curva de Phillips que estimamos tiene la siguiente estructura:

$$\pi^{i}_{t+h} = \beta_0 + \beta_1(L)\pi^{i}_{t-1} + \beta_2(L)y_t + \beta_3(L)\widetilde{q}_t + \varepsilon^{i}_{t+h} \quad (1)$$

donde $\pi^{i}_{t+h} \equiv log\left(P_{t+h}/P_{t+h-12}\right)$ es la inflación interanual h períodos más adelante respecto del índice de precios i *menos la meta*: total, SAE, SAE bienes y SAE servicios; y_t es nuestra medida de brecha de producto; $\widetilde{q}_t \equiv log\left(q_{t+h}/q_{t+h-12}\right)$ es la variación interanual del tipo de cambio real, q; $\beta_1(L)$, $\beta_2(L)$ y $\beta_3(L)$ refieren a polinomios cuya estructura es función del operador de rezagos L y ε_{t+h} es el error de pronóstico[7]. La inflación SAE también se proyecta como

$$\hat{\pi}^{SAE}_{t+h} = \alpha\,\hat{\pi}^{SAEbienes}_{t+h} + (1-\alpha)\,\hat{\pi}^{SAEservicios}_{t+h} \quad (2)$$

donde α es la participación del componente bienes en la inflación SAE[8].

---

7 La ecuación (1) muestra que las proyecciones se realizan por el método directo. En efecto, los estimadores de los parámetros son tales que minimizan el criterio del error cuadrático medio de la proyección h periodos adelante; por tanto, las proyecciones no pueden separarse del proceso de estimación. Por ejemplo, si h = 6 meses, cuando se estime (1) automáticamente calculamos la proyección seis meses adelante. Ver Matheson (2008) y Marcellino, Stock y Watson (2006), ecuación (5), p 503. Este método contrasta con la proyección indirecta o por iteración. Nuestra elección sacrifica eficiencia, pero la ventaja es que es más robusto a problemas de especificación. En referencia a la evidencia aportada por Pincheira y Gatty (2014), se explorará la inflación mundial como una extensión natural de este trabajo en el futuro.

8 A partir del análisis de la canasta del índice con base 2013=100, a = 39,6%. En la sección de resultados, cuando combinemos las proyecciones de inflación y se implemente la ecuación (2), se usarán las ponderaciones efectivas de las canastas del IPC. Esto brinda la mejor aproximación para ponderar las inflaciones. Más específicamente, con la base 1989=100 los bienes representaban 0,38 de la SAE; en la base 1998=100 aumentó a 0,402, luego para la base 2009=100 se ajustó otra vez al alza a 0,46 (la canasta de transición base 2008=100 tenía una participación similar). Nótese que las participaciones se deducen de los índices de precios, no de la variación en 12 meses. Las ponderaciones relativas se aplican a las inflaciones.

Los fundamentos de las ecuaciones (1) y (2) se hallan en modelos Neo-keynesianos estándares que comprenden una forma reducida híbrida para la curva de Phillips (ver Matheson, 2008, nota 2, p. 163).

2. Estimación

Se utiliza mínimos cuadrados ordinarios, MCO, para estimar los parámetros de la ecuación (1). Los resultados principales que reportamos en la sección IV se obtienen ajustando la metodología a ventanas rodantes de 90 meses.[9] Los rezagos, tanto en el caso de la curva de Phillips, como en los procesos $AR(p)$, se seleccionaron usando el criterio de información de Schwarz (SC), con un máximo de seis rezagos para cada variable. Se estimó todas las combinaciones posibles de modelos. En particular, si se incluye el rezago L también se incluye L-1,…,1. Las variaciones interanuales utilizadas no se corrigieron por estacionalidad, por eso en la aplicación econométrica que presentamos más abajo, incorporamos *dummies* estacionales, además de la constante[10]. La especificación del modelo $AR(p)$ es similar a Marcellino, Stock y Watson (2006), ecuación 6, p. 503. Los modelos DESARIMA corresponden a los modelos 2 y 4, presentados en la tabla 1 de Pincheira y Medel (2012).

3. Comparación de errores de pronóstico

Los errores de pronóstico cuadrático medio, *ECM*, de todas las estimaciones se comparan con un conjunto de modelos definido por el índice $j = \{AR(p)$, *DS2*, *DS4*, promedio *DS2* y *DS4*$\}$. En particular, para facilitar la exposición se definen ratios:

$$R_{j,CP,h} = \frac{ECM_j(h)}{ECM_{CP}(h)}, \quad \text{para } h = 1, 4, 6, 12 \text{ meses.} \tag{3}$$

los que serán menores que uno en caso que, en promedio, el modelo j presente menores errores de proyección que el modelo de la ecuación (1) que incluye la brecha y el TCR. Por el contrario, valores mayores que uno favorecen el modelo de curva de Phillips sobre el modelo j. Estos valores de los ratios son informativos *per se*; por ejemplo, se podría ordenar los modelos en orden descendente según la métrica de poder predictivo relativo.

Complementariamente, se aplica una dócima de hipótesis para testear estadísticamente si un modelo entrega —en promedio— un menor error de proyección que otro. En particular, usamos el test estadístico condicional propuesto por Giacomini y White (2006). El rasgo saliente del test es que la distribución de los errores de proyección es condicional a una metodología de

9 Se mantienen robustos los principales resultados con ventanas de 60 y 120 meses.

10 Pincheira y Medel (2012) sugieren que, incluso cuando se consideran variaciones en doce meses de la inflación, persiste un componente estacional relevante a la hora de hacer pronósticos.

estimación y proyección, a los datos y a la especificación del modelo. Al menos dos razones justifican el uso de este test: su generalidad y su versatilidad.

¿Cuál modelo predice mejor en $t + h$, donde h es el horizonte determinado de proyección? Se responde a la pregunta planteando una hipótesis nula que establece la igualdad predictiva en $t + h$ condicional del modelo j y del modelo de la curva de Phillips:

$$H_0: E(\mathbf{L}(j,t,t+h) - \mathbf{L}(Phillips,t,t+h) \mid \mathbf{F}) = 0,$$

donde la $E(.)$ es condicional en el conjunto de información $\mathbf{F}$ que comprende datos pasados (Y_t, Y_{t-1},..., Y_1). $\mathbf{L}$ denota una función de pérdida, que suponemos cuadrática en los errores de proyección:

$$\mathbf{L}(k,t,t+h) = \left(T-h-m_1\right)^{-1} \sum_{t=1}^{T-h-m_1+1} \left(\hat{\pi}^{k}_{t+h,m} - \pi_{t+h,m}\right)^2 \tag{4}$$

donde k={$AR(p)$, $DS2$, $DS4$, promedio de $DS2$ y $DS4$, $Phillips$}. Nótese que el tamaño de la ventana es fijo, m = 90; m_1 es la primera ventana. La hipótesis alternativa sugiere que el modelo de la curva de Phillips lo hace mejor:

$$H_1: E(\mid \mathbf{L}(j,t,t+h) - \mathbf{L}(Phillips,t,t+h) \mid \mathbf{F} \geq \delta) > 0,$$

El estadístico se deriva siguiendo a Wald usando un argumento de normalidad asintótica, como sigue:

$$T^{\mathbf{H}}_{m,n,h} = n\left[n^{-1} \sum_{t=m}^{T-h} \mathbf{H}_t \Delta \mathbf{L}_{m,t+h} \right]' \tilde{\Omega}_n^{-1} \left[n^{-1} \sum_{t=m}^{T-h} \mathbf{H}_t \Delta \mathbf{L}_{m,t+h} \right] \sim \chi_{q,(1-\alpha)}$$

donde $n = T–h–m_1$, $\mathbf{H}_t$ es una función medible que para cada t es un vector 2x1: $\left[1, \Delta \mathbf{L}_{m,t}\right]$. Además, $\Delta \mathbf{L}_{m,t+h} = \mathbf{L}(j,t,t+h) - \mathbf{L}(Phillips,t,t+h)$ y $\alpha = 50\%$. Dado el tamaño de $\mathbf{H}_t$, la varianza $\tilde{\Omega}_n^{-1}$ es 2x2 y se estima siguiendo a Newey y West (1987):

$$\begin{aligned}\tilde{\Omega}_n^{-1} = & \left[n^{-1} \sum_{t=m}^{T-h} \mathbf{H}_t \Delta \mathbf{L}_{m,t+h} \right]\left[n^{-1} \sum_{t=m}^{T-h} \mathbf{H}_t \Delta \mathbf{L}_{m,t+h} \right]' \\ & + n^{-1} \sum_{l=1}^{h-1} w_{n,l} \left[\begin{array}{l} \left[n^{-1} \sum_{t=m}^{T-h} \mathbf{H}_t \Delta \mathbf{L}_{m,t+h} \right]\left[n^{-1} \sum_{t=m}^{T-h} \mathbf{H}_t \Delta \mathbf{L}_{m,t+h-l} \right]' \\ + \left[n^{-1} \sum_{t=m}^{T-h} \mathbf{H}_t \Delta \mathbf{L}_{m,t+h-l} \right]\left[n^{-1} \sum_{t=m}^{T-h} \mathbf{H}_t \Delta \mathbf{L}_{m,t+h} \right]' \end{array} \right]\end{aligned}$$

donde $w_{n,l}$ es una función tal que converge a 1 cuando $n \to \infty$ para cada l=1,...,h–1. El test se basa en teoría asintótica, donde, si T$\to\infty$, también lo hace el límite superior del sumatorio en (4). En este trabajo, la ventana de 90 meses resulta en n=290–h–90 observaciones útiles para llevar a cabo el test. En resumen, si $T^{\mathbf{H}}_{m,n,h} > \chi_{2,(0.95)}$, luego se rechaza H_0, lo que implica que no existe evidencia respecto de diferencias predictivas entre el modelo j y la curva de Phillips.

IV. RESULTADOS

1. Estimaciones

El panel (a) del cuadro 2 muestra los resultados de las estimaciones de la curva de Phillips, ecuación (1). En general, se observa que el criterio de selección de Schwartz utilizado valida la inclusión de la brecha de producto y la variación interanual del TCR. Por ejemplo, en la proyección $h = 6$ meses la brecha se incluye en todas las ventanas examinadas en el caso de la inflación SAE, 89% en el caso de la inflación SAE bienes y 86% en la inflación SAE servicios. En términos generales, se observa que para horizontes muy cortos el poder explicativo de la brecha es menor y, a medida que nos alejamos en el tiempo, este aumenta. En efecto, lo anterior se verifica en que la proporción de las veces que aparece la brecha de producto en las proyecciones va en aumento.

En el caso de la variación interanual del TCR, se selecciona más veces cuando h aumenta. Los datos sugieren que es más relevante para explicar la inflación subyacente que la total. Sin embargo, en cierta medida, y contrario a lo que se esperaba, la variación del TCR aparece más veces en la estimación de la inflación SAE servicios que en la de bienes.

El panel (b) del mismo cuadro muestra el número de rezagos promedio (considerando solo las veces en que la variable es seleccionada) elegido de acuerdo al criterio de Schwartz. Para la inflación SAE, en línea con la evidencia mostrada en la sección II, la brecha aparece con dos y tres rezagos en promedio, mientras que la variación interanual del TCR aparece más contemporánea, con rezagos promedio que van disminuyendo a medida que h aumenta.

Cuadro 2

Hechos notables del ejercicio de estimación de las curvas de Phillips

Inflación a proyectar	Brecha de producto				Variación anual del TCR			
	Horizonte de proyección (h)							
	1	4	6	12	1	4	6	12
	a. Proporción de las veces que la variable es incluida							
Total	0,63	0,76	0,66	0,63	0,10	0,39	0,46	0,37
SAE	0,74	0,96	1,00	0,98	0,33	0,65	0,77	0,54
SAE bienes	0,54	0,94	0,89	0,97	0,13	0,42	0,52	0,55
SAE servicios	0,53	0,85	0,86	0,66	0,23	0,57	0,70	0,57
	b. Rezago promedio							
Total	1,61	1,44	1,42	3,53	2,95	1,41	1,40	2,68
SAE	2,51	3,33	3,09	1,96	3,57	1,35	1,50	1,40
SAE bienes	2,53	3,59	3,58	2,04	2,38	2,76	1,78	2,55
SAE servicios	1,41	1,42	1,54	2,68	3,22	2,61	2,11	2,19

Fuente: Cálculo de los autores.

Nota: Para la definición de las variables ver nota del gráfico 1. El panel (a) muestra el porcentaje de veces que la brecha producto y/o la variación del TCR es elegida en la ecuación (1). El panel (b) muestra la cantidad promedio de rezagos con que aparece la brecha de producto y/o la variación del TCR condicional a que estas variables sean incluidas.

2. Proyección fuera de muestra

Esta subsección resume los principales resultados:

1. Si se usan curvas de Phillips para explicar la inflación total, se obtienen errores de proyección en promedio mayores que en modelos de series de tiempo univariados.
2. Los pronósticos de la inflación subyacente resultan en promedio mejores si usamos curvas de Phillips, superando las contrapartes univariadas, en un horizonte a 12 meses, y se mantiene que en horizontes cortos los modelos univariados entregan mejores pronósticos.
3. El método de combinación de proyecciones de la inflación SAE construida a partir de agregar los componentes SAE bienes y servicios entrega aun mejores pronósticos a 12 meses para la inflación SAE.

Los cuadros 3A y 3B muestran los resultados comparando el poder predictivo de la curva de Phillips para distintos componentes de la inflación y horizontes, versus modelos $AR(p)$ y promedio de modelos *DS2* y *DS4*, respectivamente. El panel (a) muestra los resultados obtenidos usando la curva de Phillips, ecuación (1) y el panel (b) los resultados con una curva de Phillips que excluye la variación interanual del TCR. En particular, el modelo de curva de Phillips lo hace mejor si los ratios calculados según la ecuación (3) son (significativamente) mayores que uno.

Nuestras estimaciones muestran que, en línea con lo encontrado en otros trabajos citados más arriba, la brecha de producto y/o en conjunto con la variación interanual del TCR no contribuyen a mejorar la proyección de inflación total. Los ratios aumentan en relación directa con el horizonte de proyección pero, sorprendentemente, para $h = 12$ disminuyen, mostrando inestabilidad de la relación de Phillips. Análogamente, la inestabilidad se evidencia para la inflación subyacente en su componente de servicios.

En contraste, para la inflación subyacente total y subyacente de bienes, los ratios aumentan como es de esperar y son significativos, lo que revela que las curvas de Phillips estimadas resultan competitivas, independientemente de si incluimos o no el tipo de cambio real, paneles (a) o (b) del cuadro 3A.

Resumiendo, en el muy corto plazo, es decir proyectando un mes, siempre son mejores los modelos $AR(p)$, para todos los agregados considerados de inflación. Para un horizonte de corto a mediano plazo, $h = 4$, 6 y 12, la curva de Phillips para SAE y SAE bienes sugiere ser mejor que el modelo $AR(p)$, aunque no siempre el resultado es significativo (es mejor para SAE cuando se utiliza la brecha junto con el TCR y mejor para SAE bienes sin TCR; esta última evidencia no es esperada "a priori"). Para la inflación SAE servicios la curva de Phillips es episódicamente mejor que los modelos $AR(p)$.

Respecto al rol del TCR, no parece ayudar significativamente a predecir la inflación. De hecho, al incluir la variación del TCR, panel (a), el modelo de curva de Phillips lo hace marginalmente peor que solo con brecha.

Cuadro 3

Razón de errores cuadráticos medios (*R*):

A. Relativo a curva de Phillips				
	Horizonte de proyección (*h*)			
	1	4	6	12
Inflación a proyectar				
	a. Modelo con TCR y brecha			
Total	0,952**	0,982**	1,058**	0,918*
SAE	0,906**	1,093**	1,195*	1,076*
SAE bienes	0,884**	1,126**	1,311	1,381
SAE servicios	0,972**	1,026**	0,993**	0,848*
	b. Modelo con brecha			
Total	0,944**	1,011**	1,125**	0,994**
SAE	0,969**	1,147**	1,316	1,131
SAE bienes	0,897**	1,200**	1,369	1,510*
SAE servicios	0,983**	1,039**	1,083*	0,981**

Fuente: Cálculo de los autores.

Nota: Para la definición de las variables, ver nota del gráfico 1. Los números en los paneles (a) y (b) son las razones entre ECM de las proyecciones producidas con el AR y las correspondientes a las curva de Phillips. Un número significativamente mayor que uno significa que el modelo de curva de Phillips lo hace mejor. En el panel (a) se usa la curva de Phillips de la ecuación (1) y en el panel (b) se usa la misma ecuación, pero excluyendo la variación interanual del TCR. Los símbolos * denotan que el ratio es distinto de uno al 10% y ** al 5%. Test de Giacomini y White (2006). Los detalles de nuestra implementación se hallan en la sección III.

Por otro lado, el cuadro 3B compara los modelos de curvas de Phillips con un *bechmark* más exigente: un promedio de los modelos *DS2* y *DS4*. Ahora, los errores de proyección de las curvas de Phillips son significativamente mayores que en el *benchmark*, sobre todo en los horizontes de proyección menores o iguales a $h = 6$ meses. Las máximas diferencias se aprecian en horizontes más cortos: a un mes los modelos univariados *DS* presentan, en promedio, un error de la mitad del tamaño del que entregan las curvas de Phillips.

Si bien los ratios mejoran monotónicamente a medida que el horizonte de proyección es más largo, es un resultado alentador que las proyecciones de las curvas de Phillips de la inflación subyacente lo hagan significativamente mejor que los *benchmarks*, en especial el promedio de los modelos *DS2* y *DS4* (ratio es significativamente mayor que uno a 12 meses). En la misma dirección, el componente de inflación SAE bienes para $h = 12$ exhibe un ratio mayor que uno, aunque no es estadísticamente significativo. Los resultados se mantienen si se contemplan como *benchmarks* cada uno de los modelos *DS* por separado.

Cuadro 3 (continuación)

Razón de errores cuadráticos medios (*R*):

B. Promedio *DS2* y *DS4* relativo a curva de Phillips				
	Horizonte de proyección (*h*)			
	1	4	6	12
Inflación a proyectar				
	a. Modelo con TCR y brecha			
Total	0,493**	0,719**	0,812**	0,828**
SAE	0,437**	0,625**	0,735**	1,044**
SAE bienes	0,531**	0,672*	0,861**	1,273
SAE servicios	0,505**	0,552**	0,604**	0,796*
	b. Modelo con brecha			
Total	0,489**	0,745**	0,865**	0,895**
SAE	0,467**	0,655**	0,783**	1,102**
SAE bienes	0,539**	0,714**	0,900**	1,398
SAE servicios	0,510**	0,560**	0,639**	0,909**

Fuente: Cálculos de los autores.

Nota: Ver notas del gráfico 1 y cuadro 3. El *benchmark* es un promedio de modelos DESARIMA2 y DESARIMA4 (DS2 y DS4) como los presentados en la tabla 1 de Pincheira y Medel (2012). Símbolos * y** denotan que el ratio es distinto de uno al 10% y 5%. Test de Giacomini y White (2006).

Finalmente, usamos la mejor estimación (en cada ventana) y proyección de los componentes bienes y servicios de la inflación SAE. Así, se combinan las proyecciones de los componentes siguiendo la ecuación (2) y se obtiene una proyección de la inflación subyacente consistente. El cuadro 4 reporta nuevamente los ratios (3) donde en el denominador se utiliza la combinación de los componentes con: (i) la curva de Phillips para la inflación SAE agregada, que surge de la ecuación (1) y (ii) los modelos de series de tiempo $AR(p)$ y DS.

Los resultados son relevantes, pues muestran que agregar las proyecciones de curvas de Phillips sectoriales es significativamente mejor que usar una curva de Phillips agregada. En particular, cuando comparamos respecto de los modelos DS, la curva de Phillips lo hace significativamente mejor que el promedio solo cuando h=12. Ahora, cuando los *benchmarks* son menos exigentes como, por ejemplo, los modelos $AR(p)$, la curva de Phillips entrega mejores pronósticos para todos los horizontes.

El resultado es interesante, pues revela una mejora potencial en los pronósticos causada por la combinación de proyecciones de inflación SAE de bienes y de servicios.

Cuadro 4

Razón de ECMs (*R*): Modelos alternativos para la Inflación SAE versus curva de Phillips SAE agregada, Ec. (2)

	Horizonte de proyección (*h*)			
	1	4	6	12
Modelo a comparar				
Curva de Phillips SAE	1,199*	1,144**	1,271**	1,189**
AR(*p*)	1,087**	1,250**	1,518*	1,279
DS2	0,528**	0,730**	0,929**	1,199
DS4	0,528**	0,720**	0,929**	1,290
Promedio *DS2* y *DS4*	0,524**	0,716**	0,918**	1,231*

Fuente: Cálculos de los autores.

Nota: Los números en este cuadro son las razones entre el ECM de las proyecciones de los modelos indicados (*AR*, curva de Phillips para la inflación SAE, *DS2*, *DS4* y promedio de estos para la inflación SAE) relativo al ECM de la inflación SAE usando la combinación de los componentes de bienes y de servicios, de modo que un número significativamente mayor que uno significa que el modelo sectorial (ecuación (2)) lo hace mejor. Símbolos * y ** denotan ratios distintos de uno al 10% y 5%; test de Giacomini y White (2006).

V. CONCLUSIONES

En este trabajo exploramos la importancia de incluir variables macroeconómicas en las proyecciones de la inflación en Chile. En primer lugar, encontramos que las curvas de Phillips para la inflación total presentan errores de proyección en promedio mayores que los modelos de series de tiempo univariados. Esto está en línea con la literatura previa para Chile y el mundo. En segundo lugar, resultan mejores los pronósticos de curvas de Phillips únicamente para la proyección de la inflación subyacente en un horizonte de 12 meses. En los modelos estimados resultan relevantes tanto la brecha como la variación interanual del TCR.

Tercero, la proyección de la inflación SAE construida a partir de agregar las proyecciones de sus componentes bienes y servicios es significativamente mejor que todos los modelos considerados solo en el horizonte a 12 meses. Esto sugiere que la combinación de proyecciones para la inflación SAE a 12 meses es relevante, porque brinda sustento a su implementación en modelos de proyección estructurales de mediano plazo.

REFERENCIAS

Demers, F. y A. De Champlain (2005). "Forecasting Core Inflation in Canada: Should We Forecast the Aggregate or the Components?" Documento de Trabajo 05-44, Banco Central de Canadá.

Giacomini, R. y H. White (2006). "Tests of Conditional Predictive Ability". *Econometrica* 74(6): 1545–78.

Granger, C.W.J. (1980). "Long Memory Relationships and the Aggregation of Dynamic Models". *Journal of Econometrics* 14(2): 227–38.

Granger, C.W.J. y P. Newbold (1977). *Forecasting Economic Time Series*. New York, NY: New York Academic Press.

Lütkepohl, H. (1984). "Forecasting Contemporaneously Aggregated Vector ARMA Processes". *Journal of Business & Economic Statistics* 2(3): 201-14.

Marcellino, M., J. Stock, y M. Watson (2006). "A Comparison of Direct and Iterated Multistep AR Methods for Forecasting Macroeconomic Time Series". *Journal of Econometrics* 135(1–2): 499–526.

Marcellino, M., J. Stock, y M. Watson (2003). "Macroeconomic Forecasting in the Euro Area: Country-specific versus Area-wide Information". *European Economic Review* 47(1): 1–18.

Matheson, T. D. (2008). "Phillips Curve Forecasting in a Small Open Economy". *Economics Letters* 98(2): 161–6.

Newey, W. y K. West (1987). "A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix". *Econometrica* 55: 703–8.

Pincheira, P. y H. Rubio (2010). "El Escaso Poder Predictivo de Simples Curvas de Phillips en Chile: Una Evaluación en Tiempo Real". Documento de Trabajo N°559, Banco Central de Chile.

Pincheira, P. y C. Medel (2012). Forecasting Inflation with a Simple and Accurate Benchmark: A Cross-country Analysis". Documento de Trabajo N°677, Banco Central de Chile.

Pincheira P. y A. Gatty (2014). "Forecasting Chilean Inflation with International Factors". Documento de Trabajo N°723, Banco Central de Chile.

Stock J. y M.W. Watson (2009). "Phillips Curve Inflation Forecasts". En: J. Fuhrer, Y. Kodrzycki, J. Little, G. Olivei: Understanding Inflation and the Implications for Monetary Policy. Cambridge: MIT Press: 99–202.

APÉNDICE

COMPONENTES DE LA INFLACIÓN SAE

Inflación SAE servicios incluye:

Arriendos, servicios públicos como agua potable, transporte aéreo y terrestre, servicio de telefonía, etc., servicios relacionados con la recreación, servicios médicos, servicios educacionales, servicios relacionados con la alimentación, servicios de reparación y mantenimiento de la vivienda y del automóvil, juegos de azar, servicios personales, gastos financieros, seguros y servicios prestados por profesionales (notarial y otros).

Inflación SAE bienes comprende:

Bebidas, vino y cervezas, vestuario y calzado, artículos de reparación de la vivienda, artículos de línea blanca del hogar, artículos de limpieza, medicamentos, vehículos nuevos y usados y gastos en bienes asociados, artículos electrónicos del hogar, computadores, bienes de entretención para niños, diarios y otras publicaciones, tabaco y artículos de cuidado e higiene personal.

EXCHANGE RATE PASS-THROUGH TO PRICES: VAR EVIDENCE FOR CHILE*

Andrés Sansone A.**
Santiago Justel V.***

I. INTRODUCTION

Exchange rate pass-through (ERPT) to inflation takes place through two main channels. One channel is the direct effect, on an open economy, brought about by a change in prices of imported goods and services in local currency. Hence, the exchange rate has a direct effect on the prices of inputs and the final imported goods in the CPI basket.

The second channel is related to the effect that the exchange rate has on relative prices between tradable and non-tradable goods and services. In this sense, a depreciation of the domestic currency will increase relative prices of traded goods and services to non-traded ones thus influencing the relative consumption and increasing inflation of domestic products.

For the design of monetary policy, understanding exchange rate pass-through is important. A low exchange rate pass-through is thought to provide greater freedom for pursuing an independent monetary policy and to make it easier to implement inflation targeting (Choudhri and Hakura, 2001). Hence, both the size and the speed of the ERPT have an impact on the transmission mechanism of monetary policy and on inflation forecasts.

This paper aims to determine the size and speed of pass-through to different price indices in Chile. Exchange rate pass-through into domestic energy, food and core consumer prices is estimated. Disaggregated price data is used, as core inflation is considered by some monetary policy authorities to better reflect the underlying trend of inflation. Moreover, it will enable us to analyze relative pass-through.

The analysis is conducted with a vector autoregression (VAR) model, which is well suited to capture both the size and the speed of the impact of exchange rate movements upon prices. Results over time are examined by estimating the model over different sample periods.

* *The authors are thankful to Wildo Gonzalez, Miguel Fuentes, Lucas Bertinatto, Diego Saravia, Claudio Soto and an anonymous referee for useful comments. Opinions and remaining mistakes are of exclusive responsibility of the authors and do not necessarily represent the opinion of the Central Bank of Chile.*
** *Macroeconomic Analysis Department, Central Bank of Chile. E-mail: asansone@bcentral.cl*
*** *University of Californa at Los Angeles. Email: sjustel@ucla.edu*

The rest of the paper is structured as follows. The second section presents a review of related literature. The third section presents the historical relationship between inflation and exchange rate movements. Section four describes the econometric framework and the data. The fifth section presents the empirical results for the baseline and the alternative specification. Conclusions are presented in the last section.

II. BRIEF LITERATURE REVIEW

According to the purchasing power parity (PPP) condition, the degree of pass-through from exchange rate to tradable goods prices should be one, i.e. any exchange rate movement should be fully passed-through to tradable goods prices. However, there is wide consensus that pass-through is not always complete. Dornbush (1987) shows using a Cournot oligopoly model, that the incomplete pass-through could arise from an imperfect competition market.[1] Other relevant papers include Heckscher (1916) and Obstfeld and Taylor (1997), where the incompleteness arises as a consequence of lack of perfect arbitrage in the presence of transaction costs and uncertainty.

From an empirical perspective, literature has found evidence that exchange rate pass-through is incomplete and substantially weaker since 1990 in developed countries (Takhtamanova, 2010) (McCarthy, 2000) and in emerging/developing countries (Goldfajn and Werlang, 2000). There is a large body of literature trying to explain this. For instance, Taylor (2000) argues that the decline in the ERPT is due to the low inflation environment that has been achieved in many countries and that it may be reversed if a high inflation environment surges. Devereaux and Yetman (2002) also suggest that there is a positive relationship between pass-through and mean inflation, but also find a positive relationship between pass-through and exchange rate volatility. In contrast, Edwards (2006) points out that the countries that have adopted inflation targeting have experienced a decline in the ERPT, but have not experienced an increase in exchange rate volatility. In this line of thinking, Mishkin and Schmidt Hebbel (2007) show that exchange rate pass-through seems to be attenuated by the adoption of inflation targeting by enhancing the credibility of the monetary policy and therefore anchoring inflation expectations. However, Gagnon and Ihrig (2004) suggest that the low-inflation environment since 1990's has reduced the exchange rate pass-through to consumer prices but their attempt to correlate the decline in the pass-through with estimated changes in monetary policy behavior failed. In another line of reasoning, Campa and Goldberg (2002) argue that the main reason for the decline in the exchange rate pass-through elasticity is due to the decline of commodities (energy and raw materials) in the import composition (toward manufactures).

---

1 Krugman (1986) and Fisher (1989) also attribute the incompleteness of the exchange rate pass-through to the market structure.

For Chile, there are some contributions exploring the exchange rate pass-through to import prices. Fuentes (2007) studies the ERPT to the price of imported goods for developing countries, among them Chile. The author finds that the exchange rate pass-through to import prices is high, fast and complete within a year and that there is no evidence of decline over time. Álvarez et al. (2008) also analyze the ERPT for Chile to import prices but at a disaggregated level and using monthly data. Their findings are consistent with the idea of a high and complete ERPT into import prices. However, these papers don't analyze the ERPT to consumer prices. Ca'Zorzi et al. (2007) examine the degree of ERPT not only into import prices but also into domestic prices based on VAR models for 12 emerging market, including Chile, using quarterly data for the period 1980-2003. The paper provides empirical evidence showing a high degree of pass-through into imports prices but a decline in the ERPT along the pricing chain.

Several studies have reported a reduction in exchange rate pass-through to consumer prices in Chile. García and Restrepo (2001) using a rolling correlation and a rolling simple regression estimate that the ERPT coefficient to consumer prices has decreased since the beginning of the nineties. Additionally, the authors, modeling wages and prices as I(2) series, analyze the exchange rate pass-through effect when the nominal exchange rate unexpectedly increases by 100%, finding an accumulated impact on consumer prices, excluding regulated prices and gas, of around 33% in the first two years (eight quarters).

Bravo and García (2002), using monthly data for the period 1991-2000 and different VAR models, find an exchange rate pass-through of 10% and 20% for one and two years, respectively.

Morandé and Tapia (2002) use a rolling window unrestricted VAR model to show that the pass-through coefficient exhibits a decreasing trend from almost 40% in the beginning of the 1990s, to becoming non-significant in the final windows (1996-2001). The authors estimate that the pass-through is positively affected by inflation volatility, the degree of real exchange rate misalignment and the output gap.

Noton (2003) develops a microeconomic model of imperfect Cournot competition to estimate the impact of depreciation on inflation. He estimates that the pass-through ranges between 9% and 11% in the short run and between 21% and 32% in the long run for the period 1986-2001. The author also finds the existence of an endogenous structural break in the last quarter of 1991, after which the pass-through coefficient declines considerably.

Finally, Céspedes and Valdés (2006) find empirical evidence using a sample of 25 countries including Chile, in which greater central bank independence leads to a lower ERPT coefficient. In this sense, the greater autonomy granted to the Central Bank of Chile with the Basic Constitutional Act of 1989 have influenced the EPRT coefficient.

This paper extends the literature relating pass-through to inflation in Chile mainly in two aspects. First, it attempts to fill the gap in empirical evidence on the exchange

rate pass-through since the full adoption of the inflation targeting regime in Chile. A second contribution is the analysis of the pass-through along disaggregated price data. In particular, we evaluate the ERPT into domestic energy, food and core consumer prices. This will contribute to understand which components of the consumer price index are more sensitive to exchange rate movements.

III. STYLIZED FACTS

A simple way of describing the relationship between exchange rate movements and inflation is to calculate the correlation between inflation and the exchange rate. Using monthly data from January 1987 to December 2013 we observe that the correlation coefficient between annual inflation and depreciation is 0.47.

However, if we want to examine how the coefficient has changed over time, it is possible to estimate a rolling regression of annual inflation against the lagged annual depreciation of the exchange rate. In this case, the rolling correlation statistic (coefficient) was computed using rolling windows of 96 months.

Figure 1 shows the results of the estimation using rolling windows with its 95% confidence interval. The figure provides evidence of a steady decline in the correlation coefficient during the mid-nineties, a recovery during 2000 to 2003 and rather stable since then. It is worth noting, that the exchange rate correlation coefficient is nowadays ten times lower than in the early nineties, decreasing from almost 50% to less than 5% in the last two decades. The confidence intervals support that this decrease has been statistically significant.

Figure 1

Rolling regression between annual inflation and exchange rate movements

Coefficient and 95% confidence band

Source: Own estimations based on Central Bank of Chile and National Statistics Institute of Chile data.

IV. EXCHANGE RATE SHOCKS AND VARS

1. Methodology

The latter analysis fails to control for other factors that also determine inflation and exchange rate movements. In order to deal with this issue, a vector autoregressive (VAR) analysis[2] is implemented. The VAR methodology has been widely used[3] to examine the ERPT and allows us to measure simultaneous relationships between variables.

We follow McCarthy (2000), who develops a simple VAR model to identify the ERPT to prices along the distribution chain. Given the absence of historical data for producer prices (PPI) in Chile, we adapt McCarthy (2000)'s strategy to identify the ERPT as follows: we propose a VAR model, with monthly inflation, monetary policy rate (MPR), monthly activity and changes in the nominal exchange rate. We also take into consideration exogenous/external variables such as: international prices, interest rate and real activity.

1.1 VAR model

Following Hamilton (1994), let y_t denote an (n x 1) vector containing the values that n variables assume at date t.

A general standard VAR model is defined by,

$$\Phi(L)\, y_t = c + B(L)\, x_t + \varepsilon_t \qquad (1)$$

where c is an (n x 1) vector of constants, x_t denotes an (m x 1) vector of exogenous variables, ε_t is an (n x 1) vector generalization of white noise:

$$E(\varepsilon_t) = 0$$

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_\tau') = \begin{cases} \Omega & \text{fort} = \tau \\ 0 & \text{otherwise,} \end{cases}$$

with Ω being an (n x n) symmetric positive definite matrix. Finally, $\Phi(L)$ and $B(L)$ are (n x n) and (n x m) polynomial matrices in the lag operator L.[4] The row i, column j element of $\Phi(L)$ is a scalar polynomial in L:

$$\Phi^{ij}(L) = \delta_{ij} - \Phi_{ij}^{(1)} L - \Phi_{ij}^{(2)} L^2 - \ldots - \Phi_{ij}^{(p)} L^p,$$

where $\delta_{ij} = 1$ if $i = j$, zero otherwise. With this specification, Ordinary Least Square yields consistent estimates of matrices in $\Phi(L)$ and B.

---

2 *According to Faruqee (2004) the use of a VAR approach to examine exchange rate pass-through has several advantages compared to single-equation-based methods.*

3 *Ca'Zorzi et al.. (2007), Choudhri et al.. (2005), Hahn (2003), McCarthy (2000), Faruqee (2006) and Stulz (2006).*

4 *The lag operator L is defined as following: $L\, y_t = y_{t-1}$, and $L^i\, y_t = y_{t-i}$.*

In this representation,

$$y_t = \left[\Delta log\, Y_t,\ \Delta i_t,\ \Delta log\, E_t,\ \Delta log\, P_t^c \right],$$
$$x_t = \left[\Delta log\, Y_t^*, \Delta i_t^*\ , \Delta log\, P_t^*, \Delta log\, P_t^O, \Delta log\, P_t^F \right].$$

Y_t accounts for economic activity, i_t measures the short-term interest rate, E_t is the nominal exchange rate (units of local currency per U.S. dollar) and P_t^c represents the consumer price index. Regarding the exogenous variables, Y_t^* is a measure of external activity, i_t^* is the short-term U.S. interest rate, P_t^* is an external price index consisting of a weighted wholesale (or consumer) price index in U.S. dollars. Finally, P_t^O is the price of oil and P_t^F reflects food prices. Since the variables are non-stationary integrated of order 1 and the hypothesis of cointegration was rejected, we estimate the model in log-differences.

With the purpose of determining the lag length of the VAR, we use the Bayesian information criterion (BIC). For the exogenous variables we choose contemporaneous effects together with three lags.

In an alternative specification, the endogenous variable vector is defined as

$$\tilde{y_t} = \left[\Delta log\, Y_t,\ \Delta i_t,\ \Delta log\, E_t,\ \Delta log\, P_t^E, \Delta log\, P_t^A, \Delta log\, P_t^{SAE} \right],$$

where we split the consumer price index into three indices: P_t^E is the consumer price index of energy, P_t^A is the price index of food and P_t^{EFE} is the core consumer price index excluding energy and food.

The main objective of this alternative specification is to obtain evidence on how exchange rate shocks affect different prices over time.

The VAR is estimated by single-equation ordinary least squares (OLS). Given that Chile is a small open economy; exogenous variables are considered.

1.2 Estimating exchange rate pass-through

The VAR model defined in (1) can be represented as an *MA* (∞) process

$$y_t = \mu + \varepsilon_t + \Psi_1 \varepsilon_{t-1} + \Psi_2 \varepsilon_{t-2} + \ldots + \Psi_n \varepsilon_{t-n} + \ldots = \mu + \Psi(L)\varepsilon_t + \Psi(L) B x_t\ , \qquad (2)$$

The operators $\Psi(L)$ and $\Phi(L)$ are related by $\Psi(L)=[\Phi(L)]^{-1}$.

With this representation, impulse response functions (IRF) can be computed. Impulse responses trace out the responsiveness of the dependent variables in the VAR to shocks to the error term. The *MA* (∞) representation does not guarantee orthogonal (unrelated) perturbations, so it is necessary to impose an identification strategy in order to pinpoint structural shocks.

Following McCarthy (2000), short-run restrictions on contemporaneous structural innovations are used. The residuals from the VAR model (1), ε_t, are orthogonalized using Cholesky decomposition to identify structural shocks, u_t.

$$Pu_t = \varepsilon_t, \tag{3}$$

P is the Cholesky decomposition of the variance-covariance matrix Ω.[5] This strategy to identify structural innovations relies heavily on the ordering of the variables in (1). For the first variable in (1), the orthogonalized innovation is $u_{1t} = \varepsilon_{1t}/P_{11}$, for each variable j >1, the respective shock is defined by

$$u_{jt} = \varepsilon_{jt} - P_{j1}u_{1t} - P_{j2}u_{2t} - \ldots - P_{jj-1}u_{j-1t}\ .$$

Based on Ca'Zorzi et al. (2007), Choudhri et al. (2005), Hahn (2003) and McCarthy (2000), the following order has been chosen:

dln(Real activity) → *d(Monetary policy)* → *dln(Exchange Rate)* → *dln(CPI)*

With this representation, inflation at t can be explained by its expected component (based on the available information at the end of t-1), foreign and domestic demand shocks, exchange rate shocks and idiosyncratic shocks.

Foreign shocks are proxied by the behavior of the exogenous variables (external activity, U.S. interest rate, external price index, oil and food prices). Demand shocks are obtained from the dynamic of economic activity after controlling for the impact of the external shocks. Monetary policy is ordered next, enabling a contemporaneous impact of demand shocks on monetary policy. Next, exchange rate is ordered after monetary policy, reflecting the effects of policy interest rates as well as demand and supply shocks over the exchange rate. Finally, the price variables are included, leaving prices as the most endogenous variable. Due to the lagged availability of CPI data, it seemed more reasonable to allow for a contemporaneous impact of exchange rate than vice versa.

This particular order implies that the nominal exchange rate reacts immediately to activity and monetary shocks. It also means that there is a causality running from the exchange rate to prices. Thus, consumer prices react simultaneously to exchange rate shocks. This ordering scheme also assumes that the monetary authority sets its policy variable after observing lagged prices and the current level of output. All these assumptions allowed us to identify nominal exchange rate shocks.

Alternative plausible orderings of the variables in the VAR are made. Those settings are discussed in appendix B.

---

5 P is an (nxn) lower triangular matrix that satisfies: PP'= Ω.

The exchange rate pass-through with this methodology is calculated as the cumulative impulse response function (cIRF) of the inflation due to a shock in the nominal exchange rate. For normalization purposes, we divide this cumulative impulse response by the cIRF of nominal exchange rate due to its own shock. In other words, we define *ERPT* as:

$$ERPT_h = \frac{cIRF^h_{P,E}}{cIRF^h_{E,E}} \tag{4}$$

So, $ERPT_h$ is the cumulative response of inflation due to an exchange rate movement and can be regarded as the fraction of a 100% depreciation in h periods ahead that passes through to domestic prices.

This approach to identify shocks has its pros and cons. On the positive side, this methodology has been used by several studies already cited, and it is based on an agnostic scheme, that is, there are no restrictions about the sign and magnitude of the effect of the nominal exchange rate on inflation. On the downside, this particular method of identification does not take into account the existence of long-run relations between variables and there is no economic interpretation of the nominal exchange rate shock. For example, movements in the exchange rate could be due to productivity movements, external interest rate innovations or a relative price shock. Each of these structural shocks has different effects on prices and exchange rates, therefore with this recursive strategy we are accounting for an "average" effect. As the objective is to measure the exchange rate pass-through for Chile, this agnostic and standard strategy that has not been used recently for Chile is considered.[6]

1.3 Data description

As mentioned, endogenous variables included are real activity, nominal interest rate, nominal exchange rate and consumer price index. These variables are typically used in the literature; however, in order to include some features of a small open economy, we add exogenous variables as foreign price indices, interest rate and a measure of external real activity.

Regarding endogenous variables, real activity (Y_t) is measured by the Central Bank's monthly indicator of Chilean real economic activity, Imacec. This index represents around 90 per cent of goods and services that are included in GDP; therefore, the Imacec partially emulates the behavior of Chilean GDP at monthly basis. Monetary policy rate (i_t) is proxied by the 90-day deposit rate[7], nominal

---

6 Only Ca'Zorzi et al (2007) report the ERPT for Chile through this methodology but for the purpose of the research, there are two problems, first the sample is outdated (1980-2003) having problems with structural breaks (inflation targeting, floating regime), secondly, even though they measure the effects on emerging markets, they put oil price as an endogenous variable, although it is clear that emerging markets are small open economies.

7 This particular rate is used because we are interested in having a long-time series and nominal interest rate as a policy instrument was implemented in 2001.

exchange rate (E_t) simply is Chilean peso – U.S. dollar parity. Finally, prices are measured by the Consumer price index (P_t^c). In the alternative specification, prices are taken into account by CPI-Energy (P_t^E), CPI-Food (P_t^F) and a core measure, CPIEFE (P_t^{EFE}), which excludes energy and food prices.

With respect to exogenous variables: external activity (Y_t^*) is included by a trade-weighted Industrial Production Index, foreign interest rate (i_t^*), is U.S. 3-month Treasury bill: secondary market rate, P_t^* is an index of external prices relevant to the Chilean economy and it is a trade-weighted price index,[8] in U.S. dollars. Finally, commodity prices for oil and food (P_t^O,P_t^F) are respectively WTI and World Bank food price index. All variables were seasonally adjusted using ARIMA-X12.

We use data from January 1986 to December 2013 except for CPI-Energy, CPI-Food and CPIEFE, which sample starts in April 1989.

A more detailed description of the data is provided in Appendix A.

V. EMPIRICAL RESULTS/ESTIMATION RESULTS

1. Full sample

This section presents the main results using the VAR model (1). As already explained above, ERPT is identified by the ratio between two cIRFs. Figure 2 shows results for the baseline and the alternative specification. Both models were estimated with the full sample, i.e. 1986-2013 for the baseline and 1989-2013 for the alternative specification.

This figure tracks the pass-through of a shock in the exchange rate into prices. ERPT to CPI reaches 0.13 after twelve months and stabilizes at 0.2 after two years. As indicated by the confidence bands, the response is significantly different from zero at 5%. ERPT to core CPI shows a similar behavior, reaching 0.17 after two years. ERPT to CPI-energy exhibits two distinct characteristics. First, this ERPT is considerably higher if compared to other aggregates, reaching 0.4 after two years. This result turns out to be consistent with the fact that Chile is a net importer of fuel, which is one of the main components of CPI-energy. Fuel prices respond one-to-one to the exchange rate after a few months. Then, and for the same reason, it is also clear that the rise in Energy prices due to a nominal depreciation is quite fast, reaching 0.37 after three months and 0.4 after two years.

Finally, the ERPT to food prices it is not significantly different from zero. One of the possible reasons could be that this price index is very volatile because it contains prices of fruits and vegetables, which are not necessarily closely related to exchange rate fluctuations.

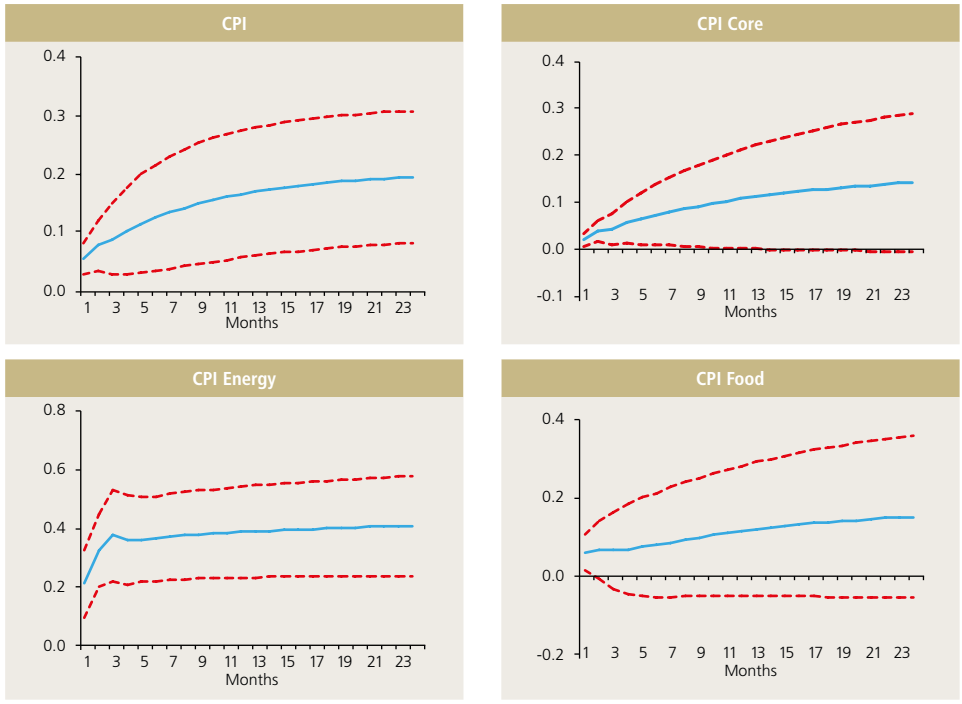
---

8 For price indices, for each country, the wholesale price index is used when it is available; otherwise, the consumer price index is used.

Figure 2

Exchange rate pass-through – Full sample

Coefficient and 95% confidence band



Source: Own estimations.

Note: Confidence band computed using bootstrap.

2. Changes in ERPT

Results from the previous section are in line with the literature for the Chilean case, but some problems arise when the full sample is used. As we already stated, much literature has shown that ERPT for Chile has declined since the early nineties. Reasons that already have been discussed: inflation targeting, economic stability, institutional credibility and independence, particularly Central Bank autonomy. All these issues lead us to conclude that ERPT calculated using the full sample with those particular controls could be overestimated because with the full sample we are not considering structural changes in the Chilean economy, such as inflation targeting and free floating exchange rate. These two changes could help, potentially, to reduce ERPT.

In order to take into account this issue, we estimate (1) from 2002 to 2013. This period of time is considered because in 1999 the Central Bank of Chile ended the exchange rate band. Besides that, in 2001 the Central Bank made explicit

the inflation target and later in that year the nominal monetary policy rate was adopted as the instrument for monetary policy.[9] Edwards (2006), Céspedes and Valdés (2006), among other authors, show that countries that have adopted inflation targeting have experienced a significant decline in the ERPT.

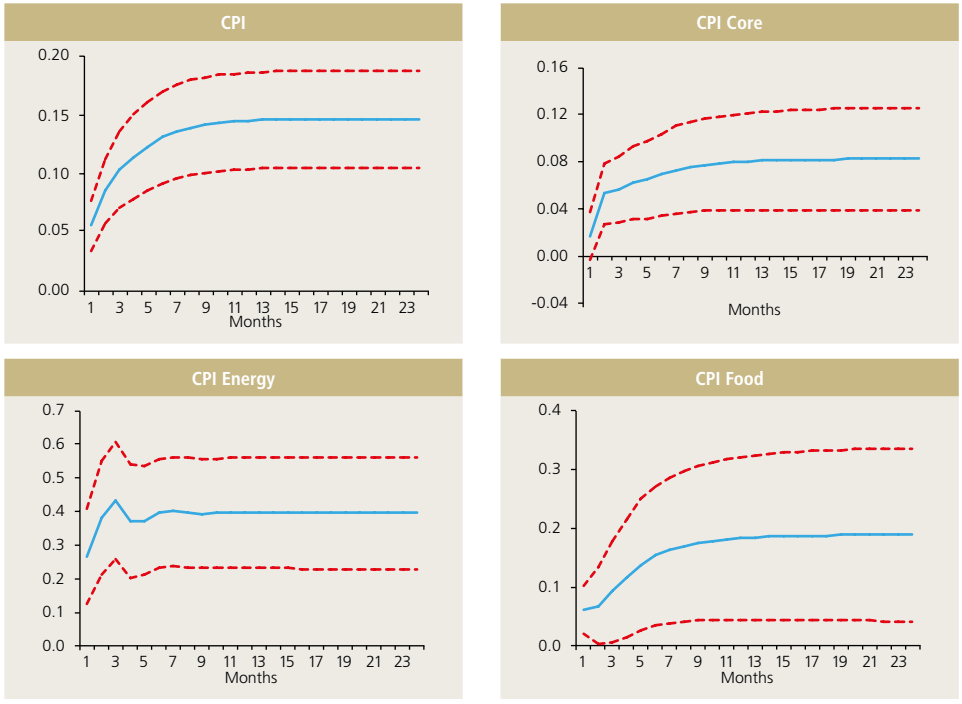
In order to consider the ERPT since the full adoption of inflation targeting, the sample starts in 2002.

The most interesting result is the evidence on declining ERPT to CPI and Core CPI. With the intention to explore on this issue we perform a rolling regression on (1) to calculate the ERPT for each eight-year window. The main results are presented in figure 4.

Figure 3

Exchange rate pass-through – 2002-2013

Coefficient and 95% confidence



Source: Own estimations.

Note: Confidence band computed using bootstrap.

9 In August 9, 2001, the Central Bank of Chile opted to nominalize monetary policy. Previously, the MPR was an inflation-indexed interest rate.

Figure 4

Rolling Estimations: Long Run Pass-through

Coefficient - 90% confidence (moving average)

Source: Own estimations.

Note: Confidence band computed using bootstrap.

The results show that the long-run ERPT to CPI and Core CPI have declined over the period of analysis. Both decrease at the beginning of the nineties and after 1998 they fall intensively and, even become negative.[10] At the beginning of the 2000s the ERPT grows again and remains stable since then. ERPT to Headline CPI falls from between 20% and 40% at the beginning of the 1990s to 12% by the end of our sample. ERPT to Core CPI also decreases from about 20 to 8%. These results match those presented in figure 3.

ERPT to CPI energy is not significantly different from zero during the 90's. This could be attributed to the establishment of the Stabilization Fund for Petroleum Prices (FEPP). The initial version of the FEPP was established in 1991. Marquez

10 This pattern is in line with the one presented in García and Restrepo (2001).

(2000) argues that the FEPP was successful in mitigating fuel price movements. The scheme was reformed in 2000 due to the rapid exhaustion of the fund's resources. Since the mid-2000s, the ERPT has been stable around 50%.

Finally, ERPT to CPI food is not significantly different from zero throughout the sample. As mentioned above, one of the possible reasons could be that this price index is very volatile because it contains prices of fruits and vegetables. It is worth noting that, since the beginning of inflation targeting scheme, the ERPT to all CPI indices has stabilized.

VI. CONCLUSION

Exercises are performed to determine the level of exchange rate pass-through to local prices and explore how pass-through rates have evolved over time. In addition to studying headline inflation, this paper also examines pass-through to domestic energy, food and core prices.

Nowadays nominal exchange rate pass-through to headline inflation in Chile should be expected to be around 14% in a year. Core CPI pass-through is found to be lower that headline pass-through and is between 4% and 12% in the medium term. Both in the headline and the core CPI the effect of exchange rate movements takes three to four quarters to be fully passed through to prices.

Regarding the ERPT evolution, the evidence shows that exchange rate pass-through has declined since the establishment of an inflation targeting regime in comparison with the earlier one. Moreover, pass-through has remained fairly stable post the change in monetary policy regime.

REFERENCES

Álvarez, R., P. Jaramillo, and J. Selaive (2008). "Exchange Rate Pass-Through into Import Prices: The Case of Chile". Working Paper N°465, Central Bank of Chile.

Bravo, H. and C.J. García (2002). "Medición de la Política Monetaria y el Traspaso (Pass-Through) en Chile". *Economía Chilena* (3): 5–28.

Campa, J. and L. Goldberg (2002). Exchange Rate Pass-Through into Import Prices, A Macro or Micro Phenomenon?" NBER Working Paper No. 8934.

Ca'Zorzi, M., E. Hahn and M. Sánchez (2007). *Exchange Rate Pass-Through in Emerging Markets*: European Central Bank.

Céspedes, L.F. and R.O. Valdés (2006). "Autonomía de Bancos Centrales: La Experiencia Chilena." *Economía Chilena* 9(1): 25–45.

Choudhri, E.U., H. Faruqee and D. S. Hakura (2005). "Explaining the Exchange Rate Pass-Through in Different Prices." *Journal of International Economics* 65: 349–74.

Choudhri, E.U. and S. Hakura (2001). "Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?" Working paper 01/194, International Monetary Fund.

Devereux, M. and J. Yetman (2002). "Price Setting and Exchange Rate Pass-Through: Theory and Evidence." Hong Kong Institute for Monetary Research Working Paper No. 22/2002, December.

Dornbusch, R. (1987). "Exchange Rates and Prices." *American Economic Review* 77(1): 93–106.

Edwards, S. (2006). "The Relationship between Exchange Rates and Inflation Targeting Revisited". NBER Working Paper No. 12163.

Faruqee, H. (2006). "Exchange rate pass-through in the euro area". *IMF Staff Papers*, 63-88.

Fisher, E. (1989). "A model of exchange rate pass-through". *Journal of International Economics*, 26(1), 119-137.

Fuentes, M. (2007). "Pass-Through to Import Prices: Evidence from Developing Countries." Working Paper No. 320, Instituto de Economía. Pontificia Universidad Católica de Chile.

Gagnon, J.E. and J. Ihrig (2004). "Monetary Policy and Exchange Rate Pass-Through." *International Journal of Finance & Economics* 9(4): 315–38.

García, C.J. and J.E. Restrepo (2001). "Price Inflation and Exchange Rate Pass-Through in Chile." Working Paper No. 128, Central Bank of Chile.

Goldfajn, I. and S.R. da Costa Werlang (2000). "The Pass-Through from Depreciation to Inflation: A Panel Study." Pontifícia Universidade Católica de Rio de Janeiro, Departamento de Economía.

Hahn, E. (2003). "Pass-Through of External Shocks to Euro Area Inflation." Working Paper No. 243, European Central Bank.

Hamilton, J.D. (1994). *Time Series Analysis* (vol. 2). Princeton, NJ: Princeton University Press.

Heckscher, E.F. (1916). "Växelkursens Grundval vid Pappersmyntfot." *Ekonomisk Tidskrift* 18: 309-312.

Krugman, P. (1986). "Pricing to market when the exchange rate changes". *NBER Working Paper Series*, No. 1926.

Marquez, M. (2000). *El Fondo de Estabilización de Precios de Petróleo (FEPP) y el Mercado de los Derivados en Chile.* CEPAL.

McCarthy, J. (2000). "Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies". *FRB of New York Staff Report*, (111).

Mishkin, F. and K. Schmidt-Hebbel (2007). "Does Inflation Targeting Make a Difference?" NBER Working Paper No. 12876.

Morandé, F. and M. Tapia (2002). "Exchange Rate Policy in Chile: From the Band to Floating and Beyond." Working Paper No. 152, Central Bank of Chile.

Noton, C. (2003). "The Pass-Through from Depreciation to Inflation: Chile 1986-2001." *Estudios de Economía* 30(1): 133–55.

Obstfeld, M. and A.M. Taylor (1997). "Nonlinear Aspects of Goods-Market Arbitrage and Adjustment: Heckscher's Commodity Points Revisited." *Journal of the Japanese and International Economies* 11(4): 441–79.

Stulz, J. (2007). "Exchange Rate Pass-Through in Switzerland: Evidence from Vector Autoregressions." Swiss National Bank Economic Studies No. 4.

Takhtamanova, Y. F. (2010). "Understanding changes in exchange rate pass-through. *Journal of Macroeconomics*, 32(4), 1118-1130.

Taylor, J. B. (2000). "Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms". *European economic review*, 44(7), 1389-1408.

APPENDIX A

THE DATA

We use monthly data from January 1986 to December 2013 except for CPI-Energy, CPI-Food and CPIEFE, which sample starts in April 1989. All variables were seasonally adjusted using ARIMA-X12

Definitions

- **Real activity (Y_t)**: *Indicador Mensual de Actividad Económica* (Imacec), monthly indicator of Chilean real activity. Source: Central Bank of Chile.
- **Monetary policy rate (i_t):** 90 day deposit rate. Source: Central Bank of Chile.
- **Nominal exchange rate (E_t):** Nominal exchange rate of the Chilean peso versus U.S. dollar. Source: Central Bank of Chile.
- **Consumer price indices (CPI):** CPI all items (P_t^c). In alternative specification, prices are taken into account by CPI Energy (P_t^E), CPI Food (P_t^F) and a core measure, CPIEFE (P_t^{EFE}), which excludes energy and food prices. Source: Central Bank of Chile and National Statistics Institute of Chile.
- **External activity (Y_t^*):** Trade-weighted Industrial Production Index. Source: Central Bank of Chile, Bloomberg LP and own calculations.
- **Foreign interest rate (i_t^*):** U.S. 3-Month Treasury Bill: secondary market rate. Source: Bloomberg LP.
- **Foreign consumer prices (P_t^*):** Index of external prices relevant to Chilean economy (IPE). This is a trade-weighted price index, in U.S. dollars. Source: Central Bank of Chile.
- **Commodity prices for oil (P_t^O):** WTI price index. Source: Bloomberg LP
- **Commodity prices for food (P_t^F):** World Bank food price index. Source: World Bank.

APPENDIX B

ROBUSTNESS CHECK

Identification by means of a Choleski-decomposition is only unique up to the ordering of the variables; therefore, a different ordering may lead to different conclusions.

In this appendix, we investigate different orderings of the variables in the Choleski decomposition. In the baseline model, economic activity was put in first place, followed by the exchange rate and the monetary policy instrument. The price variables were ordered last.

The first alternative is to consider a different ordering where exchange rate is placed first in the order of variables. Then, the variables of the system are reordered as follows:

Such ordering has been used in Stulz (2007). Here, the exchange rate precedes the other endogenous variables, accounting for the fact that in a small open economy framework the exchange rate could be considered a foreign variable and therefore placed first.

An alternative change concerns the monetary policy variable. McCarthy (2000) suggests that monetary policy should be ordered last to reflect the effect of inflation and all the other shocks over monetary policy interest rates, i.e.

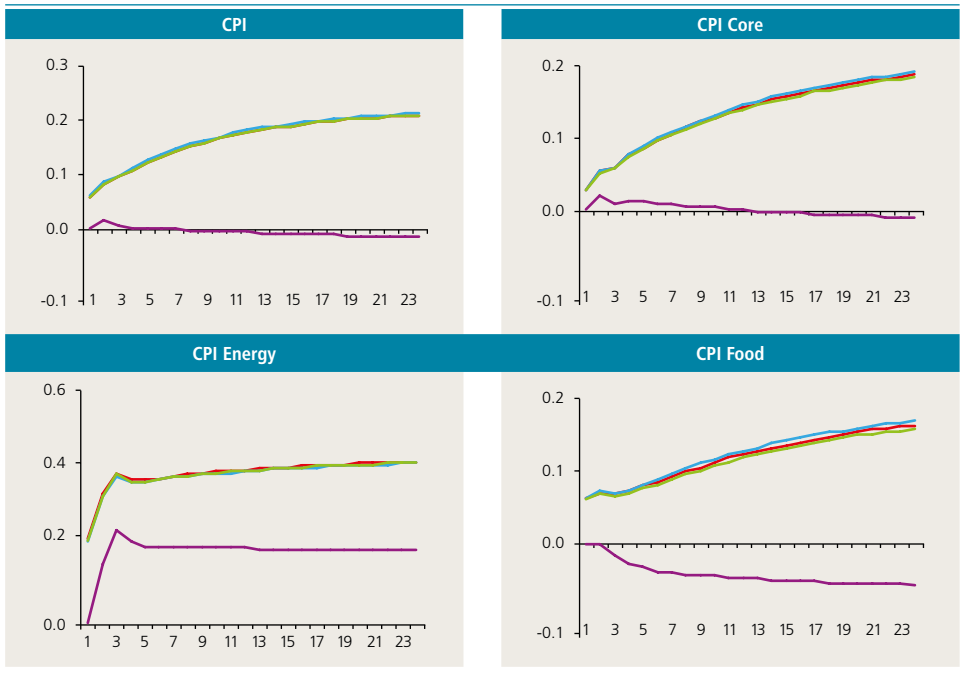
Finally, as a third alternative, we considered the following ordering:

Here, the exchange rate is placed last. According to Faruqee (2006), this ordering is motivated by the view that prices are predetermined in the very short run and, thus, cannot respond to an exchange rate shock; whereas the exchange rate can respond to various shocks. However, Faruqee (2006) warns that although this restriction may be valid for many prices, it may prove inappropriate for others.

Figure 4 provides a comparison of the IRF to the different price disagregations to exchange rate shocks across the different orderings. As can be seen, the results from the impulse responses of all price indices are virtually indistinguishable from those of the baseline model. The only exception to these results arises from ordering the exchange rate last (i.e. ordering 4). This result is probably arising from the fact that in this ordering the exchange rate shock has zero contemporaneous effect on prices by construction. As Faruqee (2006) points out, this restriction is generally not true for tradable prices and, given that in Chile the share of tradable goods in the consumption basket is high, this assumption should thus not be imposed a priori.

Figure B1

Exchange rate pass-through – Full sample



Source: Own estimations.

THE LABOR WEDGE AND BUSINESS CYCLES IN CHILE*

David Coble**
Sebastián Faúndez***

I. INTRODUCTION

Between the years of 2005 and 2014, there was a growing body of literature investigating the so-called labor wedge—the (log) difference between the marginal rate of substitution (MRS) and the marginal productivity of labor (MPL)—and how it moves through time.[1] According to the neoclassical model, this difference should be zero, or at least constant at business cycle frequencies. This conclusion follows from the equilibrium condition, in which the MRS and the MPL should be equal to the real wages. Empirically, though, this hypothesis has been largely rejected by the literature. In particular, it has been shown that the labor wedge is counter-cyclical for the United States and some European and Latin American countries (Shimer, 2009; Ohanian and Raffo, 2012; Lama, 2011).

Studying the labor wedge is important because it provides information about labor market frictions during business cycles. Consider a frictionless setting, such as the neoclassical model. In this economy, a decrease in activity should be immediately compensated by a reduction in real wages, followed by an adjustment in employment. In particular, labor hours should decrease, reflecting the unwillingness to work by households that substitute away from labor hours towards leisure. Actually, however, this reduction in hours is strikingly larger than what this model would predict, for a reasonable set of parameterizations. This labor wedge *puzzle* has still not been entirely explained by taxes, subsidies, elasticities of labor, or utility and production function misspecifications. The existing literature has only provided ways to account for the business cycle's contributions to activity, using the labor wedge as one of its main drivers. The purpose of this paper is to focus uniquely on the labor wedge and its cyclical properties for the Chilean economy.

Labor market rigidities may be driving these findings. And the Chilean labor market is not absent in these types of analyses. For example, Cowan et al.

* *The authors would like to thank Elías Albagli, Álvaro Aguirre, Fernando Álvarez, Rodrigo Caputo, and Gonzalo Castex for their insightful comments, and an anonymous referee who made relevant observations which allowed us to improve this version of this manuscript. This paper was written while David Coble was an intern at the Research Department of the Central Bank of Chile. Financial support from the Summer Grant of the Division of Social Sciences at the University of Chicago is greatly acknowledged. Any typos and errors are ours.*
** *dcoble@uchicago.edu. Department of Economics - University of Chicago.*
*** *sfaundez@cientifika.com, Cientifika SPA.*
1 See for example Chari et al. (2002), Hall (2009), Justiniano et al. (2010). For an extensive literature review, see Shimer (2009).

(2004) show evidence that the Chilean labor market is rigid. Analyzing a large increase in minimum wages, which were set *before* the Asian crisis, they show that this predetermined indexation contributed to a deceleration of employment in the years that followed. In addition, Medina and Naudon (2012) show that salaries in Chile are among the less volatile among emerging economies, while Castex and Ricaurte (2011) show that labor market rigidities may explain the difference in employment between the two episodes: the Asian crisis and the Great Recession.

In this paper, we study these issues indirectly by estimating labor wedges for Chile, placing more emphasis on its cyclical properties. This is not the first paper that calculates the labor wedge for Chile. Following closely on the work of Chari et al. (2007), Simonovska and Söderling (2015) calculate efficiency, labor, investment, and trade wedges for Chile. They find that the labor wedge has extraordinary relevance in accounting for business cycles. Also, Lama (2011), who presents an expanded version of the same paper, studies a set of Latin American countries, Chile among them, and arrives to the same conclusion. No other study addressing business cycle accounting has been done in Chile since then.

These papers focus on the relevance of the different sources of business cycle variations, showing no particular interest in any of those wedges. Although their contributions are important for the business cycle literature in Chile, a systematic study solely of the labor wedge is still missing. For example, Simonovska and Söderling (2015) document that the labor wedge is one of the most important wedges responsible for the business cycle variation in Chile. Since their study does not investigate the labor wedge in depth, they do not provide a range of plausible Frisch elasticities of labor, which is crucial in this type of analysis. In fact, their specification for the utility function, although very standard, is restrictive, which is why it does not allow them to estimate this parameter.[2] Given the relevance of the topic, we consider it relevant to study the business cycle in Chile, focusing exclusively on the labor wedge. We fill in this gap by presenting estimates of the labor wedge for Chile under a relatively flexible set of assumptions.

We make three important contributions. First, we provide a range of estimates for the Frisch elasticity of labor (ε). We find that this elasticity is relatively low by international standards.[3] This result is not only surprising for a macroeconomic study, but consistent with rigidities in the labor market. Second, we use this range of estimates to calculate labor wedges for Chile. Even though the responses

---

2 The specification they use is the following: $u(c,h) = \log c + \gamma \log(1-h)$, where c represents consumption and h stands for hours of work. Since total time is normalized to 1, a worker who works 45 hours a week has an h equal to $45/168 \approx 0.27$. The Frisch elasticity of labor for this utility specification is $1/h - 1 \approx 2.7$ which, as will be shown in section IV, is well above the plausible range we found in this study.

3 Our exercise in section IV.1 indicates that Chilean Frisch elasticity of labor is most of the time lower than 1, around 0.5. A similar exercise performed by Shimer (2009) for France and Germany found a Frisch elasticity of labor close to 4.

of this variable to business cycle shocks are affected, the qualitative cyclical pattern of the labor wedge remains unaltered. In particular, we find that using a wide range of parameterizations, labor wedges are negatively correlated with activity, and statistically significant. In fact, all estimated labor wedges increase during recessions. Third, using the methodology proposed by Karabarbounis (2014), we show that this cyclical pattern is mostly explained by the household component of the labor wedge, not so much by the firm component. This means that the discrepancy between the marginal rate of substitution and real wages better explains the labor wedge, *vis-à-vis* differences between the marginal product of labor and real wages. In other words, successful attempts to explain the cyclical fashion of the labor wedge, will focus more on frictions coming from the household side of the model.

The structure of the paper is as follows. In section II we present a standard representative-agent neoclassical model, and derive the labor wedge for a flexible specification of the utility function. In section III we show data sources and treatments applied to it. In section IV we present the estimation of Frisch elasticities of labor, calculate the labor wedge for a wide set of parameterizations, study the labor wedge cyclicality, and present a decomposition of the labor wedge into household and firm components. Finally, in section V we present conclusions drawn from this study.

II. DERIVATION OF THE LABOR WEDGE

1. The representative household

In the macroeconomics literature it is common to see utility specifications in which consumption and leisure are additively separable.[4] These specifications restrict the response of the household in the sense that for any number of hours the household decides to work, the marginal utility of consumption is constant. In this economy, however, we relax this assumption and allow for a different marginal utility of consumption for different levels of labor hours. This is relevant for our analysis, because the cyclical response of labor hours may differ greatly with respect to standard utility specifications. Following the specification shown in Shimer (2009), we postulate that the representative household has the following preferences:

$$U(c,h) = \frac{c^{1-\sigma}\left[1+(\sigma-1)\frac{\gamma\varepsilon}{1+\varepsilon}h^{\frac{1+\varepsilon}{\varepsilon}}\right]^{\sigma}-1}{1-\sigma}, \qquad (1)$$

4 *A utility function u(c,h) is additively separable if it can be written as u(c,h) = f (c)+g(h), where f(.) and g(.) are both single-variable functions. For example, the utility function u(c,h) = log c + γlog(1–h) is very common in the business cycle literature. Additively separable specifications have the advantage, in addition to simplicity, that it ensures the existence of a balance growth path, which is an important feature of most macroeconomic models.*

where γ denotes the disutility of working, $1/\sigma$ is the (constant) elasticity of substitution, c_t is consumption, h_t represents hours worked. This specification is more flexible than standard business cycle accounting models. It is particularly important for our purposes, because it allows us to estimate the Frisch elasticity of labor, ε, along with relaxing the usual additive separability between consumption and leisure. That is, it will permit us to calculate the labor wedge using different coefficients of relative risk aversion (σ). We need $\gamma > 0$ and $\sigma > 0$, in order to have both an increasing utility and a decreasing marginal utility of consumption, as well as a decreasing and concave utility of labor hours. Notice as well that when $\sigma \to 1$, this specification converges to

$$U(c,h) = \log c - \gamma\left(\frac{\varepsilon}{1+\varepsilon}\right)h^{\frac{1+\varepsilon}{\varepsilon}},$$

which is another usual additively separable utility function specification.
In addition, the household faces the following intertemporal budget constraint:

$$a_t + (1-\tau_h)w_t h_t + T_t = (1+\tau_c)c_t + (1+\tau_k)q_{t+1}a_{t+1}, \tag{2}$$

where τ_h, τ_{hc}, and τ_k are labor, consumption and capital tax rates, respectively; T_t is a lump-sum transfer; w_t is the hourly wage; a_t is bond holdings; and q_{t+1} is the before-tax price of a bond at time t+1.

The problem of the household is to maximize equation (1) subject to (2). The first-order condition of interest, the marginal rate of substitution equal to the real wage, is as follows:

$$w_t = \underbrace{\left(\frac{\gamma}{1-\tau}\right)\frac{c_t h_t^{\frac{1}{\varepsilon}}}{\left[1+(\sigma-1)\frac{\gamma\varepsilon}{1+\varepsilon}h^{\frac{1+\varepsilon}{\varepsilon}}\right]^{\sigma}}}_{MRS}, \tag{3}$$

where $\tau \equiv (\tau_c + \tau_h)/(1+\tau_c)$ is defined as the *relevant tax rate*. Notice that τ does not exclusively represent taxes, but any labor market distortion that drives this wedge to increase. Condition (3) reflects the (inverse) labor supply of the household. Notice that regardless of the other first-order conditions, the marginal rate of substitution (*MRS*) remains unchanged.

2. The representative firm

In this economy, all firms are equal and exhibit a standard Cobb-Douglas production function: $y_t = A_t k_t^{\alpha} n_t^{1-\alpha}$. This representative firm solves the following problem:

$$\max_{\{k,n\}}\left[A_t k_t^{\alpha} n_t^{1-\alpha} - (\delta + r_t)k_t - w_t n_t\right],$$

where A_t is an exogenous productivity shock, k_t represents the firm's capital stock, δ is a constant depreciation rate, and r_t is the real interest rate. The standard first-order condition for labor demand (n_t) is:

$$w_t = \underbrace{(1-\alpha)\frac{y_t}{n_t}}_{MPL}. \tag{4}$$

The right-hand side of equation (4) is the marginal product of labor (*MPL*). In order for this economy to be in equilibrium, we have that *MRS* should be equal to *MPL*. Using the labor market clearing condition: $h_t = n_t$, and equations (4) and (3), we obtain the labor wedge:

$$\tau = 1 - \frac{\left(\frac{\sigma\gamma}{1-\alpha}\right) h_t^{\frac{1+\varepsilon}{\varepsilon}} \left(\frac{c_t}{y_t}\right)}{\left[1 + (\sigma-1)\frac{\gamma\varepsilon}{1+\varepsilon} h^{\frac{1+\varepsilon}{\varepsilon}}\right]} \tag{5}$$

Equation (5) represents the relationship between the labor wedge on the left-hand side; with the consumption-to-income ratio and labor hours on the right-hand side. Its value also depends on parameters γ, α, σ, and ε. From this set of parameters, the most important ones are the last two. On the other hand, the cyclical behavior of the labor wedge will finally depend on the interaction between labor hours, the consumption-to-income ratio, and both the relative risk aversion (σ) and the Frisch elasticity of labor (ε).

III. THE DATA

In this section, we present the sources of data used in this study. This data set starts in 1986. Hours are defined as the average hours worked by employees as a share of the working-age population. *Average hours worked* were taken from Total Economy Database (*https://www.conference-board.org/data/economydatabase*), since official published series provided by the national statistics institute *Instituto Nacional de Estadísticas* (INE) are available only from 2009 onwards. Work force and unemployment data were collected from INE. Households' real consumption and output are from the National Accounts (Central Bank of Chile). Real output and consumption are 1996-chained prices. In order to have a longer series (1986 onwards), we spliced the series to the fixed base year 2008. We alternatively used nominal-price consumption and output data, in order to provide robustness to our estimates.

As for taxes, we used taxes over labor income ("*segunda categoría*" and "*global complementario*" taxes[5]) and consumption taxes (VAT, specific taxes, legal acts taxes, international trade taxes and others). All this data were collected from the internal revenue service *Servicio de Impuestos Internos* (*SII*). Even though contributions to pension funds and health insurance are not collected through the tax system, we additionally performed an alternative exercise in which these were included as taxes. Prescott (2004) includes them in his seminal paper in which he compares labor market patterns between the United States and selected European countries. Even for those countries in which these contributions were collected in individual saving accounts, he points out, they act in practice as taxes given their mandatory nature for most workers in the labor force. The appendix shows more details on how we constructed this alternative definition of taxes. For pension funds and health insurance, we collected data from the Superintendence of *AFPs* (*Administradoras de Fondos de Pensiones* - Pension Fund Administrators), the Superintendence of *Isapres* (*Instituciones de Salud Previsional* - Health Contingency Funds), and Fonasa (*Fondo Nacional de Salud* - National Health Fund). In place of some missing values for medical insurance, we compiled estimates using Health Services activity. Finally, labor share of income was obtained from the National Accounts (line (nominal) *Remuneraciones* from table 1.51, divided by (nominal) gross domestic product).

IV. THE LABOR WEDGE IN CHILE

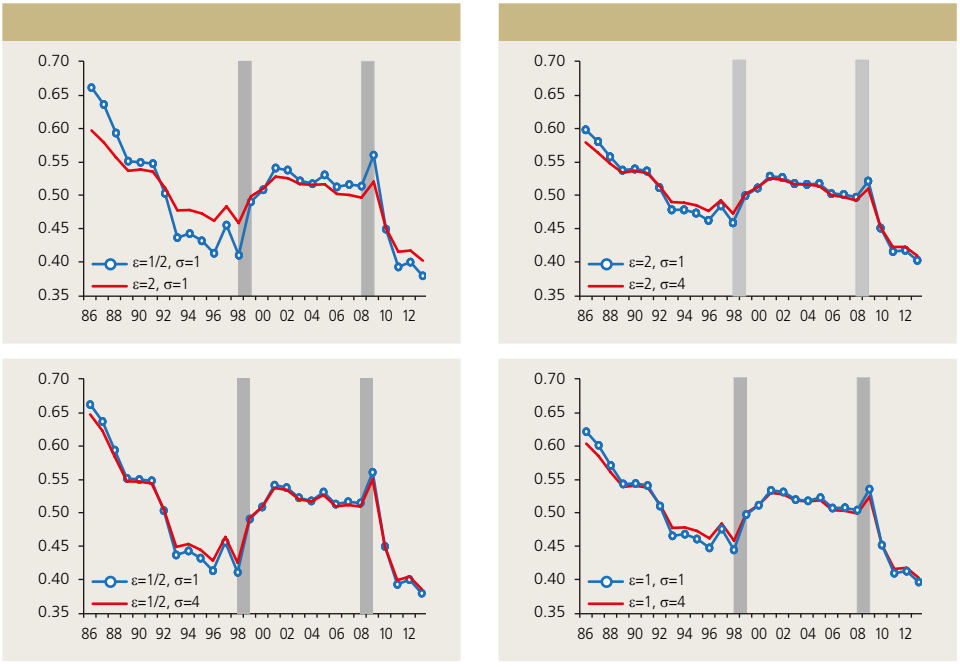
1. Estimating the Frisch-elasticity of labor

The empirical construction of the labor wedge, as shown in equation (5), relies on the calibration of parameters γ, α, σ, and ε. In this paper, we are particularly interested in the last two. We set $\alpha = 0.3$ (Bergoeing et al., 2002) and calibrate γ in order to have a labor wedge sample average of 0.5 (1986-2013). We visually inspect labor wedges for Chile, for a wide range of parameters for σ and ε. Figure 1 shows the results of this exercise.

5 The "segunda categoria" tax (monthly) applies to income from salaried work, including wages, pensions and ancillary or supplementary workers' fees. The "global complementario" tax (annual) is a progressive tax levied on natural persons residing in Chile on rents received from dividends, interests and capital gains (such as stocks and mutual funds), as well as salaries and fees over a certain amount (see www.sii.cl).

Figure 1

The labor wedge in Chile



Source: Authors' calculations.

Note: Shaded areas represent recession periods. All series are normalized to have an average of 0.5 in the whole 1986-2013 sample.

We have documented several observations. First, the general pattern of the labor wedge is relatively unchanged even if we introduce extreme values for ε and σ. Second, most of the difference between these labor wedges is not accounted for by differences in σ, but by the Frisch elasticity, ε.

The upper left graph in figure 1, in which we hold σ constant and equal to one, shows that the labor wedge movements along the cycle are greater, the lower ε is. When we hold ε constant, on the other hand, differences in labor wedges seem to be negligible. Third, the labor wedge increases during recessions. Observe both recession episodes in this sample. Each time there is a recession, the labor wedge increases for any value of ε and σ. Some authors have documented this stylized fact for the United States and Europe (Shimer, 2009; Galí and Rabanal, 2005; Hall, 2009). This finding is consistent with Lama (2011) and Simonovska and Söderling (2014), who find the same in their business accounting exercises. In particular, they show that the labor wedge is sharply decreasing after 2004, which would be coherent with structural policy improvements in the Chilean labor market.

The visual inspection of the labor wedge leaves us with a starting point to further restrict the set of parameters. In particular, we can confidently fix parameter σ to one, which leads us to a logarithmic additively separable utility function:

$$U(c,h) = log(c) - \gamma h^{\frac{1+\varepsilon}{\varepsilon}}.$$

Next, we are interested in the estimation of the Frisch elasticity of labor, ε. In order to do this exercise we go to Shimer (2009) (table 1). With a parameter σ =1, the labor wedge boils down to:

$$\tau = 1 - \left(\frac{\gamma}{1-\alpha}\right) h_t^{\frac{1+\varepsilon}{\varepsilon}} \left(\frac{c_t}{y_t}\right). \tag{6}$$

Solving the above equation for h_t, we find:

$$h_t = \left[\left(\frac{1-\tau}{c_t / y_t}\right)\left(\frac{1-\alpha}{\gamma}\right)\right]^{\frac{\varepsilon}{1+\varepsilon}}. \tag{7}$$

Equation (7) represents the theoretical labor hours worked by a representative worker whose consumption-to-income ratio is c_t/y_t, and whose relevant tax rate is τ. We reproduce h_t assuming a wide set of values for ε. As a robustness check, we include several sources and definitions for *c*/*y* and τ; we include these different versions of *c*/*y* because there is a notable difference between them, especially between the constant- and current-price series. Chile is a particular case in which consumption-to-income ratios have to be observed with caution. Chile is the world's biggest producer of copper along with related mining resources. Taking current-price series at face value may mislead economists to think that this ratio has remained relatively unchanged between 1996 and 2013. In fact, the GDP deflator in Chile is strongly driven by international copper prices, and therefore it does not represent actual domestic representative bundle prices. A more insightful exercise should consider the real GDP variations of these series. In order to show a complete exercise, we include it in our estimates (version 2).

We construct the previously defined relevant tax rate, τ, as:[6]

$$\tau = \frac{\tau_c + \tau_h}{1 + \tau_c}.$$

Two different versions for labor taxes (τ) are presented. In Chile, the social security system is fully funded. This means that each working individual contributes to their own pension savings account, which is mandatory for contractual workers (who represent about 70% of total employment). This is different from the social security system in the United States and most European countries, in which working individuals are taxed to fund current pensioned

6 *For a detailed description of the construction of taxes* τ*, please see the appendix.*

individuals. Even though contributions to the Chilean pension system are not a tax per-se, the mandatory fashion of the system makes it functionally tantamount to a tax.[7] We opted to show both cases. The results of this exercise are shown in table 1.

Table 1

Implicit estimation of the Frisch elasticity of labor

Including contributions to pension and medical insurance systems								
				Theoretical *h*				
	1−τ	*c*/y (Versión 1)	*h*	ε=0	ε=1/2	ε=1	ε=2	ε=4
1996-2000	0.736	0.55	1,146					
2009-2013	0.785	0.65	1,112					
log change	0.06	0.16	-0.03	0	-0.03	-0.05	-0.06	-0.07
	1−τ	*c*/y (Versión 2)	*h*	ε=0	ε=1/2	ε=1	ε=2	ε=4
1996-2000	0.736	0.64	1,146					
2009-2013	0.785	0.61	1,112					
log change	0.06	-0.04	-0.03	0	0.04	0.05	0.07	0.09
	1−τ	*c*/y (Versión 3)	*h*	ε=0	ε=1/2	ε=1	ε=2	ε=4
1996-2000	0.736	0.68	1,146					
2009-2013	0.785	0.77	1,112					
log change	0.06	0.13	-0.03	0	-0.02	-0.03	-0.04	-0.05
	1−τ	*c*/y (Versión 4)	*h*	ε=0	ε=1/2	ε=1	ε=2	ε=4
1996-2000	0.736	0.57	1,146					
2009-2013	0.785	0.65	1,112					
log change	0.06	0.12	-0.03	0	-0.02	-0.03	-0.04	-0.04
Without Including contributions to pension and medical insurance systems								
				Theoretical *h*				
	1−τ	*c*/y (Versión 1)	*h*	ε=0	ε=1/2	ε=1	ε=2	ε=4
1996-2000	0.802	0.55	1,146					
2009-2013	0.828	0.65	1,112					
log change	0.03	0.16	-0.03	0	-0.04	-0.06	-0.08	-0.10
	1−τ	*c*/y (Versión 2)	*h*	ε=0	ε=1/2	ε=1	ε=2	ε=4
1996-2000	0.802	0.64	1,146					
2009-2013	0.828	0.61	1,112					
log change	0.03	-0.04	-0.03	0	0.03	0.04	0.05	0.06
	1−τ	*c*/y (Versión 3)	*h*	ε=0	ε=1/2	ε=1	ε=2	ε=4
1996-2000	0.802	0.68	1,146					
2009-2013	0.828	0.77	1,112					
log change	0.03	0.13	-0.03	0	-0.03	-0.05	-0.06	-0.08
	1−τ	*c*/y (Versión 4)	*h*	ε=0	ε=1/2	ε=1	ε=2	ε=4
1996-2000	0.802	0.57	1,146					
2009-2013	0.828	0.65	1,112					
log change	0.03	0.12	-0.03	0	-0.03	-0.04	-0.06	-0.07

Source: Authors calculations. Data for τ were obtained from *Servicios de Impuestos Internos, Superintendencia de Pensiones, Superintendencia de Isapres, and Fondo Nacional de Salud.* The upper panel assumes contributions to social security and medical insurance is not a tax. The lower panel assumes these contributions are part of τ . Data for c/y was obtained from National Accounts using several versions. Version 1 denotes the private consumption to GDP ratio using real variables, chained, reference year 2008. Version 2 uses nominal series. Version 3 defines consumption includes government consumption, household consumption and inventories, fixed base 2008. Version 4 uses private consumption using fixed base 2008. Variable h represents the number of working hours per active worker per year in the working-age population.

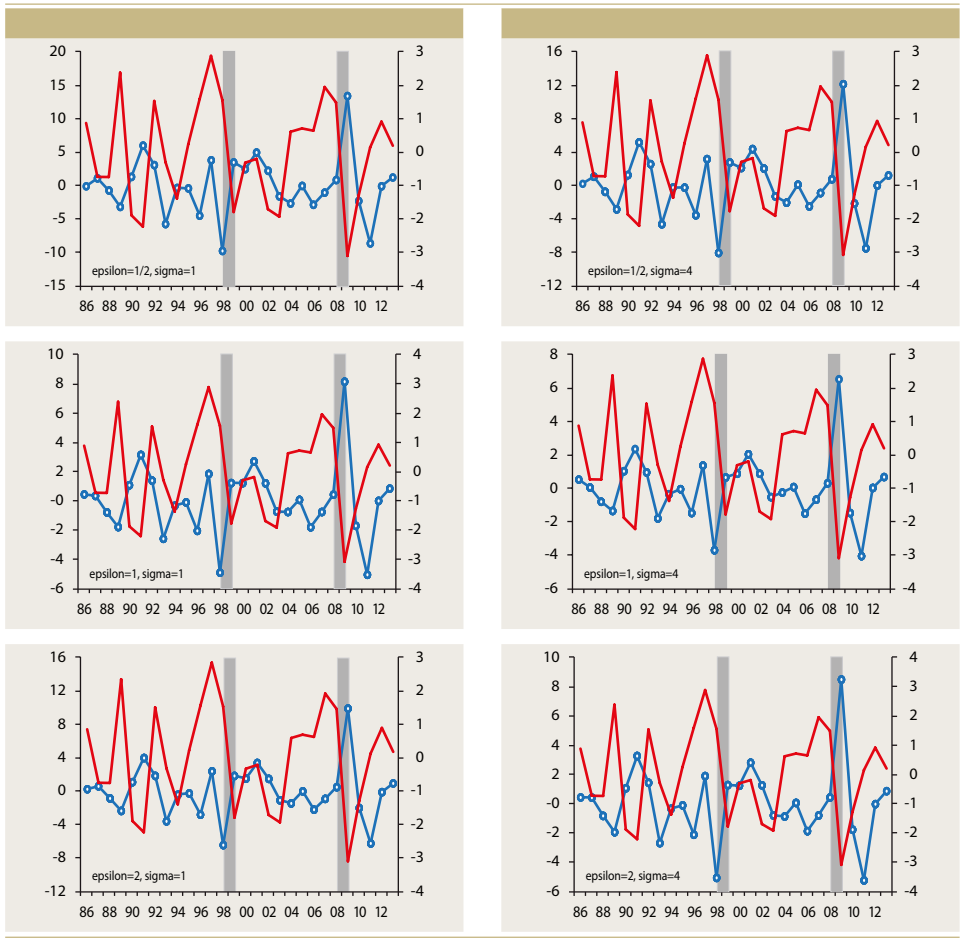
7 In fact, Prescott (2004) considers these savings as taxes for the European countries with similar systems as the Chilean one.

2. Cyclical pattern of the labor wedge

We have mentioned earlier that previous research papers have found the labor wedge in the Chilean economy to be a relevant part of the story accounting for business cycle contributions. We add to this literature by taking a closer look at the cyclical pattern of the labor wedge, not only its level. Using the flexible specification in equation (5), we present the cyclical pattern of the labor wedge in comparison to the GDP. The objective of this exercise is to check whether activity and the labor wedge are negatively correlated. Figure 2 shows the results.

Figure 2

Negative correlation between the labor wedge and gross domestic product



Note: Annual data from 1986 to 2013. Blue and dotted line represents Labor Wedge (left axis). Red and solid line represents the GDP (right axis). Shaded areas represent recession periods. Both GDP and labor wedge are measured in deviations from trend, using Hodrick-Prescott filter with parameter 6.25. The results are visually clear that the cyclical component of the labor wedge negatively comoves with the cyclical component of the GDP, for $\varepsilon = \{1/2, 1, 2\}$ and $\sigma = \{1, 4\}$. This is confirmed by the correlations shown in table 1, using additionally a different filtering method. The correlation is approximately between -0.39 and -0.45, all statistically significant at usual confidence levels.

Table 2

Correlations between the labor wedge and gross domestic product
(for different specifications and filtering methods)

Hodrick-Prescott Filter					
σ=1			σ=4		
ε=1/2	ε=1	ε=2	ε=1/2	ε=1	ε=2
-0.43446	-0.43311	-0.43671	-0.43821	-0.42499	-0.43518
[-2.46**]	[-2.45**]	[-2.475**]	[-2.486**]	[-2.394**]	[-2.465**]
Christiano-Fitzgerald Band Pass Filter					
σ=1			σ=4		
ε=1/2	ε=1	ε=2	ε=1/2	ε=1	ε=2
-0.39182	-0.40424	-0.40425	-0.4029	-0.3997	-0.40857
[-2.172**]	[-2.254**]	[-2.254**]	[-2.245**]	[-2.223**]	[-2.282**]

Source: Authors calculations. Annual data from 1986 to 2013. *, **, and ***, denote statistical significance at 10%, 5% and 1% confidence level, respectively. Standard errors in brackets. Both GDP and labor wedge are measured in deviations from trend. For the Hodrick-Prescott filter, we used parameter 6.25.

We also performed the following regression, which we call Specification (1):

$$\hat{\tau}_t = \beta_0 + \beta_1 \hat{y}_t, \tag{8}$$

where the sign "ˆ" reflects deviations from trends. Results are shown in the left panel of table 2. Unsurprisingly, we find that all estimated parameters β_1 are negative and significant at the usual confidence levels. The elasticity lies between -0.54 and -1.28, depending on the values of ε and σ. We complement this set of regressions by presenting results for the following regression (Specification (2)):

$$\hat{\tau}_t = \pi_0 + \pi_1 d, \tag{9}$$

where d=1 if $\hat{y}_t > 0$. In this case, parameter π_1 represents the average response of the labor wedge when the GDP is above its tendency. As before, we find that the labor wedge and labor activity negatively comove, and their estimated impacts are large, negative and statistically significant. With this analysis we confirm what other authors have observed for other countries. Labor wedges and GDP move in opposite directions. The lingering question in all this literature is why.

The first intuitive and obvious hypothesis to test empirically is that taxes increase during recessions. For example, McGrattan and Prescott (2010) show that when variation in taxes is included in the labor wedge dynamics, the model fits better to the data. However, the improvement is marginal: Romer and Romer (2007) show that the variation explains at most 18% of the U.S. business cycle variance). Still, most economists do not share the belief that this explanation is the main driver of the labor wedge pattern. The present work supports this finding by isolating the effect of taxes. The tax-adjusted labor wedge is still observed to increase during recessions, and basically follows the same pattern as the rest of the labor wedges.

Table 3

Regression analysis

(dependent variable: labor wedge derived for different parameters for ε and σ)

		Specification (1)			Specification (2)		
		GDP	*R-squared*	*Adj. R-squared*	dummy	*R-squared*	*Adj. R-squared*
ε=1/2	σ=1	-1.28**	18.90	15.78	-3.47**	15.33	12.08
	σ=4	-1.12**	19.24	16.13	-2.99**	15.08	11.82
ε=1	σ=1	-0.71**	18.76	15.64	-1.81**	13.52	10.19
	σ=4	-0.54**	18.10	14.95	-1.34**	12.22	8.84
ε=2	σ=1	-0.90**	19.11	16.00	-2.36**	14.45	11.16
	σ=4	-0.74**	19.00	15.86	-1.89**	13.69	10.38

Source: Authors calculations. Annual data from 1986 to 2013. Regression estimates of equations (8) and (9). *, **, and ***, denote statistical significance at 10%, 5% and 1% confidence level, respectively. All regressions are done with 28 observations (annual data from 1986 to 2013). Both GDP and labor wedge are measured in deviations from trend, using the Hodrick-Prescott filter with parameter 6.25.

Other authors claim that this pattern may be explained because utility functions are misspecified. In order to test this hypothesis, we intentionally use a flexible specification for the utility function, as in Shimer (2009). As shown in figures 1 and 2, and tables 1 and 2, many different and flexible specifications lead to labor wedges with essentially the same cyclical behavior as an additively separable CRRA specification. In all specifications, which combine different parameters for σ and ε, the labor wedge and the GDP gap are negatively correlated. There are two other observations we can make. First, the higher the risk aversion parameter (σ) the lower is the impact of GDP fluctuations on the labor wedge. Second, the lower the Frisch elasticity of substitution (ε) the higher the impact of GDP fluctuations on the labor wedge. This is intuitive, as labor supply that is relatively insensitive to changes in wages would exacerbate labor market frictions, leading rigidities to adjust to new equilibria.

A third wave of papers suggest that disutility of working is counter-cyclical. In other words, either there is some kind of chronic laziness in recessions or workers acquire monopoly power during recessions, which makes them work less in order to drive up wages (for example, Galí and Rabanal, 2005; Smets and Wouters, 2007). Even though these papers show that their models fit the data better, the explanation is still not convincing. What these models really do is force tastes of leisure relative to consumption to increase in recessions and decrease during booms. This exogenously imposed cyclical pattern explains most of the movement of the labor wedge along the business cycle, which makes the results of these studies fairly uninteresting.

3. CONTRIBUTIONS OF THE MRS AND MPL TO THE CYCLICAL PATTERN OF THE LABOR WEDGE

The counter-cyclical fashion of the labor wedge still puzzles the academic world. In this paper, rather than trying to explain this fact for the Chilean economy, we contribute with a small step towards the answer. Karabarbounis

(2014) develops an interesting and simple way to disentangle the labor wedge into two components: the household component and the firm component. In the theoretical section above we showed that the labor wedge is the difference between the *MRS* and the *MPL*. The former is derived from the first-order conditions of the household, while the latter corresponds to the firms' optimal condition. In this section, we will briefly present the proposed methodology, and calculate the contributions of each of these elements to the variation of the labor wedge in Chile, exploiting business cycle frequencies.

Assume that the contribution of each component enters exponentially in the optimality conditions of the agents:

$$MRS_t \times exp(\tau_t^h) = w_t \tag{10}$$

$$MPL_t \times exp(-\tau_t^f) = w_t. \tag{11}$$

Using equations (3) and (4), assuming ε=1 and σ=1, and solving for τ_h^t and τ_t^f, we obtain the following expressions:

$$\tau_t^h = log(s_t) + log(y_t / c_t) + log(1-T) - log(\gamma)$$

$$\tau_t^f = -log(s_t) + log(1-\alpha),$$

where s_t is the labor share of income: $s_t \equiv w_t h_t / y_t$.[8] Also, $T \equiv (\tau_c+\tau_h)/(1+\tau_c)$, we changed notation for the relevant tax rate, to avoid confusion. Notice that by construction, the labor wedge satisfies:

$$\tau_t = \tau_t^h + \tau_t^f \equiv log(MRS_t) - log(MPL_t).$$

This simple exercise allows us to measure the relevance of each component in the variation of the labor wedge in Chile. Intuitively, it is easy to see that the labor share, s_t, is relevant in the distinction of both components.[9] For instance, if we want to say that the firm component mostly explains the labor wedge variation, then we should expect a strongly procyclical s_t. In reality, this is hardly the case. As shown in figure 3, the labor share of income is heavily counter-cyclical. Each time there is a recession, the labor share is increasing. This behavior is consistent with the model of Gomme and Greenwood (1995), who explain that the observed counter-cyclical behavior of the labor share of income may be part of an optimal risk-sharing arrangement between firms and workers. This observation should make us suspect a priori that the household component plays a more important role in the determination of the labor wedge.

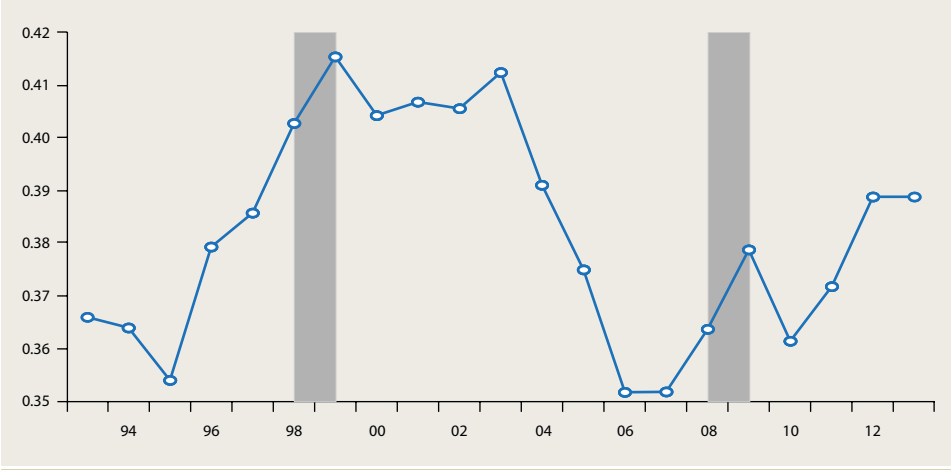
---

8 Strictly speaking, this corresponds to the ratio of employee compensation to gross domestic product, which does not include self-employment, in nominal terms. This may be problematic, as it misses the variation of the informal sector. Unfortunately, we are unable to include this missing part of the labor share due to lack of reliable data. Nonetheless, since the formal sector accounts for most of the wage mass variation (between 75% and 80% on average), this issue would be somewhat modest.

9 It is important to notice, though, that this measure for s_t does not control for labor efficiency.

Figure 3

Labor share of income (s_t) and recession periods in Chile



Source: Central Bank of Chile.
Note: Shaded areas represent recession periods.

Since we are interested in the cyclical movements of the labor wedge, we use the Hodrick-Prescott filter to de-trend household and firms components: $\hat{\tau}_t^h$, and $\hat{\tau}_t^f$. Again, by construction, we verify that $\hat{\tau}_t = \hat{\tau}_t^h + \hat{\tau}_t^f$.

We take st from the National Accounts. Taxes are taken from *Servicio de Impuestos Internos* (*SII*). As mentioned before, although social security and medical insurance in Chile are not collected by *SII*, we alternatively use two definitions for taxes: one including the contributions to social security and medical insurance (which are taken from *Superintendencia de AFP*, *Fonasa*, and *Superintendencia de Isapres*[10]), and the other not including them. For the consumption-to-output ratio, we use private consumption and real GDP from the fixed base series, base year 2008.

In order to determine the variation of each component of the total labor wedge, we run the following set of regressions:

$$\hat{\tau}_t = \delta_0 + \delta_1 \hat{\tau}_t^h + \upsilon_h \tag{12}$$

$$\hat{\tau}_t = \delta_0 + \delta_1 \hat{\tau}_t^f + \upsilon_f \tag{13}$$

We are not interested in the value of the estimated parameters, because they are by construction equal to one. This is not the same as saying that both are

10 See the appendix for more details.

equally important in the determination of the labor wedge. For example, the variation of the firm component ($\hat{\tau}_t^f$) may be very different from the variation of the labor wedge as a whole. Statistically speaking, this would mean that the firm component does not explain much of the variation of the labor wedge. Similarly, if the variation of the household component ($\hat{\tau}_t^h$) resembles the variation of the labor wedge as a whole, we can see that the household side of the model better explains the variation in the labor wedge. Consequently, we would like to find a measure of the fit that each component exerts on the labor wedge. To do this, we follow the same thought experiment performed by Karabarbounis (2014), and calculate the R-squared for the regressions shown above. Notice, though, that this measure is by no means perfect, since for example, the R-squared of both components need not sum up to 100. However, it is still a useful and simple statistical tool, which allows us to obtain the relative importance of each component in the labor wedge. Unfortunately, since we can only observe annual tax data from 1993-2013, we can only calculate with 21 observations. Despite this shortcoming, the lessons learned from this exercise are useful, especially for future research projects. The results are shown in table 3.

As we suspected from the visual inspection of figure 3, table 3 shows us that the household component is the main driver of the variation in the labor wedge in Chile. In other words, the wedge between the *MRS* and the real wedge w_t is better explained by the cyclical variation of the household component. On average, we find that roughly 40% of the variation in the labor wedge for Chile is explained by differences in the households' optimal conditions with respect to what we actually observe in the data. On the other hand, variation in the firms' component of the labor wedge (the difference between *MPL* and w_t) does not contribute more than 17% of the variance of the total labor wedge. While 40% does not seem to be a big contribution, it is still true that the household component is the main driver of the labor wedge in Chile.[11]

Table 4

The labor wedge explained by the firm and household components

Household component	*R-squared*	*Adjusted R-squared*
Including contributions to pension and medical insurance systems	40.75	37.63
Without contributions to pension and medical insurance systems	38.99	35.78
Firm component		
Including contributions to pension and medical insurance systems	17.41	13.06
Without contributions to pension and medical insurance systems	15.50	11.05

Note: This table shows *R*-squared and Adjusted *R*-squared from regressions (12) and (13).

11 Forty percent is relatively low by international standards. For example, Karabarbounis (2014) shows that for the United States the household component contributes about 80% of the labor wedge variation, while for a set of industrial countries this number was about 70%.

The conclusion of this section is as follows. In order to better understand the Chilean labor market fluctuations, we need to focus more on the household side of the model. In other words, models that generate endogenous and cyclical differences between marginal rates of substitution and real wages will be most likely supported by the data.

V. CONCLUDING REMARKS

This paper takes a closer look at the labor wedge for the Chilean economy. Unlike other studies, we have focused more on the cyclical fashion on the labor wedge. Using a flexible specification, which has allowed us to use a wide range of assumptions on the parameters, we have derived and estimated a set of labor wedges for Chile. Our findings indicate that the Frisch elasticity of labor is relatively low in Chile compared to international standards (between 1/2 and 1), which is robust to different definitions and data sources. Our findings also corroborate what has been found in other countries: the labor wedge is counter-cyclical. Using a flexible set of parameterizations we find that the correlation between the labor wedge and GDP is between -0.39 and -0.43, and statistically significant. In particular, we find that for all specifications the labor wedge increases during recessions. Finally, we have decomposed the labor wedge into two elements: the household component and the firm component. The results indicate that the bulk of the variation in the labor wedge can be explained by the household component. This finding is useful for future research, as it helps to understand where we should focus to better analyze the Chilean labor market fluctuations.

REFERENCES

Bergoeing, R., P. Kehoe, T. Kehoe and R. Soto (2002). A Decade Lost and Found: Mexico and Chile in the 1980s. *Review of Economic Dynamics* 5(1): pp.166-205.

Castex, G. and M. Ricaurte (2011). "Self-Employment, Labor Market Rigidities and Unemployment over the Business Cycle." Working Paper No. 650, Central Bank of Chile.

Chari, V.V., P.J. Kehoe and E.R. McGrattan (2002). "Accounting for the Great Depression." *American Economic Review* 92(2): 22–7.

Chari, V.V., P.J. Kehoe and E.R. McGrattan (2007). "Business Cycle Accounting." *Econometrica* 75(3): 781–836.

Cowan, K., A. Micco, C. Pagés, M. Urquiola and J. Saavedra (2004). "Labor Market Adjustment in Chile [with Comments]." *Economía* 5, no. 1: 183-218.

Galí, J. and P. Rabanal (2005). Technology Shocks and Aggregate Fluctuations: How Well Does the Real Business Cycle Model Fit Postwar US Data? In *NBER Macroeconomics Annual 2004*, vol. 19. Cambridge, MA: MIT Press.

Gomme, P. and J. Greenwood (1995). On the cyclical allocation of risk. *Journal of Economic Dynamics and Control* 19(1-2): 91-124.

Hall, R.E. (2009). "Reconciling Cyclical Movements in the Marginal Value of Time and the Marginal Product of Labor." *Journal of Political Economy* 117(2): 281–323.

Justiniano, A., G.E. Primiceri and A. Tambalotti (2010). "Investment Shocks and Business Cycles." *Journal of Monetary Economics* 57(2): 132–45.

Karabarbounis, L. (2014). "The Labor Wedge: MRS vs. MPN." *Review of Economic Dynamics* 17(2): 206-223.

Lama, R. (2011). "Accounting for Output Drops in Latin America." *Review of Economic Dynamics* 14(2): 295–316.

Medina, J.P. and A. Naudon (2012). "Labor Market Dynamic in Chile: The Role of the Terms of Trade." *Journal Economía Chilena* (The Chilean Economy) 15, no. 1: 32-75.

McGrattan, E.R. and E.C. Prescott (2010). Unmeasured Investment and the Puzzling US Boom in the 1990s. *American Economic Journal: Macroeconomics* 2(4): 88-123.

Ohanian, L.E. and A. Raffo (2012). "Aggregate Hours Worked in OECD Countries: New Measurement and Implications for Business Cycles." *Journal of Monetary Economics* 59(1): 40–56.

Prescott, E.C. (2004). "Why Do Americans Work So Much More Than Europeans?" *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* 28(1): 2–13.

Romer, C.D. and D.H. Romer (2009). "A Narrative Analysis of Postwar Tax Changes." Unpublished paper, University of California, Berkeley.

Shimer, R. (2009). "Convergence in Macroeconomics: The Labor Wedge." *American Economic Journal: Macroeconomics* 1(1): 280–97.

Simonovska, I. and L. Söderling (2015). "Business Cycle Accounting For Chile." *Macroeconomic Dynamics*, 19(05): 990-1022.

Smets, F. and R. Wouters (2007). "Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach." *American Economic Review* 97(3): 586–606.

APPENDIX

DEFINITION OF TAXES

In this appendix, we explain in detail the definitions for the tax rates τ_c, and τ_h used in this study. Following Prescott (2004), we define τ_c , and τ_h as follows:

$$\tau_c = \frac{VAT + T_{spec} + T_{acts} + T_{comex} + T_{others}}{Private\ Consumption - (VAT + T_{spec} + T_{acts} + T_{comex} + T_{others})}$$

$$\tau_h^{(1)} = \frac{T_{sc} + T_{gc}}{GDP - (T_{sc} + T_{gc})}$$

The definitions of these taxes are as follows (from *www.sii.cl*):

- *VAT*: Value Added Tax
- T_{spec}: Specific Products Taxes
- T_{acts}: Juridical Taxes
- T_{comex}: International Trade Taxes
- T_{others}: Other Consumption Taxes
- T_{sc}: *Segunda Categoría* Tax
- T_{gc}: *Global Complementario* Tax

In addition, we present an alternative labor tax definition, where we include social security and medical insurance contributions ($\tau_h^{(2)}$).

$$\tau_h^{(2)} = \frac{T_{sc} + T_{gc} + AFP + FONASA + ISAPRES}{GDP - (T_{sc} + T_{gc} + AFP + FONASA + ISAPRES)},$$

where

- *AFP*: Mandatory contributions to Pension Funds (Superintendence of AFPs, *www.safp.cl*)
- *Fonasa*: Mandatory contributions to National Health Fund (*Fondo Nacional de Salud*, *www.fonasa.cl*)
- *Isapres*: Mandatory contributions to Private Medical Insurance (Superintendence of Isapres, *www.supersalud.gob.cl*)

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.

ESTIMACIÓN DE LA ESTRUCTURA DE TASAS DE INTERÉS EN CHILE*

Samuel Carrasco**
Luis Ceballos**
Jessica Mena**

I. INTRODUCCIÓN

La estructura de tasas de interés permite recoger en tiempo real expectativas de agentes del mercado respecto de variables claves para la economía: movimientos futuros de la tasa de política monetaria y expectativas de inflación al horizonte de política monetaria, entre otras. El objetivo de este trabajo es evaluar la información proveniente de la estructura de tasas enfocándonos en la capacidad de predicción de la tasa de política monetaria (TPM) y de actividad a un horizonte de hasta dos años, así como evaluar la estabilidad de los parámetros del modelo sobre la base de diferentes especificaciones utilizando información de tasas de interés del mercado de bonos y de instrumentos derivados *swap* promedio cámara (SPC).

En esta nota se evalúa el modelo de Nelson y Siegel (1987) (en adelante, NS) en términos de la capacidad predictiva de la TPM y actividad sobre la base de datos del mercado de SPC y de bonos de gobierno. En particular, se ensayan especificaciones alternativas del modelo de NS estimado no lineal, así como una versión lineal del modelo. Con esto, se intenta evaluar la especificación del modelo que tenga mayor estabilidad en los parámetros estimados, los cuales tienen una interpretación económica importante asociada a la tasa corta, larga y pendiente de la estructura de tasas de interés.

* *Se agradece los comentarios y sugerencias de Miguel Fuentes, Wildo González y Sergio D'Acuña. Asimismo, se agradece a Sebastián Ide Astorga por otorgar acceso a datos de mercado.*
** *Gerencia de Análisis Macroeconómico, Banco Central de Chile. E-mail: scarrasco@bcentral.cl, lceballos@bcentral.cl, jmena@bcentral.cl*

Los resultados sugieren que, de los diferentes modelos evaluados, la especificación lineal del modelo de NS contiene un menor error de ajuste a los datos observados respecto de especificaciones que se estiman en forma no lineal. Más aun, el enfoque lineal permite estimar los parámetros en forma parsimoniosa y de acuerdo con las restricciones sobre los niveles de tasa instantánea y larga a los cuales converge el modelo. Por otro lado, nuestros resultados sugieren que la información de instrumentos SPC tiene mejor capacidad predictiva tanto de movimientos futuros de la TPM como de la actividad respecto de la información a base de tasas de interés de bonos de gobierno.

El trabajo está estructurado en seis secciones. La sección II reporta la literatura internacional y local, así como el uso de otros bancos centrales referente a la metodología y activos financieros utilizados para la estimación de la estructura de tasas de interés. La sección III analiza hechos estilizados del mercado local de bonos y *swaps*. En la sección IV se describe el modelo de NS y las diferentes especificaciones a evaluar. La sección V reporta los resultados de ajuste de los modelos, así como los ejercicios de proyección de TPM y de actividad. La sección VI presenta las conclusiones.

II. REVISIÓN DE LITERATURA Y USOS DE OTROS BANCOS CENTRALES

1. Revisión de literatura internacional y local

Respecto del modelamiento de la estructura de tasas de interés, destacan los modelos bajo la premisa de no arbitraje como, por ejemplo, Dai y Singleton (2000), quienes reportan los factores no observados que explican la estructura de tasas. En tanto, la relación entre la estructura de tasas y variables macroeconómicas ha generado diversas líneas de estudio. Entre las principales cabe mencionar, a nivel internacional, Ang y Piazzesi (2003), Wu (2002) y Hördahl et al. (2006), quienes incorporan determinantes macroeconómicos en modelos de estructura de tasas de interés, que intentan estudiar la dinámica de dichos factores y variables macroeconómicas. Diebold y Li (2006) presentan una variante del modelo de NS que es capaz de capturar la dinámica conjunta de los factores de la estructura de tasas con algunas variables macroeconómicas. Otra línea de investigación es la referente a cómo se ven afectadas las tasas de interés ante ciertos anuncios o difusión de datos macroeconómicos. Esto último es reportado por Gürkaynak et al. (2005), quienes reportan los efectos en las tasas *forward* a largo plazo ante sorpresas de variables macroeconómicas como de política monetaria.

La evidencia empírica para Chile sobre los efectos de sorpresas macroeconómicas y de política monetaria en la estructura de tasas ha sido examinada por Meyer (2006), quien reporta la respuesta de tasas de bonos a la publicación de datos económicos, y Larraín (2007), quien reporta los efectos de sorpresas de tasa de política en tasas de bonos a diferentes plazos. Más reciente es lo reportado por Morales (2010), quien estima el modelo dinámico propuesto por Diebold y Li (2006) para tasas reales en Chile y estudian la dinámica de los factores y algunas variables macroeconómicas. Asimismo, Alfaro et al. (2011) estiman una versión discreta del modelo dinámico de NS, reportando la relación de

los factores de la curva y algunas variables macroeconómicas. Finalmente, Ceballos (2014) computa los factores de la estructura de tasas para Chile a base de componentes principales y modelo de NS concluyendo que el efecto de sorpresas en los factores de la estructura de tasas es similar. En tanto, De Pooter et al. (2014) estudian el impacto de sorpresas de datos económicos en algunas economías latinoamericanas (incluyendo Chile), tanto en tasas nominales como en compensación inflacionaria a un año y a plazos más largos.

Así, la revisión de literatura internacional y local da cuenta de un uso primordialmente de tasas de interés a base de bonos de gobierno. No obstante, sobre la base de información parcial[1] de las principales mesas de dinero a nivel local, se reporta que las tasas de SPC son las más utilizadas para estimar movimientos futuros de la tasa de política monetaria (curva *forward*).

2. Experiencia de otros bancos centrales

A nivel internacional, diversos bancos centrales reportan con frecuencia al BIS tasas *spot* con distintos vencimientos, o bien parámetros estimados de los cuales es posible determinar tasas *spot* y *forward*. Junto con esto, las entidades reportan sus distintos modelos de estimación de la curva cero cupón, como lo informado en BIS (2005). En términos generales, la evidencia internacional sobre la estimación de la estructura de tasas indica que los modelos paramétricos son los más utilizados (cuadro1).

La base de estos modelos paramétricos está dada por la especificación de una misma función que está definida para todos los plazos o períodos de madurez. Si bien cada modelo utiliza diferentes formas de esta función, todos ellos comparten una aproximación general fundada en la minimización de las desviaciones al cuadrado de precios teóricos con respecto a precios observados de bonos transados en los mercados locales. Los modelos más utilizados corresponden al de Nelson y Siegel (1987), a la extensión propuesta por Svensson (1994) y a métodos no paramétricos del tipo *splines*.

Cuadro 1

Revisión de modelos utilizados por bancos centrales

Modelo	País
Nelson Siegel	Bélgica, Finlandia, Francia, Italia, España
Svensson	Bélgica, Francia, Alemania, Noruega, España, Suecia, Suiza
Cubic Spline	Inglaterra
Exponential Spline	Canadá
Somoothing Splines	Japón, Suecia, Estados Unidos

Fuente: BIS (2005).

1 *Dicha información se recopiló a través de consultas a principales mesas de dinero de bancos de la plaza.*

Por otro lado, los activos financieros utilizados para la estimación de la estructura de tasas dependen del plazo. Así por ejemplo, para vencimientos menores a un año, los instrumentos financieros utilizados corresponden principalmente a tasas del mercado monetario (*Treasury bills*), mientras que para vencimientos superiores a un año, los instrumentos más utilizados corresponden a tasas de bonos de gobierno en moneda local (cuadro 2). Dada la relevancia en la oportunidad de la información referente a la estructura de tasas, se observa que gran parte de los bancos centrales de países desarrollados publican diariamente su estimación de la estructura de tasas (cuadro 3). Las metodologías aplicadas con mayor frecuencia corresponden a la de Svensson y *splines* (en sus distintas versiones). A la vez, se evidencia que la práctica más común utilizada por los bancos centrales es publicar diariamente una tasa de composición continua[2], siendo la estimación de la estructura de tasas *spot* y *forward* las más comunes.

A nivel local no existe una estimación pública de la estructura de tasas de interés. No obstante, en publicaciones oficiales del Banco Central de Chile como la minuta y la presentación de antecedentes de la Reunión de Política Monetaria (RPM) y el *Informe de Política Monetaria* se reporta la curva *forward*, la cual se basa en una estimación de la estructura de tasas de interés, en conjunto con otras fuentes que reportan expectativas de TPM a diferentes plazos, como la Encuesta de Expectativas Económicas y la Encuesta de Operadores Financieros. En términos de los activos financieros utilizados para estimar la curva *forward* se evidencia el uso de bonos y alternativamente de instrumentos *swap* promedio cámara (SPC).

Cuadro 2

Activos financieros utilizados

	Instrumentos		
Países	<1 año	>1 año	Horizonte
Bélgica	Treasury certificates	Bonos	hasta 16 años
Canadá	Bills	Bonos	3 meses a 30 años
Finlandia			1 a 12 años
Francia	Notes	Bonos	hasta 10 años
Alemania			hasta 10 años
Italia	Money market rates	Bonos	hasta 30 años
Japón			1 a 10 años
Noruega	Money market rates	Bonos	hasta 10 años
España			hasta 10 años
Suecia			hasta 10 años
Suiza	Money market rates	Bonos	1 a 30 años
Inglaterra	Repo yield	Bonos	hasta 30 años
Estados Unidos	Treasury bills	Bonos	1 a 10 años

Fuente: BIS (2005).

2 Los bancos centrales que utilizan modelos en tiempo continuo transforman las tasas de mercado a dicha frecuencia, y reportan la estimación de la estructura de tasas de interés de la misma forma. Transformaciones adicionales a dichas tasas acordes con la convención y composición de los diferentes instrumentos de cada mercado no son publicadas por los bancos centrales.

Cuadro 3

Estimación de estructura de tasas publicada por bancos centrales

Banco Central	Metodología	Tipo	Composición
Federal Reserve	*Svensson*	Curva cero cupón	continua
		Curva *forward*	continua
U.S. Treasury	*Quasi-cubic spline*	Curva cero nominal y real	simple
		Bonos de gobierno	continua
Reino Unido	*Splines*	*Libor*	continua
		Swaps	continua
Europeo	*Svensson*	AAA-*government bonds*	continua
Canadá	*Splines*	Bonos cero cupón	continua

Fuente: Sitio web de cada banco central.

III. ANÁLISIS DEL MERCADO LOCAL

Los mercados de renta fija presentan particularidades propias de cada país, asociadas a liquidez, volatilidad y agentes participantes, entre otras. Para estimar de manera óptima la estructura de tasas de interés, es necesario caracterizar el mercado local y sus determinantes.

Dado lo anterior, en esta sección se presentan hechos estilizados del mercado local de bonos y de *swaps* relacionados a montos transados y participantes de dichos mercados. Finalmente, se reporta un resumen descriptivo de las tasas de interés de cada mercado.

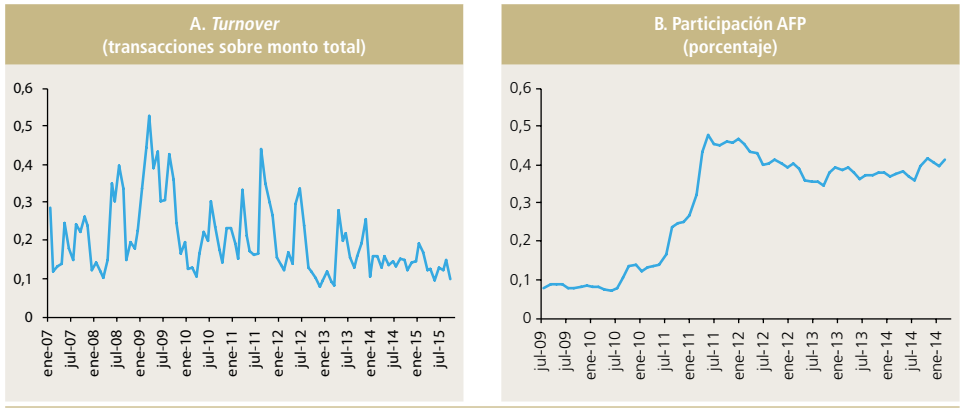
El mercado de deuda soberana nominal de Chile es referido a las emisiones de deuda realizadas por el Banco Central de Chile y el Fisco mediante instrumentos denominados BCP y BTP, respectivamente. De acuerdo con D'Acuña et al. (2009), en el mercado de deuda soberana de Chile se observa una alto grado de segmentación con una importante presencia de inversionistas institucionales como los fondos de pensiones. En tanto, Alarcón y Sotz (2007), evidencian el crecimiento de los montos transados en el mercado de *swaps* de tasas de interés (SPC), el que aumentó más de un 500% entre 2005 y 2007. Así, en el mercado local de bonos soberanos se ha observado un bajo *turnover* (esto es, el ratio de montos transados con respecto a bonos en circulación), en conjunto con una alta participación de institucionales, en especial de AFP. En el gráfico 1 se aprecia que el *turnover* mensual se ubica por debajo del 20% respecto del total de emisiones (panel A), mientras que la participación de los fondos de pensiones alcanza a 40% del total de instrumentos emitidos (panel B).

Por otro lado, de acuerdo con información parcial de los principales corredores del mercado local, se observa que en el mercado de instrumentos *swaps* en Chile existe una alta participación de inversionistas no residentes (gráfico 2). Considerando la diferencia de ambos mercados, donde en el mercado de bonos existe una alta participación de institucionales, mientras que en el de SPC se registra

una alta participación de no residentes. Se observa que en este último mercado existe una volatilidad algo mayor (alrededor de 8% más alta) respecto del de tasas de bonos de gobierno (cuadro 4). No obstante, en ambos mercados se aprecian similares niveles de tasas de interés.

Gráfico 1

Características del mercado local de bonos

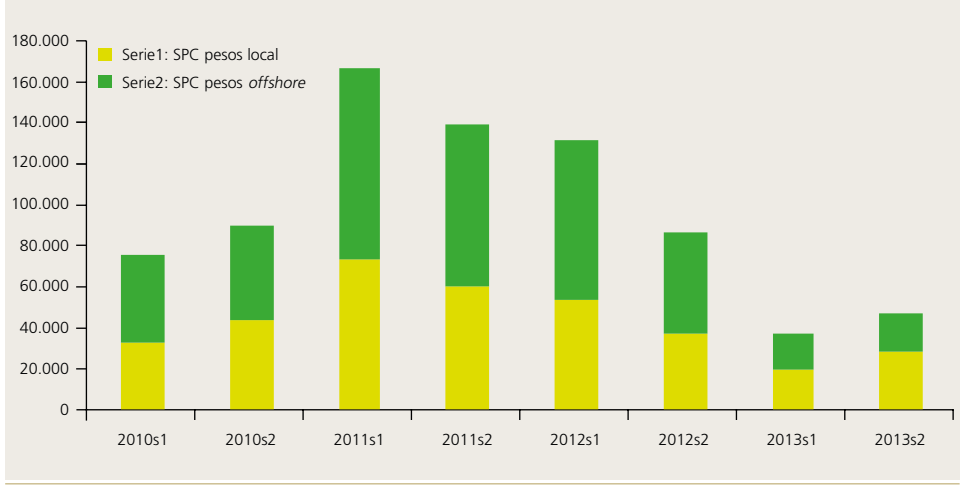


Fuente: Banco Central de Chile.

Gráfico 2

Montos transados SPC

(datos semestrales, en millones de dólares)



Fuente: Elaboración de los autores sobre la base de transacciones de los principales *brokers*.

Cuadro 4

Estadística descriptiva tasas de interés
(porcentaje)

Panel A: Bonos	3m	6m	12m	2a	5a	10a
Promedio	4,11	4,34	4,61	4,98	5,51	5,82
Desviación estándar	1,64	1,55	1,47	1,24	0,86	0,73
Max.	8,35	8,47	8,73	8,79	8,55	8,21
Min.	0,30	0,50	0,78	1,67	3,66	4,28
Panel B: *Swaps*	**3m**	**6m**	**12m**	**2a**	**5a**	**10a**
Promedio	4,22	4,29	4,64	4,82	5,45	5,88
Desviación estándar	1,77	1,72	1,50	1,31	0,95	0,81
Max.	8,62	8,78	8,85	8,65	8,27	8,23
Min.	0,44	0,54	0,42	1,93	3,09	3,89

Fuente: Elaboración de los autores a base de tasas de bonos y SPC de mercado. Muestra utilizada: enero del 2005 a agosto del 2015.

Las particularidades de cada mercado ya descrito previamente, referente a la liquidez y tipo de participantes de mercado (institucionales vs no residentes) podrían afectar las tasas de mercado respecto a la forma de incorporar nueva información de mercado en el precio de dichos activos. De acuerdo con Andritzky (2012), la participación de determinados tipos de inversionistas podría afectar la liquidez del mercado de deuda, y por ende, la rapidez con la que los precios de dichos activos incorporan nueva información de mercado. Asimismo, Mehrotra et al. (2012) señalan que la mayor participación de inversionistas no residentes en el mercado local de bonos de gobierno produce mayor volatilidad de tasas, y un mayor traspaso de episodios de volatilidad financiera externa. Por el contrario, mercados con alta participación de institucionales como fondos de pensiones y compañías de seguros, al ser inversionistas *buy-and-hold*, generan un menor volumen de transacciones.

IV. ESTIMACION DE LA ESTRUCTURA DE TASAS

1. Descripción del modelo de Nelson y Siegel

De acuerdo con el BIS (2005), de las diferentes metodologías existentes para la calibración de la estructura de tasas de interés, el modelo propuesto por Nelson y Siegel es el método más utilizado por diferentes bancos centrales debido a su fácil estimación y buen ajuste a los datos observados. El modelo de Nelson y Siegel es un modelo de ajuste en tiempo continuo que se caracteriza por ser parsimonioso y flexible a la hora de modelar curvas de tasas de interés. La estructura paramétrica asociada a este modelo permite analizar el comportamiento a corto y largo plazo de las tasas de interés y estimar la curva

de tasas *forward*. La expresión paramétrica que describe las tasas *forward* al horizonte τ observada en t presenta la siguiente forma funcional:

$$r_t(\tau) = \beta_{0,t} + \beta_{1,t} e^{-\lambda_t \tau} + \beta_{2,t} \lambda_t \tau e^{-\lambda_t \tau} \quad (1)$$

donde $\beta_{0,t}$, $\beta_{1,t}$, $\beta_{2,t}$ y λ_t son los parámetros a ser estimados. A partir de (1), se tiene que las tasas *spot* pueden ser obtenidas a través de tasas *forward* mediante la expresión:

$$R(\tau) = \int_0^{\tau} r(x)\,dx$$

Aplicando este cálculo a la ecuación (1) y resolviendo la integral correspondiente por partes, se obtiene la ecuación que determina las tasas *spot* R con madurez τ, dada por:

$$R_t(\tau) = \beta_{0,t} + \beta_{1,t}\left[\left(1 - e^{-\lambda_t \tau}\right) / \lambda_t \tau\right] + \beta_{2,t}\left[\left(1 - e^{-\lambda_t \tau}\right) / \lambda_t \tau - e^{-\lambda_t \tau}\right] \quad (2)$$

donde $R(\tau)$ corresponde a las tasas de interés *spot* al plazo τ observadas en t. La ecuación (2) se estima diariamente a base de tasas de mercado, obteniéndose los parámetros $\beta_{0,t}$, $\beta_{1,t}$, $\beta_{2,t}$ y λ_t, de manera de minimizar la distancia entre las tasas observadas y las tasas obtenidas del modelo. Con esto, se busca minimizar el error de ajuste del modelo dentro de muestra.

La estimación del modelo de Nelson y Siegel es no lineal y de corte transversal. En el primer caso, el parámetro λ impone la no-linealidad del modelo. En el segundo caso, el modelo (en su especificación original), ignora la dinámica de serie de tiempo de las tasas de interés, limitándose a una calibración de tasas en corte transversal. Además, el modelo tiene importantes restricciones respecto de los niveles de tasas a los cuales converge:

- Al plazo instantáneo ($\tau \to 0$), la tasa estimada converge a $\beta_0 + \beta_1$ (la cual se asocia a la tasa de política monetaria).
- A plazos largos ($\tau \to \infty$), la tasa estimada converge a β_0 (la cual denota la tasa de largo plazo de la economía).
- De lo anterior, se obtiene que la pendiente de la estructura de tasas está asociada al parámetro $-\beta_1$.

2. Datos y modelos a evaluar

La información necesaria para estimar las curvas de tasas de interés procede tanto de tasas de títulos de deuda pública como de instrumentos *swaps*, los cuales se informan de la siguiente forma (cuadro 5):

Cuadro 5

Tasas de interés de mercado (*)

Plazo	Bonos	Convención	*Swaps*	Convención
3 meses	PDBC	Simple Actual/360	SPC	Simple Actual/360
6 meses	PDBC	Simple Actual/360	SPC	Simple Actual/360
12 meses	PDBC	Simple Actual/360	SPC	Simple Actual/360
2 años	Bonos BCP	Simple Actual/365	SPC	Compuesta Actual/365
5 años	Bonos BCP	Simple Actual/365	SPC	Compuesta Actual/365
10 años	Bonos BCP	Simple Actual/365	SPC	Compuesta Actual/365

Fuente: Banco Central de Chile.
(*) Para tasas de PDBC se utiliza la información de Riskamerica.

Como ya se ha mencionado, el modelo de Nelson y Siegel es lo suficientemente flexible como para representar diferentes especificaciones del mismo. En este contexto, se evalúan cuatro especificaciones de este modelo, utilizando datos de bonos de gobierno (PDBC y BCP) así como de instrumentos *swaps*. En particular, se estiman cuatro especificaciones del modelo, con el fin de identificar al que presente un mejor ajuste a los datos observados y una estimación más parsimoniosa de los parámetros del modelo. Los modelos a estimar son:

• **No restringido:** se estiman diariamente parámetros del modelo Nelson y Siegel denotado en (2). Es importante notar que en dicha especificación, el ajuste a las tasas a diferentes plazos contiene el mismo ponderador implícito en el modelo. Con esto, los parámetros son estimados al minimizar la raíz del error cuadrático medio (RECM) entre las tasas observadas de mercado (denotadas por y) y las tasas del modelo NS (denotadas por R):

$$RECM = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(y_i - R_i\right)^2} \tag{3}$$

Con este método, diariamente se estima (3) desde enero del 2005 hasta agosto del 2015, ajustando las tasas de mercado desde tres meses a diez años detalladas en el cuadro 5, es decir, diariamente se estima el modelo NS ajustándose a seis tasas de mercado. Así, se obtiene una serie diaria de la estimación de los parámetros del modelo de NS los cuales son $\beta_{0,t}$, $\beta_{1,t}$, $\beta_{2,t}$ y λ_t.

• **Ponderado:** esta especificación corresponde a una estimación no lineal del modelo de NS al igual que el caso anterior, diferenciándose en que esta especificación pondera un mejor ajuste a tasas más cortas teniendo presente que:

$$RECM = \sqrt{\frac{1}{n}\left[\sum_{i=1}^{n}\left(y_i - R_i\right)\times w\right]^2} \tag{4}$$

donde w = [1; 0.9; 0.8; 0.7; 0.6; 0.5] corresponde al vector que pondera las tasas de interés estimadas[3] de acuerdo con el criterio de ajuste de forma más precisa en la parte más corta de la curva. Con esto, se busca un mejor ajuste en la parte corta de la estructura de tasas con el objetivo de poder inferir la curva *forward* al plazo hasta dos años de forma más precisa, ya que es el horizonte relevante de política monetaria.

•**Modelo restringido:** se estima (3) agregándose la restricción $\beta_0 + \beta_1 = TPM$ a la especificación (2), de la siguiente forma:

$$R(\tau) = \beta_0 + (\beta_0 - TPM)\left[\left(1 - e^{-\lambda\tau}\right) / \lambda\tau\right] + \beta_2\left[\left(1 - e^{-\lambda\tau}\right) / \lambda\tau - e^{-\lambda\tau}\right] \quad (5)$$

Tanto en el modelo restringido como en los anteriores, se estima mediante métodos numéricos[4] para la estimación de los parámetros $\beta_{0,t}$, $\beta_{1,t}$, $\beta_{2,t}$ y λ_t .

•**Modelo lineal:** en esta especificación se fija el valor del parámetro λ (que minimiza el RECM) y se estima el modelo (2) mediante mínimos cuadrados. En particular, se selecciona el λ de una grilla de valores que permita minimizar el RECM del ajuste del modelo de NS a las tasas de mercado observadas[5].

Para evaluar la capacidad de proyección de la tasa de política monetaria (TPM) en base a la curva *forward* estimada con bonos y *swaps*, se estima la curva *forward* en base a los parámetros del modelo (2). Con esto, se estiman las expectativas de la TPM a un horizonte de 6, 12, 18 y 24 meses adelante observados tres días antes de cada Reunión de Política Monetaria[6]. Se intenta analizar cuál de los modelos evaluados y qué tipo de tasa de mercado entrega una mejor evaluación de expectativas de cambios futuros de política monetaria.

En tanto, para evaluar la capacidad de proyección de actividad a base de información de la estructura de tasas nos apoyamos en modelos como los reportados por Estrella y Hardouvelis (1991), Hamilton y Kim (2000), Chinn y Kucko (2015), entre otros. En particular, la especificación más simple para evaluar el rol de la información de la estructura de tasas de interés en la actividad corresponde a:

$$y_t^{t+h} = \alpha + \beta \times slope_t \quad (6)$$

En la especificación (6), y_t^{t+h} corresponde al crecimiento anual del Imacec $t+h$ meses adelante, y $slope_t$ corresponde a la pendiente de la estructura de tasas de interés, el cual es capturado por el parámetro $-\beta_1$. Con esto, se intenta medir el rol de dicho parámetro al proyectar la actividad hasta un horizonte de 24 meses.

---

3 Otras especificaciones que se analizaron eran utilizar el inverso de la duración de las tasas como vector w, aunque dicho procedimiento contiene un error de ajuste mayor que el de la especificación (4).

4 Utiliza la función fminsearch de MATLAB. Dicha función resuelve problemas de optimización no lineal sin restricciones calculando mínimos de funciones escalares de varias variables.

5 En nuestro caso, para "swaps" y bonos se selecciona un valor de λ entre 0,07 y 0,09, respectivamente. Estos valores se encuentran cercanos a lo reportado por otros autores para el mercado de Chile (Alfaro et al., 2011; Ceballos, 2014).

6 Dicho criterio se basa en el hecho de que alrededor de esta fecha se estima la curva "forward" para cada RPM.

V. RESULTADOS

1. Ajuste del modelo y parámetros

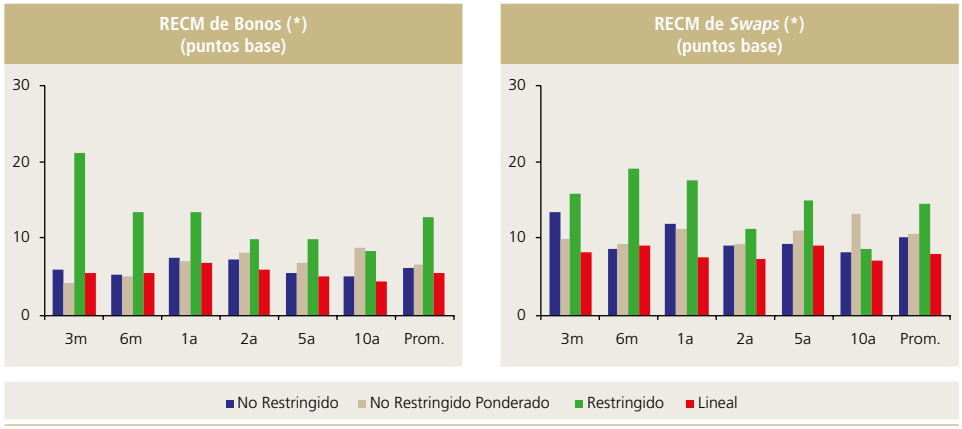
De acuerdo con las diferentes especificaciones señaladas en la sección IV.2 se evalúa cuál de estas presenta la menor raíz del error cuadrático medio (RECM) de ajuste a los datos observados. En particular, nos enfocamos en el ajuste en las tasas a cada plazo analizado, así como en el ajuste total definido como el promedio del RECM de dichos plazos.

En el gráfico 3 se reporta el RECM de los diferentes modelos evaluados, tanto en el caso de bonos como el de *swaps*. En general, la mayoría de los modelos registra una bondad de ajuste similar a los datos, a excepción del modelo restringido, el que acusa un error de ajuste mayor al resto. En tanto, se aprecia que el modelo lineal es el que registra un menor error cuadrático medio en la mayoría de los plazos[7]. Lo anterior es válido tanto en la estimación con tasas de bonos de gobierno y de instrumentos *swaps*.

Considerando el criterio de estimación parsimoniosa de los parámetros, el apéndice reporta la alta volatilidad que se genera el utilizar los métodos de estimación no lineal de los diferentes modelos definidos en bonos como *swaps* respectivamente. En especial, los parámetros asociados a la tasa larga y corta de la economía, así como el asociado a la pendiente de la estructura de tasas, no es posible estimarlas de forma estable a base de estimaciones no lineales. No obstante, mediante el modelo lineal se obtiene resultados parsimoniosos y acordes con la interpretación económica que se mencionó en la sección IV.

Gráfico 3

Error cuadrático medio de ajuste



Fuente: Elaboración de los autores.
(*) Muestra considerada enero del 2005 a agosto del 2015.

7 *Dicha diferencia es estadísticamente significativa según al test de Diebold y Mariano sobre los RECM.*

Cuadro 6

Estimación parámetros modelo *NS* (*)

(promedio anual, porcentaje)

	β_0		$-\beta_1$	
Año	(tasa de largo plazo)		(pendiente)	
2005	5,98	6,58	2,78	3,16
2006	5,91	6,65	1,44	1,77
2007	5,75	6,15	1,17	0,82
2008	6,49	6,45	-0,21	0,63
2009	6,48	6,07	5,00	4,51
2010	6,62	6,15	5,12	4,73
2011	5,79	5,69	1,21	0,97
2012	5,26	5,33	0,56	0,37
2013	5,16	5,32	0,55	0,44
2014	5,08	5,10	1,64	1,27

Fuente: Elaboración de los autores.
(*) En ambos casos corresponde a estimación de modelo lineal.

El cuadro 6 reporta los valores promedio anuales de la tasa de largo plazo de la economía (asociados al parámetro β_0) y la pendiente de la estructura de tasas de interés (asociada al parámetro $-\beta_1$) obtenida al utilizar el modelo lineal. La información del cuadro revela que la tasa de largo plazo inferida del modelo ha sido en general mayor en el caso de instrumentos *swaps*, ubicándose en ambos casos en sus mínimos históricos.

2. Proyección de TPM y actividad

El cuadro 7 consigna la raíz del error cuadrático medio de proyección de la TPM en el modelo de Nelson y Siegel (curva *forward*) tanto al utilizar bonos de gobierno como instrumentos *swaps* en diferentes muestras. Como se mencionó, nos enfocamos en la proyección de la TPM a horizontes de 6, 12, 18 y 24 meses. En términos generales, se observa que, al comparar la capacidad predictiva de los modelos a base de bonos y SPC (por separado), el modelo lineal tiene un error de proyección levemente mayor que el resto, aunque dicha diferencia no es significativa. No obstante, al comparar los errores de proyección entre los modelos a base de bonos y SPC, se aprecia que los errores de proyección utilizando tasas *swap* son en general menores y estadísticamente significativos respecto de la proyección sobre la base de bonos.

En este contexto, en períodos donde se observan cambios relevantes en la tasa de política monetaria como, por ejemplo, entre octubre del 2008 y julio del 2009, período en el que la TPM se recortó en 775 puntos base, se observa que la proyección sobre *swaps* contiene un error de proyección menor que el de bonos (panel B). En el período de mayo del 2010 a julio del 2011 cuando la TPM se normalizó incrementándose 475 puntos base (desde su mínimo de 0,5% anual), se observa que la proyección que utiliza *swaps* nuevamente contiene un menor error de proyección, en especial a plazos superiores a un año.

Cuadro 7

RECM proyección TPM (*)

(Puntos porcentuales)

Panel A: enero 2005 - agosto 2015								
	Swaps				Bonos			
Modelo	6m	12m	18m	24m	6m	12m	18m	24m
No restringido	1,42*	2,13***	2,54***	2,68***	1,47	2,21	2,66	2,82
Ponderado	1,43	2,14***	2,54***	2,68***	1,48	2,23	2,66	2,81
Restringido	1,46	2,14***	2,54***	2,68***	1,46	2,22	2,65	2,82
Lineal	1,43*	2,12***	2,55***	2,71***	1,48	2,23	2,71	2,87
Panel B: octubre2008 - julio 2009								
	Swaps				Bonos			
Modelo	6m	12m	18m	24m	6m	12m	18m	24m
No restringido	3,93*	4,13***	3,52**	2,05	4,19	4,52	3,90	2,31
Ponderado	3,97	4,17***	3,51***	2,08	4,19	4,53	3,91	2,32
Restringido	3,96	4,13***	3,55***	2,20	4,00	4,38	3,82	2,33
Lineal	3,95***	4,03***	3,47***	2,09	4,18	4,52	3,92	2,31
Panel C: mayo 2010 a julio 2011								
	Swaps				Bonos			
Modelo	6m	12m	18m	24m	6m	12m	18m	24m
No restringido	0,61	0,76	0,68***	0,75***	0,62	0,90	1,11	1,30
Ponderado	0,69	0,85	0,74***	0,78***	0,64	0,89	1,12	1,28
Restringido	0,60	0,77	0,72***	0,80***	0,60	0,87	1,12	1,31
Lineal	0,55	0,83	0,82***	0,92***	0,52	0,87	1,17	1,39

Fuente: Elaboración de los autores.
(*) RECM medido en puntos porcentuales. ***, **, * denotan que RECM es estadísticamente menor que el de bonos al 1%, 5% y 10% de significancia.

En el caso de la proyección de actividad, el análisis se basó en el modelo lineal, debido a que los parámetros de dicha estimación son parsimoniosos y no registran la alta volatilidad de los otros modelos evaluados[8]. En el cuadro 8 se reporta el β asociado a la capacidad de proyección dentro de la muestra del parámetro $-\beta_1$ del modelo de Nelson y Siegel (asociado a la pendiente de la estructura de tasas). Se aprecia que el efecto de la pendiente de la estructura de tasas tiene una incidencia positiva en el crecimiento de la actividad, registrándose un mayor efecto en períodos de un año. Asimismo, se observa que dicho efecto decae a plazos mayores de doce meses.

8 La capacidad de predicción de otros modelos es baja e inferior a lo registrado a través del modelo lineal. Dichos resultados no se reportan.

Cuadro 8

Resultados regresión Imacec (*)

	Bonos			*Swaps*		
Horizonte	Constante	Beta	R^2	Constante	Beta	R^2
h=6	2,91	0,55	0,18	2,93	0,59	0,22
	(0,30)	(0,11)		(0,28)	(0,10)	
h=12	2,64	0,64	0,26	2,67	0,67	0,29
	(0,29)	(0,10)		(0,28)	(0,10)	
h=18	3,02	0,38	0,09	3,03	0,41	0,10
	(0,34)	(0,11)		(0,32)	(0,11)	
h=24	3,15	0,25	0,03	3,19	0,25	0,03
	(0,37)	(0,12)		(0,36)	(0,12)	

Fuente: Elaboración de los autores.
(*) A base del modelo de NS lineal. En paréntesis el error estándar.

VI. CONCLUSIONES

La información derivada de la estructura de tasas de interés es de primer orden tanto para bancos centrales como para agentes de mercado. Para esto, se debe contar con un modelo que sea simple en su estimación y se ajuste de buena forma a las tasas de mercado observadas. En una revisión de otros bancos centrales, se observa que los modelos paramétricos (Nelson y Siegel o extensión de Svensson) son los más utilizados. Asimismo, las tasas de bonos del mercado local son las utilizadas para la calibración de la estructura de tasas.

En este trabajo, se estimaron diferentes especificaciones del modelo de Nelson y Siegel utilizando bonos de gobierno como instrumentos *swap* promedio cámara. Nuestros resultados sugieren que la estimación del modelo de Nelson Siegel en forma lineal tiene un mejor ajuste a los datos de mercado observados, así como una estimación más parsimoniosa de sus parámetros, los cuales se asocian a la tasa corta, la tasa de largo plazo y la pendiente de la economía.

Complementariamente, en el modelo lineal, se analizó el poder predictivo de la estructura de tasas utilizando bonos y *swaps* para movimientos futuros de la TPM y de la actividad, siendo en ambos casos la información a base de *swaps* la que reporta mayor poder predictivo.

REFERENCIAS

Alarcón, F. y C. Sotz (2007). "Mercado Swap de Tasa de Interés y Expectativas de TPM e Inflación". *Economía Chilena* 10(2): 97–102.

Alfaro, R., J. Becerra y A. Sagner (2011). "Estimación de la Estructura de Tasas Nominales de Chile: Aplicación del Modelo Dinámico Nelson-Siegel". *Economía Chilena* 14(3): 57–74.

Andritzky. J. (2012). "Government Bonds and their Investors: What Are the Facts and Do They Matter?" IMF Working Paper 12/158.

Ang, A. y M. Piazzesi (2003). "A No-Arbitrage Vector Autoregression of Term Structure Dynamics with Macroeconomic and Latent Variables". Journal of Monetary Economics 50: 745–87.

BIS (2005). "Zero-Coupon Yield Curves: Technical Documentation". BIS working paper N° 25.

Ceballos, L. (2014). "The Yield Curve Factors and Economic Surprises in the Chilean Bond Market". *Revista de Análisis Económico* 29(2): 3–23.

Chinn. M y K. Kucko (2015). "The Predictive Power of the Yield Curve across Countries and Time". *International Finance* 18(12): 207–26.

D'Acuña, S, Godoy y N. Malandre (2009). "Descripción del Funcionamiento del Mercado Secundario de Bonos Soberanos Locales en Chile". Estudios Económicos Estadísticos Nº72, Banco Central de Chile.

Dai, Q. y K. Singleton (2000). "Specification Analysis of Affine Term Structure Models". *Journal of Finance* 55: 1943–78.

De Pooter, M., P. Robitaille, I. Walter y M. Zdinak (2014). "Are Long-Term Inflation Expectations Well Anchored in Brazil, Chile and Mexico?" International Finance Discussion Papers N°108.

Diebold, F.X. y C. Li (2006). "Forecasting the Term Structure of Government Bond Yield". *Journal of Econometrics* 130: 337–64.

Estrella, A. y G. Hardouvelis (1991). "The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity". *Journal of Finance* 46(2): 555–76.

Gürkaynak, R.S., B. Sack y E. Swanson (2005). "The Sensitivity of Long-Term Interest Rates to Economic News: Evidence and Implications for Macroeconomic Models". *American Economic Review* 95(1): 425–36.

Hamilton, J. y D.H. Kim (2000). "A Re-Examination of the Predictability of Economic Activity using the Yield Spread". *Journal of Money, Credit and Banking* 34(2): 340–60.

Hördahl, P., O. Tristani y D. Vestin (2006). "A Joint Econometric Model of Macroeconomic and Term Structure Dynamics". *Journal of Econometrics* 131(1-2): 405–44.

Larraín, M. (2007). "Sorpresas de Política Monetaria y la Curva de Rendimiento en Chile". *Economía Chilena* 10(1): 37–50.

Mehrotra, A., K. Miyajima y A. Villar (2012). "Developments of Domestic Government Bond Markets in EMEs and their Implications". Bank for International Settlements Working Paper 67.

Meyer, J. (2006). "Impacto de las Sorpresas Económicas en el Rendimiento de los Bonos del Banco Central de Chile". *Economía Chilena* 9(2): 61–71.

Morales, M. (2010). "The Real Yield Curve and Macroeconomic Factors in the Chilean Economy". *Applied Economics* 42(27): 3533–45.

Nelson, C.R. y A.F. Siegel (1987). "Parsimonious Modeling of Yield Curves". *Journal of Business* 60: 473–89.

Svensson, L.E.O. (1994). "Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992-4". CEPR, Discussion Paper Series Nº1051, y NBER Working Paper 4871.

Wu, T. (2002). "Monetary Policy and the Slope Factors in Empirical Term Structure Estimations". Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper 02-07.

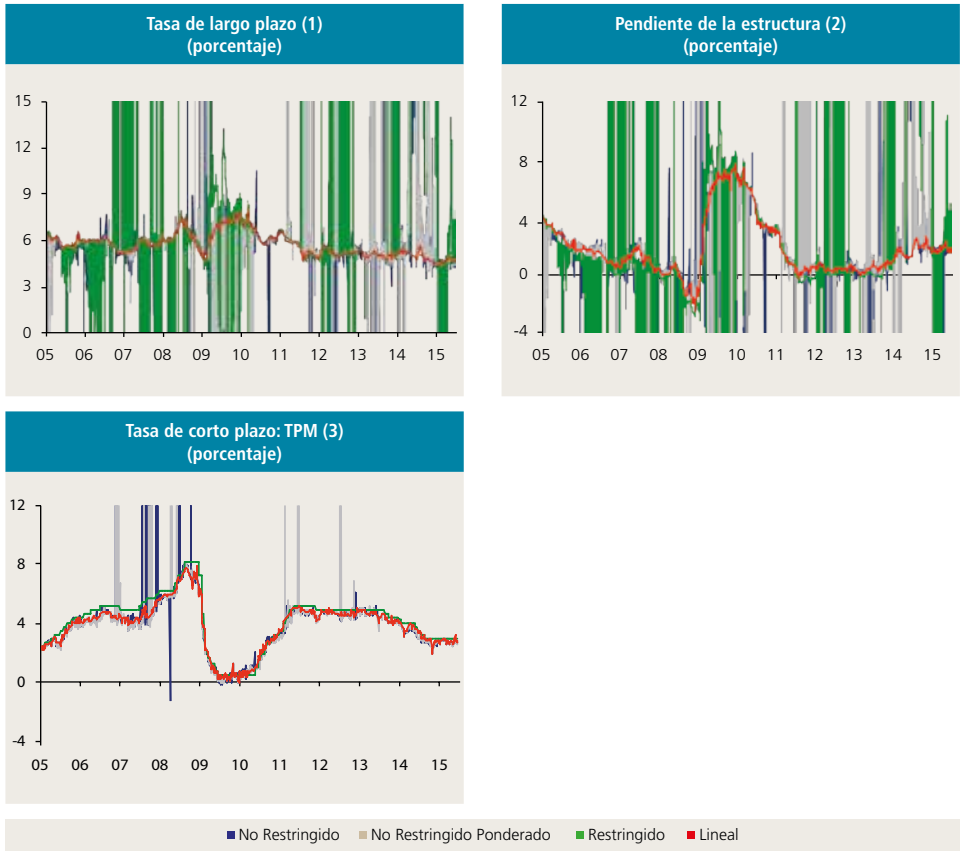
APÉNDICE

1. Parámetros del modelo de NS

En el gráfico A1 se reportan los parámetros del modelo de NS estimado sobre la base de bonos de gobierno. En particular, se reporta el parámetro asociado a la tasa de largo plazo de la economía: β_0, la pendiente de la estructura de tasas de interés: $-\beta_1$, y la tasa de corto plazo, la cual está asociada a $\beta_0 + \beta_1$. Lo anterior se reporta para las cuatro especificaciones del modelo de NS.

Gráfico A1

Parámetros estimados del modelo NS sobre la base de bonos



Fuente: Elaboración de los autores.

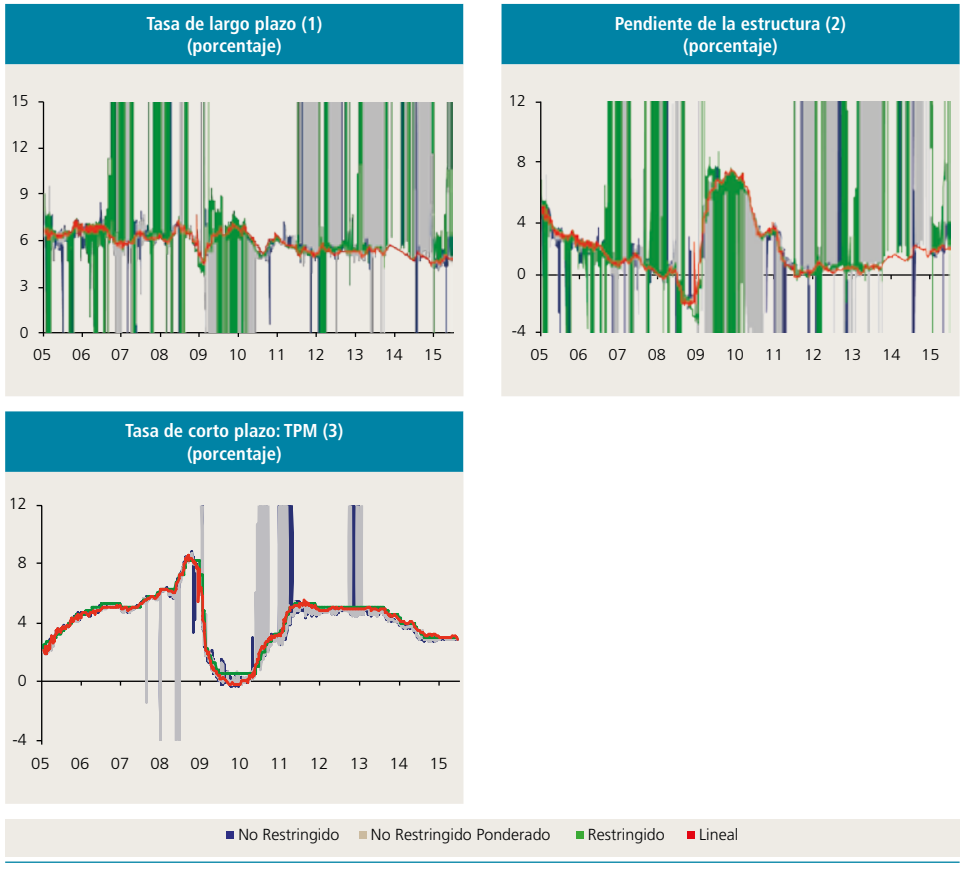
(1) Asociado al parámetro β_0 del modelo de NS. (2) Asociado al parámetro $-\beta_1$ del modelo de NS. (3) Asociado al parámetro $\beta_0 + \beta_1$ del modelo de NS.

2. Parámetros del modelo de NS a base de *swaps*

El gráfico A2 reporta los parámetros del modelo de NS estimado a través de *swaps* promedio cámara (SPC). En particular se reporta el parámetro asociado a la tasa de largo plazo de la economía: β_0, la pendiente de la estructura de tasas de interés: $-\beta_1$, y la tasa de corto plazo la cual está asociada a $\beta_0 + \beta_1$. Lo anterior se reporta para las cuatro especificaciones del modelo de NS.

Gráfico A2

Parámetros estimados modelo NS a base de *swaps*



Fuente: Elaboración de los autores.

(1) Asociado al parámetro β_0 del modelo de NS. (2) Asociado al parámetro $-\beta_1$ del modelo de NS. (3) Asociado al parámetro $\beta_0 + \beta_1$ del modelo de NS.

SINCRONÍA INTERNACIONAL DE LOS PRECIOS DE LA VIVIENDA

Alejandro Jara*
Néstor Romero**

I. INTRODUCCIÓN

La presente nota estudia los determinantes del grado de sincronía o comovimiento de los precios de la vivienda entre países. En primer lugar, describe el comovimiento de precios de la vivienda para un conjunto de 29 economías emergentes y 24 economías avanzadas durante el período 2000.I–2014.IV. Se pone especial énfasis en la comparación de la sincronía promedio de estas economías con los precios de la vivienda en Chile. Posteriormente, se analiza el rol de la integración bancaria y de otras medidas de política como determinantes del grado de sincronía.

El grado de sincronía de los precios de la vivienda se obtiene a partir de la diferencia del crecimiento real anual de los precios de la vivienda entre países. Si bien existen otras medidas alternativas para estudiar el comovimiento de los precios, esta forma de capturar la sincronía ha sido utilizada con éxito en la literatura[1].

Nuestros resultados muestran que, en promedio, las economías avanzadas presentan un mayor grado de sincronía de los precios de la vivienda entre sí que el observado con las economías emergentes. Sin embargo, hacia el final de la muestra, se observa una mayor similitud entre ellas. Respecto de los determinantes de la sincronía, esta depende positivamente del grado de integración bancaria entre países, en particular para el subgrupo de economías avanzadas. Este resultado es similar a lo encontrado por Milcheva y Zhu (2015), y está en línea con aquellos estudios que enfatizan la existencia de un canal financiero global en la dinámica de precios de la vivienda (Cesa-Bianchi et al., 2015; Jara y Olaberría, 2013)[2].

Por otra parte, el crecimiento económico se relaciona positivamente con el

* *Gerencia de Investigación Financiera, Banco Central de Chile. E-mail: ajara@bcentral.cl*
** *Gerencia de Investigación Financiera, Banco Central de Chile. E-mail: nromero@bcentral.cl*

1 Ver, por ejemplo, Giannone et al. (2009), Kalemli-Ozcan et al. (2009) y Caporale et al. (2015), quienes utilizan esta métrica para analizar la sincronización de los ciclos económicos entre países.

2 Cabe destacar que la importancia de este canal financiero no responde a una mayor sincronía en la actividad económica entre países, ya que tal como lo señala la literatura en esta área, la sincronía de la actividad económica está más relacionada con la integración comercial que con la integración financiera (ver Frankel y Rose, 1997, 1998; Fatás, 1997; Clark y van Wincoop, 2001; Herrero y Ruiz, 2008; Calderón et al., 2007; Kalemli-Ozcan et al., 2009).

grado de sincronía de los precios de la vivienda entre economías avanzadas. Sin embargo, esta relación se vuelve negativa cuando se comparan las economías avanzadas con las emergentes. Finalmente, nuestras estimaciones muestran que la importancia de la integración bancaria como determinante del grado de sincronía de los precios de la vivienda se pierde en tiempos de crisis, debido a que la dispersión en el crecimiento de los precios de la vivienda tiende a aumentar.

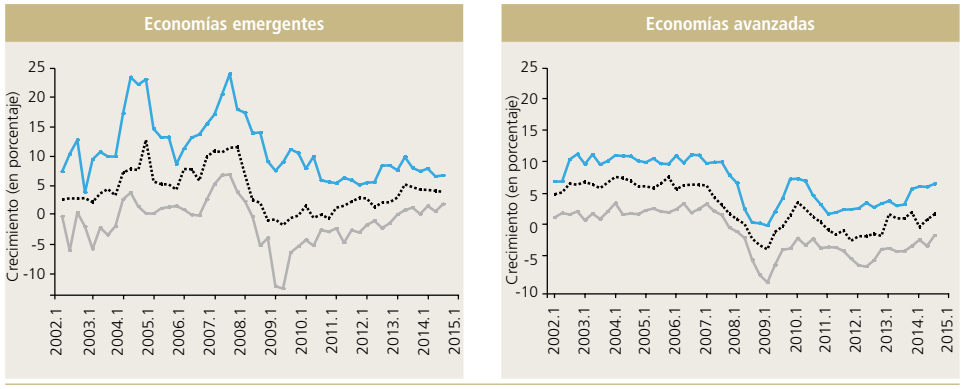
II. MOTIVACIÓN

El crecimiento anual de los precios de la vivienda muestra un alto grado de sincronía entre países, tanto en economías emergentes como avanzadas. Previo a la crisis financiera global (CFG), los precios de la vivienda crecieron en la mayoría de las economías; durante la crisis, en la gran mayoría de los países mostraron una fuerte contracción, mientras que con posterioridad a ella, dichos precios volvieron a expandirse en forma generalizada, aunque a tasas más moderadas que en períodos anteriores (gráfico 1)[3].

Si bien el crecimiento de los precios de la vivienda durante la CFG mostró un alto grado de sincronía hacia la baja, la dispersión de las tasas de crecimiento aumentó. De hecho, a pesar de la fuerte desaceleración observada, 25% de las economías avanzadas y 50% de las economías emergentes continuaron mostrando tasas de crecimiento positivas en el precio de la vivienda durante ese período (gráfico 1)[4].

Gráfico 1

Crecimiento anual en el precio de la vivienda
(porcentaje)



Fuente: Cálculo de los autores a base de información del BIS.

Nota: la línea punteada corresponde al crecimiento del percentil 50 para cada una de las submuestras de países. Las líneas continuas corresponden al crecimiento de los percentiles 90 y 10.

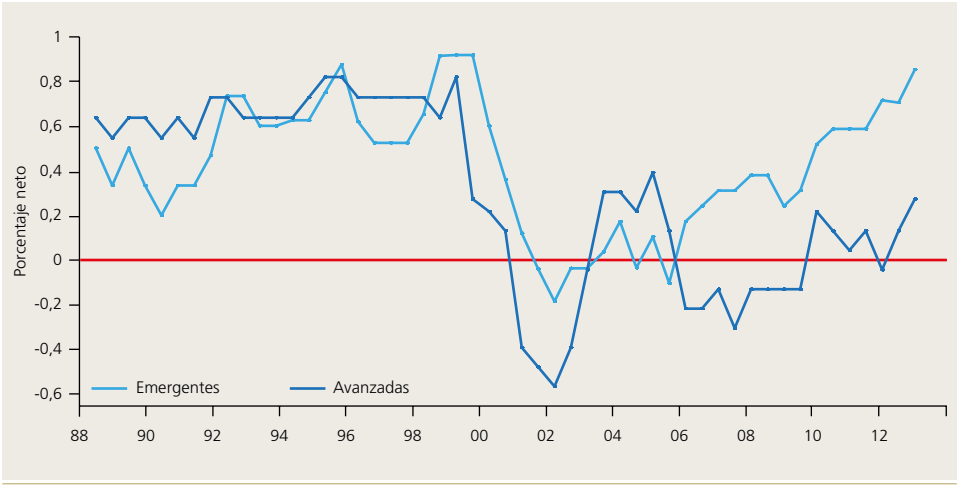
3 En Chile, si bien los precios de la vivienda se contrajeron durante la crisis al igual que en el resto de las economías, su expansión promedio poscrisis ha sido mayor que en la década de los 2000.

4 Ver el apéndice para el grado de dispersión de los precios de la vivienda.

Gráfico 2

Frecuencia neta de expansión en el precio de la vivienda

(porcentaje del total de países en la muestra)



Fuente: Cálculo de los autores a base de información del BIS.

Nota: Mide el porcentaje de países que se expanden menos aquellos que se contraen, es decir, donde el crecimiento real anual del precio de la vivienda es positivo y negativo, respectivamente.

Esta simetría en el comportamiento de los precios de la vivienda entre países también se aprecia en el gráfico 2, donde se muestra la fracción neta de países que experimentaron una expansión en cada momento del tiempo. Es decir, la diferencia entre el número de países cuyos precios de la vivienda mostraron un crecimiento positivo, menos el número de países donde los precios de la vivienda tuvieron un crecimiento negativo, como porcentaje del número total de países. En este gráfico se observa nuevamente que, antes de la crisis, cerca del 80% de las economías emergentes y avanzadas experimentaron una expansión en el precio de la vivienda. Sin embargo, durante la CFG el grupo de economías avanzadas mostró una contracción más generalizada que la observada en las economías emergentes, al tiempo que su recuperación ha sido menos sistemática con posterioridad a ella.

III. SINCRONÍA EN EL PRECIO DE LA VIVIENDA E INTEGRACIÓN BANCARIA

¿Qué factores explican el hecho de que los precios de la vivienda tiendan a covariar entre países? De acuerdo con Milcheva y Zhu (2015), la sincronía de los precios de la vivienda depende del grado de integración bancaria, debido a que los flujos bancarios transfronterizos actúan como un canal de financiamiento bancario, permitiendo la expansión de la oferta de crédito hipotecario local. De manera similar, varios estudios recientes han enfatizado que la dinámica de los precios de la vivienda puede estar influenciada por la evolución de los

flujos de capitales (Cesa-Bianchi et al., 2015), en particular si estos flujos son de naturaleza bancaria (Jara y Olaberría, 2013). La relevancia de los flujos de capitales en la dinámica de los precios de la vivienda incrementa la posibilidad de sincronía, ya que estos dependen fuertemente de factores externos que tienden a ser comunes entre los países, tales como el nivel de liquidez internacional y el grado de aversión al riesgo de los inversionistas internacionales, por ejemplo. A diferencia de Milcheva y Zhu (2015), este trabajo no solo estudia la sincronía de los precios de la vivienda entre economías avanzadas, sino además incorpora la sincronía entre economías avanzadas y emergentes. Adicionalmente, incorpora el efecto de variables de política relevantes, y analiza la relación de la integración bancaria y la sincronía de los precios de la vivienda durante la CFG.

1. Sincronía en el precio de la vivienda

La medida de sincronía utilizada en este artículo es similar a la propuesta por Kalemli-Ozcan et al. (2009), quienes analizan el grado de sincronía de los ciclos económicos entre países. La sincronía de los precios de la vivienda entre el país i y el país j en el tiempo t (S_{ijt}) se define como el valor absoluto de la diferencia entre las tasas de crecimiento anual de los precios de cada país[5]:

$$S_{ijt} = -\left|\left(ln\,P_{i,t} - ln\,P_{i,t-4}\right) - \left(ln\,P_{j,t} - ln\,P_{j,t-4}\right)\right| \quad (1)$$

El valor absoluto de la diferencia de crecimiento es luego expresado en términos negativos con el objeto de ordenar el grado de sincronía de manera ascendente. Es decir, mientras más cercano a cero se encuentre S_{ijt}, mayor será el grado de sincronía, indicando que el crecimiento anual de los precios de la vivienda entre el país i y el país j es relativamente similar. Por otra parte, mientras más negativo sea S_{ijt}, menor será el grado de sincronía. Alternativamente, es posible medir el grado de sincronización a partir de la correlación entre las tasas de crecimiento de los precios de la vivienda. Sin embargo, la literatura enfatiza que la sincronía medida a partir de la ecuación (2) es más conveniente que utilizar la correlación, por al menos dos motivos (Kalemli-Ozcan et al., 2009). Primero, a diferencia de la correlación, nuestro índice de sincronía no controla por la volatilidad de los precios de la vivienda, lo que es deseable, ya que permite centrarse en el comovimiento de los precios. Segundo, si bien S_{ijt} está acotado en cero al provenir de un valor absoluto, puede tomar cualquier valor negativo. La correlación, en cambio, está acotada entre los valores –1 y 1, lo que hace más difícil mantener el supuesto de normalidad en los errores implícito en las estimaciones que presentamos más adelante.

El panel A del gráfico 3 muestra el valor mediano de S_{ijt} de Chile con respecto al conjunto de economías emergentes y avanzadas ($S_{CL,EME}$ y $S_{CL,ADV}$), mientras

5 Para estos efectos, construimos un índice real (ajustado por inflación) de los precios de la vivienda para 53 economías (29 emergentes y 24 avanzadas) para el período trimestral 2000.I-2014.IV, a partir de varias fuentes. La base de datos construida intenta ser lo más homogénea posible, en cuanto a la cobertura de precios y el tipo de vivienda considerado (ver cuadro A1 en el apéndice para más detalle).

el panel B muestra el valor mediano de S_{ijt} para el conjunto de economías emergentes y avanzadas. En particular, el panel B muestra el grado de sincronía (mediana) de los precios de la vivienda para tres subgrupos de países: sincronía entre economías emergentes ($S_{EME,EME}$), entre economías emergentes y avanzadas ($S_{EME,ADV}$) y entre economías avanzadas ($S_{ADV,ADV}$)[6].

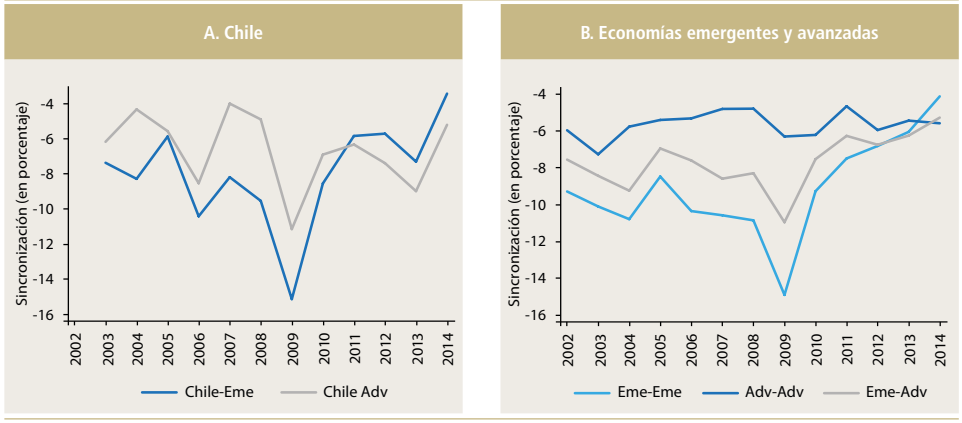
Como se puede observar en el panel A del gráfico 3, Chile muestra una sincronía de los precios de la vivienda levemente mayor con respecto a economías avanzadas que con economías emergentes. Sin embargo, esta característica se revierte hacia el final del período. Por otro lado, el panel B muestra que los precios de la vivienda de las economías avanzadas presentan un mayor grado de sincronía entre ellas que en la comparación con las economías emergentes. Por otra parte, el grado de sincronía entre economías emergentes es el más bajo. No obstante lo anterior, el grado de sincronía de los precios de la vivienda para la mayoría de las economías converge hacia el final de la muestra.

Otro aspecto a destacar es la dinámica que experimentó el grado de sincronía durante la CFG. Como se aprecia en el gráfico 3, durante la CFG se observó un fuerte desacople (menor sincronía) tanto en Chile como en el resto de las economías emergentes. Por otro lado, el subconjunto de economías avanzadas mostró una caída menos significativa en la sincronía de sus precios de la vivienda y, en promedio, continuó mostrando un alto grado de sincronía relativa.

Gráfico 3

Sincronía en el crecimiento del precio de la vivienda

(porcentaje)



Fuente: Cálculo de los autores.

Nota: El eje de coordenadas, en ambos gráficos, muestra el grado de sincronización de los precios de la vivienda. Cuanto más cercano a cero, mayor sincronización.

6 Los tests de media de la sincronía de los precios de la vivienda de cada uno de estos tres subgrupos muestran que esta proviene de distribuciones distintas.

2. Integración bancaria

Definimos integración bancaria como la suma de préstamos y depósitos del país *i* en el país *j*, más los préstamos y depósitos del país *j* en el país *i*, normalizado por la suma de sus respectivos productos internos brutos (PIB). En consecuencia, esta medida mide el nivel de la actividad bancaria relativo entre ambas economías. Para tales efectos utilizamos la información bilateral del *stock* de préstamos y depósitos recopilados por el BIS[7]. En particular, utilizamos los préstamos y depósitos transfronterizos activos (*claims*) y pasivos (*liabilities*) de los países reportantes *vis-a-vis* un conjunto amplio de economías emergentes y avanzadas.

Con esta información, construimos el índice de integración bancaria entre el país *i* y el país *j* en el período t (IB_{ijt}):

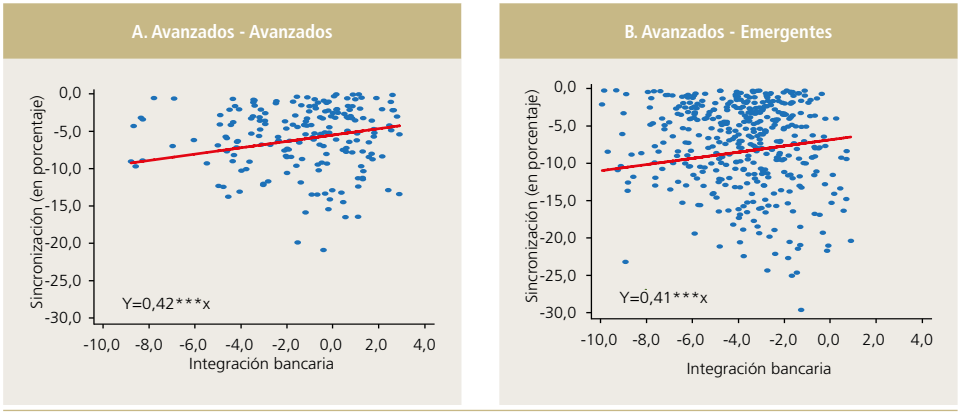
$$IB_{ijt} = \left(claims_{ijt} + liabilities_{ijt}\right) / \left(PIB_{it} + PIB_{jt}\right) \quad (2)$$

A modo de ejemplo, el gráfico 4 muestra la relación positiva entre el grado de sincronía de los precios de la vivienda y la integración bancaria para el cuarto trimestre del año 2010, para ambos grupos de países[8].

Gráfico 4

Sincronía e integración bancaria

(porcentaje)



Fuente: Cálculo de los autores en base a información del BIS.

Nota: La línea muestra la estimación de la regresión *pool* univariada controlando por efectos fijos para el par de países *i,j* en el cuarto trimestre del año 2010. En este caso, la variable dependiente corresponde a la sincronía de los precios de la vivienda, mientras la variable explicativa corresponde al logaritmo de la integración bancaria IB_{ijt}.

Grado de significancia: ***p<0.001, **p<0.05, *p<0.1

7 Ver http://www.bis.org/statistics/bankstats.htm?m=6%7C31%7C69 para más detalles.

8 Cabe notar que, dado que la mayoría de los países reportantes de los flujos bancarios transfronterizos del BIS corresponden a economías avanzadas, no es posible calcular el grado de integración bancaria entre economías emergentes. Por este motivo es que no se considera la estimación para el sub-grupo en que solo se incluyen economías emergentes.

IV. DETERMINANTES DE LA SINCRONÍA Y RESULTADOS

La literatura enfatiza que la evolución de los precios de la vivienda depende de factores idiosincrásicos, tales como el crecimiento de la actividad económica, el costo de financiamiento y la expansión de los salarios[9]. No obstante, estos factores pueden evolucionar en direcciones similares entre países, aumentando de esta forma la posibilidad de comovimiento en los precios de la vivienda.

Así como existen factores que pueden contribuir a una mayor sincronía en el precio de la vivienda, el grado de desarrollo y flexibilidad de los mercados de crédito puede contrarrestar su comovimiento. En tal caso, economías que presentan, por ejemplo, una baja razón de deuda a capital en el mercado hipotecario (por la inclusión de un límite al ratio *LTV*), o cuyo mercado se caracteriza por tasas de interés fijas en el crédito hipotecario (represión financiera), tienden a presentar mayor sincronía en los precios de la vivienda (Milcheva y Zhu ,2015).

Para estudiar los determinantes de la sincronía de los precios de la vivienda, planteamos un modelo de panel bilateral en S_{ijt} como función del grado de integración bancaria IB_{ijt}, un conjunto de controles macroeconómicos de dimensión bilateral Z_{ijt}, y un conjunto de controles estructurales, también de dimensión bilateral, X_{ijt}.

El vector Z_{ijt} incluye variables asociadas a los determinantes idiosincrásicos de los precios de la vivienda, tales como el crecimiento del PIB y la inflación; mientras que el set de controles X_{ijt} incluye variables estructurales, tales como el grado de apertura de la cuenta de capitales (Chinn e Ito, 2006), el grado de flexibilidad cambiaria (Reinhart y Rogoff, 2004), y una medida de profundidad financiera equivalente al *stock* de crédito bancario como porcentaje del PIB. Por último, se incluyen efectos fijos para el par de países i, j y efectos fijos temporales a nivel trimestral.

Los vectores Z_{ijt} y X_{ijt} incluyen cada variable de manera multiplicativa, es decir $Z_{ijt} = Z_{it} Z_{jt}$ y $X_{ijt} = X_{it} X_{jt}$. Esta manera de incorporar las variables explicativas en la estimación de S_{ijt} permite una adecuada interpretación de los resultados, ya que éstas se asemejan a una covariación entre las variables de i y j.

Esta estrategia de estimación es similar a la utilizada extensamente en los modelos de gravedad (*gravity models*) de comercio internacional (Frankel y Rose, 1997, 1998; Fatás, 1997; Clark y van Wincoop, 2001) y, más recientemente, en modelos de gravedad de flujos de capitales bancarios transfronterizos (Herrmann y Mihaljek, 2010; McGuire y Tarashev, 2008; Müller y Uhde, 2013).

---

9 En el caso de Chile, el aumento del precio de la vivienda de los últimos años estaría fuertemente asociados al crecimiento del ingreso disponible, la caída en las tasas de interés y la expansión de los salarios (Silva y Vio, 2015).

Adicionalmente, analizamos el efecto de la CFG sobre los determinantes de la sincronía. En particular, nos interesa evaluar si la significancia del grado de integración bancaria es distinta en períodos de crisis versus períodos de no crisis.

1. Resultados

El cuadro 1 muestra los resultados para la estimación en *pool* de los determinantes de la sincronía de los precios de la vivienda para el subgrupo de economías avanzadas. El cuadro 2 hace lo propio para la sincronía entre economías avanzadas y emergentes. Todas las estimaciones incluyen efectos fijos para el par de países *i*,*j*, efectos fijos temporales a nivel trimestral y errores robustos[10].

Respecto del grado de significancia de la integración bancaria, encontramos que para ambos subgrupos de países la integración bancaria es positiva y significativa. El efecto positivo y significativo de la integración bancaria como determinante de la sincronía de los precios de la vivienda en ambas economías es robusto en todas las especificaciones.

En relación con los controles macroeconómicos, el impacto del crecimiento económico y de la inflación es positivo y significativo para el grupo de economías avanzadas, indicando que ambos factores idiosincrásicos tienden a covariar en el tiempo en este subgrupo de economías, lo que contribuye a una mayor sincronía en los precios de la vivienda de estos países.

Por otra parte, la sincronía de los precios de la vivienda entre economías avanzadas y emergentes está negativamente relacionada con el crecimiento económico, aunque no de manera significativa. Lo anterior refleja que la dinámica de crecimiento económico entre estas economías es tal que contribuye a que los precios de la vivienda de estas economías crezcan a tasas distintas, pero su efecto sobre el grado de sincronía de los precios de la vivienda es nulo. En tanto, la variable inflación contribuye de manera positiva y significativa en el grado de sincronía de los precios de la vivienda. Un tanto distinto es el caso de las economías avanzadas, donde el crecimiento económico y la inflación son más homogéneos, contribuyendo de esta forma a que los precios de la vivienda crezcan de manera similar.

En cuanto a las variables estructurales incluidas en nuestras estimaciones, tanto la apertura de la cuenta de capitales —medida a partir del índice de Chinn e Ito— como la profundidad financiera —medida por el nivel de crédito

10 Nótese que el grado de sincronía del país i con el país j es el mismo que el del país j con el país i. Por lo tanto, las estimaciones son realizadas con la mitad de los pares de países i,j observados. Esto mismo aplica para la variable integración bancaria y los controles mencionados, ya que, por construcción, los valores observados para el par de países i,j serían los mismos para el par de países j,i. Por otra parte, el período de análisis de las estimaciones es 2000.I – 2012.III, debido a que los datos de préstamos y depósitos transfronterizos están disponibles en nuestra base hasta el tercer trimestre del año 2012.

bancario sobre PIB— están negativamente asociadas con el grado de sincronía en los precios de la vivienda. Este resultado es similar para economías tanto avanzadas como emergentes. Por otra parte, el grado de flexibilidad cambiaria no presenta un efecto estadísticamente significativo.

Finalmente, evaluamos si la integración bancaria tiene un efecto distinto sobre la sincronía de precios de la vivienda en períodos de crisis versus períodos de mayor normalidad. En particular, la columna 7 de los cuadros 1 y 2 muestra el efecto de la crisis interactuada con el grado de integración bancaria. Los resultados muestran que, para el subgrupo de economías avanzadas, el efecto positivo de la integración bancaria sobre la sincronía de los precios de la vivienda se pierde en tiempos de crisis. Por otra parte, para el subgrupo de economías avanzadas y emergentes, el efecto de la integración bancaria incrementa su significancia en tiempos de crisis. Lo anterior refleja el hecho de que durante la crisis financiera global el volumen de integración financiera cayó de manera generalizada (gráfico A2 en el apéndice), al mismo tiempo que el grado de sincronía de los precios de la vivienda se mantuvo en las economías avanzadas y cayó para el subgrupo de economías avanzadas y emergentes (gráfico 3).

Cuadro 1

Determinantes del grado de sincronía en el precio de la vivienda, grupo avanzados – avanzados

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Log $IB_{ij,t-1}$	0,471***	0,463***	0,402***	0,460***	0,570***	0,500***	
	(0,0965)	(0,0963)	(0,0964)	(0,0965)	(0,0963)	(0,0965)	
PIB $Crec_{ijt}$		0,0613***	0,0657***	0,0611***	0,0416***	0,0456***	0,0473***
		(0,00984)	(0,00986)	(0,00985)	(0,00986)	(0,00987)	(0,00982)
$Inflación_{ijt}$		11,60***	12,90***	11,59***	9,526***	10,89***	10,93***
		(1,858)	(1,878)	(1,858)	(1,850)	(1,871)	(1,869)
Log $apertura_{ijt}$			-3,392***			-3,705***	-3,951***
			(0,743)			(0,745)	(0,753)
Log ERA_{ijt}				-0,947		-1,290	-1,391
				(0,912)		(0,935)	(0,937)
Log prof. $financiera_{ijt}$					-4,272***	-4,353***	-4,352***
					(0,355)	(0,356)	(0,355)
Log $IB_{ij,t-1}$ * N							0,519***
							(0,0958)
Log $IB_{ij,t-1}$ * SP							0,144
							(0,124)
Nº de observaciones	9.363	9.363	9.363	9.363	9.363	9.363	9.363
R^2	0,215	0,223	0,225	0,223	0,235	0,237	0,239
R^2 ajustado	0,192	0,200	0,202	0,200	0,212	0,215	0,217
Par ID FE	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Fecha FE	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Error robusto	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Período	2000.I-2012.III	2000.I-2012.III	2000.I-2012.III	2000.I-2012.III	2000.I-2012.III	2000.I-2012.III	2000.I-2012.III

Fuente: Elaboración propia.

Nota: *N* es una *dummy* que refleja tiempos de no crisis y *SP* es una *dummy* que refleja el período de la crisis *subprime*, 2008.IV – 2009.II.

Error estándar robusto entre paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1,

Cuadro 2

Determinantes del grado de sincronía en el precio de la vivienda, grupo avanzados – emergentes

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Log $IB_{ij,t-1}$	0,553**	0,548**	0,548**	0,538**	0,629***	0,627***	
	(0,244)	(0,243)	(0,244)	(0,243)	(0,241)	(0,241)	
PIB $Crec_{ijt}$		-0,00819	-0,0168	-0,00986	-0,00760	-0,0188	-0,0165
		(0,0157)	(0,0158)	(0,0156)	(0,0155)	(0,0156)	(0,0155)
Inflación$_{ijt}$		6,707***	6,872***	6,479**	6,934***	6,950***	7,329***
		(2,538)	(2,459)	(2,518)	(2,505)	(2,390)	(2,395)
Log apertura$_{ijt}$			-1,639***			-1,869***	-1,806***
			(0,464)			(0,446)	(0,446)
Log ERA$_{ijt}$				-1,448		-1,230	-1,183
				(0,970)		(0,955)	(0,958)
Log prof. financiera$_{ijt}$					-2,830***	-3,089***	-2,953***
					(0,751)	(0,758)	(0,757)
Log $IB_{ij,t-1}$ * N							0,433*
							(0,241)
Log $IB_{ij,t-1}$ * SP							3,139***
							(0,619)
Nº de observaciones	4.154	4.154	4.154	4.154	4.154	4.154	4.154
R^2	0,375	0,377	0,379	0,377	0,380	0,384	0,390
R^2 ajustado	0,327	0,329	0,331	0,329	0,332	0,336	0,342
Par ID FE	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Fecha FE	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Error robusto	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Período	2000.I-2012.III	2000.I-2012.III	2000.I-2012.III	2000.I-2012.III	2000.I-2012.III	2000.I-2012.III	2000.I-2012.III

Fuente: Elaboración propia.

Nota: N es una *dummy* de no crisis y *SP* es una *dummy* para el período 2008.IV – 2009.II. Error estándar robusto entre paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1,

V. CONCLUSIONES

Esta nota analiza la evolución del grado de sincronía en el crecimiento de los precios de la vivienda entre países. Encuentra que los precios de la vivienda en Chile están levemente más sincronizados con los precios de la vivienda de economías avanzadas que con los de economías emergentes. El grado de sincronía entre economías avanzadas es mayor al que se encuentra para el subconjunto de economías avanzadas y emergentes.

Adicionalmente, provee evidencia de que la sincronía de los precios de la vivienda está positivamente relacionada con el grado de integración bancaria entre países para ambos grupos de economías. Por otra parte, el crecimiento económico es una fuente de mayor sincronía de los precios de la vivienda entre economías avanzadas, pero contribuye a su divergencia, aunque no de manera significativa, cuando se analiza la sincronía entre economías avanzadas y emergentes.

Finalmente, nuestras estimaciones muestran que la importancia de la integración bancaria como determinante del grado de sincronía de los precios de la vivienda se pierde en tiempos de crisis en el subgrupo de economías avanzadas, debido a que la dispersión en el crecimiento de los precios de la vivienda tiende a aumentar.

REFERENCIAS

Calderón, C., A. Chong y E. Stein (2007). "Trade Intensity and Business Cycle Synchronization: Are developing countries any different?" *Journal of International Economics* 71: 2–21.

Caporale, G., R. De Santis y A. Girardi (2015). "Trade Intensity and Output Synchronisation: On the Endogeneity Properties of EMU". *Journal of Financial Stability* 16: 154–63.

Cesa-Bianchi, A., L.F. Céspedes y A. Rebucci (2015). "Global Liquidity, House Prices, and the Macroeconomy: Evidence from Advanced and Emerging Economies". *Journal of Money, Credit and Banking* 47(S1): 301–35.

Chinn, M.D. e I. Hiro (2006). "What Matters for Financial Development? Capital Controls, Institutions, and Interactions". *Journal of Development Economics* 81(1): 163–92.

Clark, T.E. y E. van Wincoop (2001). "Borders and Business Cycles". *Journal of International Economics* 55(1): 59–85.

Fatás, A. (1997). "EMU: Countries or Regions? Lessons from the EMS Experience". *European Economic Review* 41(3): 743–51.

Frankel, J.A. y A.K. Rose (1997). "Is EMU More Justifiable Ex Post than Ex Ante?" *European Economic Review* 41(3): 753–60.

Frankel, J.A. y A.K. Rose (1998). "The Endogenity of the Optimum Currency Area Criteria". *Economic Journal* 108(449): 1009–25.

Giannone, D., M. Lenza y L. Reichlin (2009). "Business Cycles in the Euro Area". CEPR Discussion Papers 7124.

Herrero, A. y J.M. Ruiz (2008). "Do Trade and Financial Links Foster Business Cycle Synchronization in a Small Economy?" *Moneda y Crédito* 226: 187–238.

Herrmann, S. y D. Mihaljek (2010). "The Determinants of Cross-Border Bank Flows to Emerging Markets: New Empirical Evidence on the Spread of Financial Crises". BIS Working Papers 315, Bank for International Settlements.

Jara, A. y E. Olaberría (2013). "Are All Capital Inflows Associated with Booms in House Prices? An Empirical Evaluation". Documento de Trabajo Nº696, Banco Central de Chile.

Kalemli-Ozcan, S., E. Papaioannou y J.L. Peydro (2009). "Financial Integration and Business Cycle Synchronization". NBER Working Paper 14887.

McGuire, P. y N. Tarashev (2008). "Bank Health and Lending to Emerging Markets". *BIS Quarterly Review* (diciembre): 67–80.

Milcheva, S. y B. Zhu (2015). "Bank Integration and Co-movements across Housing Markets". *Journal of Banking & Finance*. Forthcoming.

Müller, O. y A. Uhde (2013). "Cross-Border Bank Lending: Empirical Evidence on New Determinants from OECD Banking Markets". *Journal of International Financial Markets*, *Institutions and Money* 23: 136–62.

Reinhart, C.M. y K.S. Rogoff (2004). "The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation". *Quarterly Journal of Economics* 119(1): 1–48.

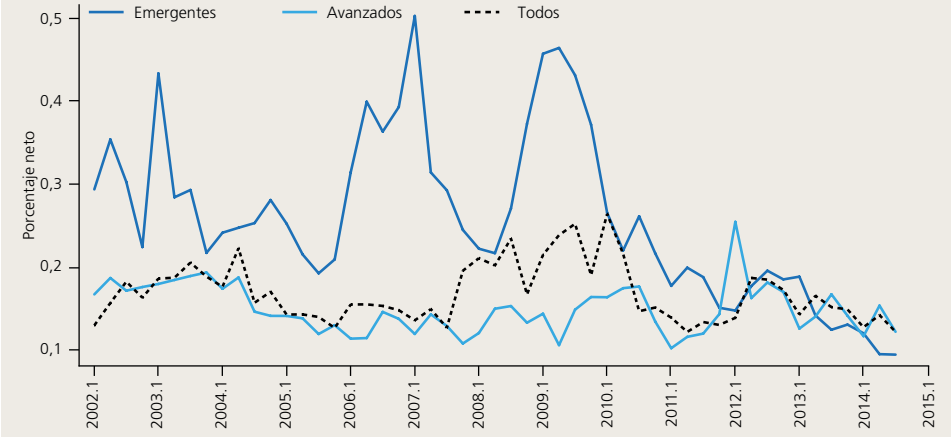
Silva, C.G. y C. Vio (2015). "Los Precios de la Vivienda y Factores Macroeconómicos: El Caso de Chile". *Economía Chilena* 18(1): 4-24.

APÉNDICE A

DISPERSIÓN DE LOS PRECIOS DE LA VIVIENDA Y FRECUENCIA NETA DE EXPANSIÓN DE LOS FLUJOS BANCARIOS

Gráfico A1

Dispersión de los precios de la vivienda



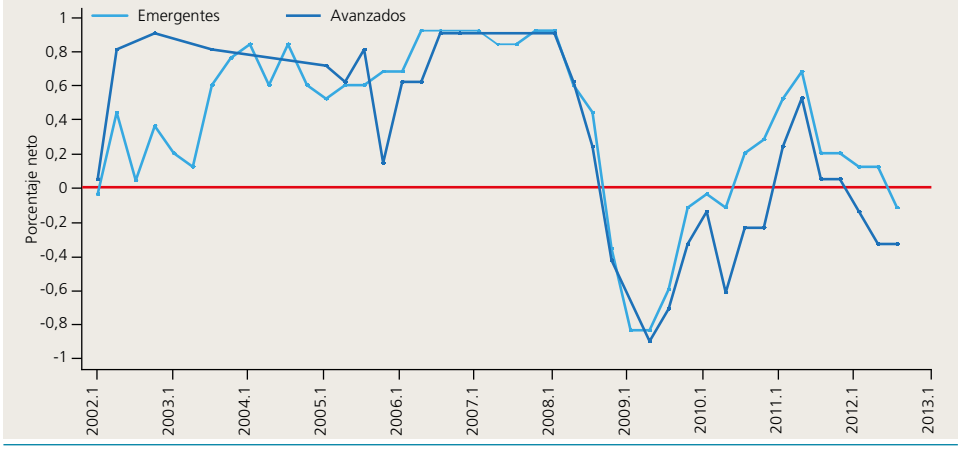
Fuente: Cálculo de los autores a base de información del BIS.

Nota: Medimos la dispersión como la diferencia entre el percentil 90 y el percentil 10 de del crecimiento de los precios de la vivienda para cada uno de los grupos.

Gráfico A2

Frecuencia neta de expansión en el crecimiento de los flujos bancarios

(porcentaje)



Fuente: Cálculo de los autores a base de información del BIS.

Nota: mide el número de países que se expande menos aquellos que se contraen, es decir, donde el crecimiento de los flujos bancarios es positivo y negativo, respectivamente.

Cuadro A1

Listado de países incluidos en la base de precios de la vivienda

País	Observaciones	Fuente	Cobertura	Tipo
Alemania	100	Dallas	Nacional	Familias
Australia	100	BIS	Ciudades	Familias
Austria	100	BIS	Capital	Familias
Bélgica	100	BIS	Nacional	Familias
Brasil	56	BIS	Nacional	Propiedades
Bulgaria	24	BIS	Nacional	Departamentos
Canadá	100	OCDE	Nacional	Propiedades
Chile	51	BIS	Capital	Todas
Chipre	52	BIS	Nacional	Propiedades
Colombia	100	BIS	Ciudades	Todas
Corea del Sur	100	Dallas	Nacional	Propiedades
Croacia	100	Dallas	Nacional	Propiedades
Dinamarca	100	Dallas	Nacional	Familias
Eslovaquia	40	BIS	Nacional	Propiedades
Eslovenia	32	BIS	Nacional	Familias
España	100	Dallas	Nacional	Propiedades
Estados Unidos	100	BIS	Nacional	Familias
Estonia	40	BIS	Nacional	Familias
Filipinas	28	BIS	Capital	Departamentos
Finlandia	100	OCDE	Nacional	Propiedades
Francia	100	Dallas	Nacional	Propiedades
Grecia	85	BIS	Ciudades	Departamentos
Hong Kong	100	BIS	Nacional	Propiedades
Hungría	32	BIS	Nacional	Propiedades
Indonesia	52	BIS	Ciudades	Propiedades
Irlanda	100	OCDE	Nacional	Propiedades
Islandia	37	OCDE	Nacional	Propiedades
Israel	100	Dallas	Nacional	Propiedades
Italia	100	Dallas	Ciudades	Propiedades
Japón	100	OCDE	Nacional	Urbano
Letonia	36	BIS	Nacional	Propiedades
Lituania	65	BIS	Nacional	Propiedades
Luxemburgo	100	Dallas	Nacional	Familias
Macedonia	40	BIS	Capital	Departamentos
Malasia	64	BIS	Nacional	Propiedades
Malta	59	BIS	Nacional	Propiedades
Marruecos	36	BIS	Nacional	Propiedades
México	40	BIS	Nacional	Propiedades
Noruega	100	Dallas	Nacional	Familias
Nueva Zelanda	100	BIS	Nacional	Propiedades
Países Bajos	100	Dallas	Nacional	Familias
Perú	68	BIS	Capital	Departamentos
Polonia	34	BIS	Capital	Departamentos
Portugal	98	OCDE	Nacional	Propiedades
Reino Unido	100	BIS	Nacional	Propiedades
República Checa	40	BIS	Nacional	Familias
Rumania	24	BIS	Nacional	Familias
Rusia	56	BIS	Urbanoo	Propiedades
Singapur	68	BIS	Nacional	Propiedades
Sudáfrica	100	Dallas	Nacional	Familias
Suecia	100	BIS	Nacional	Familias
Suiza	100	BIS	Nacional	Familias
Tailandia	28	BIS	Nacional	Propiedades

Cuadro A2

Descripción de las variables

Variable	Fuente	Descripción
Activos	BIS - IBRL	*Stock* de activos bancarios transfronterizos entre el país *i* y el país *j*, todos los sectores.
Pasivos	BIS - IBRL	*Stock* de pasivos bancarios transfronterizos entre el país *i* y el país *j*, todos los sectores.
Crecimiento del PIB	Banco Mundial	Tasa de crecimieto anual del PIB.
Inflación	IFS	Inflación obetenida trimestralmente del IFS.
Apertura	Chinn and Ito (2006)	Apertura financiera de *jure*.
Régimen de tipo de cambio (ERA)	Reinhart y Rogoff (2004)	Clasificación del régimen cambiario (1 unión monetaria y 6 libre flotación).
Profundidad financiera	BIS - IFS	*Stock* del crédito privado como porcentaje del PIB.

Cuadro A3

Correlaciones

	S_{ijt}	*Log* $IB_{ij,t}$	*PIB* $Crec_{ijt}$	Inflación$_{ijt}$	Log apertura$_{ijt}$	Log ERA$_{ijt}$	Log prof. financiera$_{ijt}$
S_{ijt}	1						
Log $IB_{ij,t}$	0,15	1					
PIB Crec$_{ijt}$	-0,1541	-0,1112	1				
Inflación$_{ijt}$	-0,1095	-0,1371	-0,0528	1			
Log apertura$_{ijt}$	0,1006	0,306	-0,0566	-0,2359	1		
Log ERA$_{ijt}$	0,0052	-0,1025	0,0575	-0,0157	-0,2151	1	
Log prof. financiera $_{ijt}$	0,1517	0,4741	-0,1537	-0,1561	0,2037	-0,0627	1

Cuadro A4

Estadísticas descriptivas

Estadístico	Chile - Todos					Avanzados - Emergentes					Avanzados - Avanzados				
	Avg	Sd	p50	p25	p75	Avg	Sd	p50	p25	p75	Avg	Sd	p50	p25	p75
S_{ijt}	-7,86	2,63	-7,18	-8,91	-6,06	-10,09	1,60	-9,90	-10,86	-8,81	-6,65	1,00	-6,47	-7,39	-5,99
Log $IB_{ij,t}$	-3,70	0,21	-3,72	-3,87	-3,56	-3,35	0,18	-3,31	-3,49	-3,21	-1,03	0,16	-1,04	-1,14	-0,90
PIB $Crec_{ijt}$	15,93	7,76	19,83	9,36	23,39	11,54	7,74	11,01	5,85	17,62	6,27	5,06	3,83	2,91	9,90
Inflación$_{ijt}$	11,51	11,85	8,25	4,98	12,76	8,41	5,86	7,57	5,45	9,56	5,01	3,18	4,34	3,32	6,65
Log apertura$_{ijt}$	3,51	0,76	3,79	3,05	4,16	2,43	0,41	2,43	2,08	2,80	5,55	0,14	5,60	5,48	5,65
Log ERA_{ijt}	6,78	0,20	6,75	6,58	6,97	4,76	0,24	4,78	4,56	4,92	3,69	0,09	3,77	3,60	3,77
Log prof. financiera $_{ijt}$	9,14	0,14	9,08	9,03	9,26	9,40	0,38	9,30	9,03	9,77	10,16	0,35	10,19	9,84	10,48

CRÓNICA

SÍNTESIS DEL TALLER "INSTITUCIONES DE IMPORTANCIA SISTÉMICA: IDENTIFICACIÓN Y DESAFÍOS REGULATORIOS"

Rodrigo Cifuentes S.*
Alejandro Jara R. *

I. INTRODUCCIÓN

Una de las lecciones de la crisis financiera global que se desencadenara en el 2008 es la importancia de mitigar los riesgos que provienen de las instituciones financieras de importancia sistémica (IFIS). Para reducir estos riesgos, el primer paso es identificar a las IFIS. En segundo lugar, se requiere establecer regulaciones en distintos ámbitos que limiten la exposición tanto del sistema como de las finanzas públicas en un escenario de fragilidad de alguna de estas instituciones. En este sentido, las iniciativas regulatorias abordan distintas dimensiones: i) acotar el riesgo de contagio limitando las exposiciones interbancarias, ii) reducir la probabilidad de caída de una institución sistémica aumentando sus requerimientos de capital y iii) hacer más creíble el proceso de resolución de una institución, independientemente de su tamaño, de manera de evitar la creencia – y las ventajas competitivas que se derivan de ella – de que algunas instituciones son demasiado grandes para caer (*too-big-to-fail*).

Esta nota presenta metodologías de identificación de IFIS y discute los desafíos regulatorios asociados a la resolución bancaria de IFIS a la luz de los antecedentes presentados en el taller **"**Instituciones de importancia sistémica: identificación y desafíos regulatorios**"** organizado por el Banco Central de Chile.

II. IDENTIFICACIÓN DE INSTITUCIONES DE IMPORTANCIA SISTÉMICA

Existen distintas formas de aproximarse a la identificación de una IFIS. La elección del método o técnica específica de identificación depende de factores tales como la disponibilidad de información y el objetivo último de la identificación (v.g. control de exposiciones directas versus impacto agregado en el sistema). En la práctica, los reguladores financieros han usado criterios de identificación de IFIS centrados en el tamaño de las instituciones financieras. Sin embargo, la experiencia reciente demuestra que el grado de importancia sistémica de una institución financiera puede ir más allá de su tamaño relativo. El *Financial Stability Board*, por ejemplo, ha enfatizado que una institución es sistémicamente importante cuando su viabilidad es fundamental para el buen

* *Gerencia de Investigación Financiera, Banco Central de Chile. E-mails: rcifuent@bcentral.cl; ajara@bcentral.cl*

funcionamiento del sistema financiero, es decir, si "debido a su tamaño, en términos de activos, es suficientemente grande; está altamente interconectada al interior del sistema financiero; o es incapaz de dejar de existir sin generar efectos significativos en el sistema financiero y la actividad económica" (FSB, 2010). A nivel académico, las técnicas y métodos utilizados para identificar IFIS pueden ser agrupados en dos grandes enfoques. Por una parte, el enfoque que mide el impacto de la mayor fragilidad financiera de una institución específica en la estabilidad *del sistema* como un todo, y otro que compara el impacto en la fragilidad financiera *de cada institución* ante un *shock* sobre el sistema. En el primer enfoque, aquella institución que genere un daño mayor en el sistema es considerada sistémicamente relevante. Con el segundo enfoque, aquella institución que quede con el mayor déficit absoluto de capital frente a un *shock* agregado es la que se considera sistémicamente importante.

Por ejemplo, el valor en riesgo condicional[1] de Adrian y Brunnermeier (2011) identifica IFIS a partir de su contribución al riesgo. En este caso, el CoVaR se define como el valor en riesgo (*value at risk*, VaR) del sistema financiero, condicionado a que una institución financiera se encuentre en dificultades. La contribución al riesgo sistémico se define como la diferencia entre el CoVaR condicionado en que una institución esté en dificultades y el CoVaR en el estado medio de la institución. Alternativamente, el *Shapley ratio* asigna el riesgo agregado (sistémico) a cada institución sobre la base de su contribución promedio al riesgo en cada uno de los subgrupos donde la institución participa (Tarashev et al., 2010; Gauthier et al., 2010; Staum y Liu, 2012; Drehmann et al., 2011). En este espíritu también se encuentran las mediciones del impacto de vínculos interbancarios en la transmisión de los problemas de una institución a otra derivadas de los modelos de redes (Chan-Lau, 2010 y Upper, 2011), y los modelos que calculan la probabilidad de que un banco quiebre, condicionado en que otro banco también quiebre (Segoviano y Goodhart, 2009)[2].

Por otra parte, es posible medir la importancia sistémica de una institución comparando las pérdidas incurridas por esta institución frente a una perturbación o *shock* específico de carácter sistémico (v.g. un aumento de la tasa de interés, una caída en el precio de la vivienda, una corrida bancaria), con las pérdidas del sistema financiero agregado. Un ejemplo de este enfoque es el déficit marginal esperado (MES)[3] de Acharya (2009), Acharya et al. (2009), Acharya et al. (2012), y Brownlees y Engle (2011). El MES se define como el déficit esperado de capital por debajo del mínimo regulatorio que una institución requiere en caso de ocurrir un evento o *shock* agregado de carácter sistémico. El nivel de capital requerido a la vez depende del nivel de apalancamiento de cada institución y de la correlación que cada institución tiene con el *shock* agregado en períodos de estrés.

---

1 Conditional value at risk o CoVar por su sigla en inglés.

2 Una de las dificultades que presenta la implementación de estas técnicas de medición del riesgo sistémico es que los eventos de riesgo sistémico propiamente tales son poco frecuentes.

3 Marginal expected shortfall o MES por su sigla en inglés.

III. ALGUNOS MÉTODOS DE IDENTIFICACIÓN

Durante el taller se presentaron en detalle tres medidas utilizadas en la literatura para la identificación de IFIS, dos de ellas aplicadas al caso chileno. En primer lugar, Viral Acharya presentó la aplicación del déficit marginal esperado que realiza periódicamente el proyecto V-Lab de NYU, basada principalmente en información de mercado diaria de la volatilidad y de las correlaciones entre distintos activos financieros de las principales instituciones financieras, tanto a nivel global como para Estados Unidos[4]. Luego, Rodrigo Cifuentes y Rubén Poblete-Cazenave presentaron una medida de importancia sistémica de instituciones del sistema bancario chileno a partir de las exposiciones interbancarias. Diego Avanzini y Alejandro Jara presentaron una aplicación del análisis de componentes principales (PCA) para medir el grado de exposición a riesgos comunes e identificar IFIS. En este último caso, la medida de importancia sistémica se calcula sobre la base de indicadores de rentabilidad mensual obtenidos de la información contable de las instituciones bancarias.

El MES presentado por Acharya supone que una institución financiera deja de funcionar cuando el valor de su capital cae por debajo de un cierto porcentaje de sus obligaciones. Si bien en tiempos normales una institución en estas condiciones puede recaudar capital, ser adquirida por otra institución o, alternativamente, hacer frente a una quiebra ordenada, en tiempos de estrés es más probable que tal institución deje de cumplir con sus obligaciones, abriendo espacio a una potencial intervención de parte de las autoridades. Es esta intervención, y su consiguiente impacto sobre el sector real y financiero agregado, lo que hace que una institución en problemas sea considerada sistémicamente importante. Por lo tanto, el MES mide el grado de importancia sistémica a partir de la estimación del capital que una institución financiera necesita recaudar para alcanzar el mínimo regulatorio (*capital shortfall*) de ocurrir un evento o *shock* agregado de magnitud importante[5]. De esta forma, esta medida de nivel de capital requerido captura varias de las características que tradicionalmente se asocian a IFIS, tales como el tamaño de la institución, el nivel de apalancamiento y el grado de interconexión con el resto del sistema financiero.

En la práctica, el MES es estimado diariamente a partir de la relación que se genera en tiempos de estrés entre el retorno del capital de una institución individual y el mercado (*downside beta*). Esta relación se obtiene a partir de la estimación de volatilidades asimétricas y de la aplicación de métodos de correlación y cópula; las que luego son utilizadas para calcular el impacto que una caída significativa del mercado tendría sobre el valor de las acciones de una institución en particular. Por último, las pérdidas patrimoniales generadas por el *shock* agregado se combinan con el valor de mercado del capital y el valor

4 Para más detalles, ver el proyecto V-Lab de NYU (http://vlab.stern.nyu.edu/).

5 En este sentido, esta medida de riesgo sistémico es conceptualmente equivalente a las pruebas de tensión (que se aplican regularmente al sistema financiero, en cuanto evalúa el capital mínimo requerido por una institución para hacer frente a un escenario adverso.

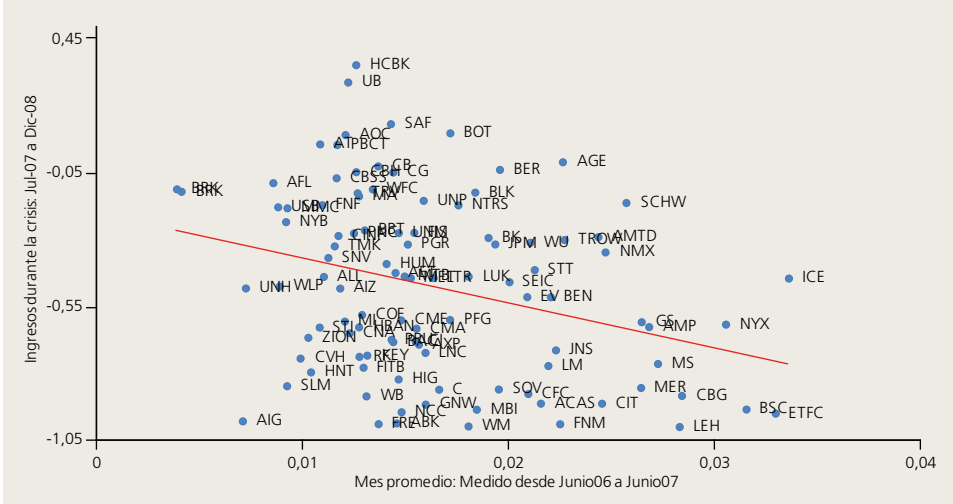
contable de las obligaciones para determinar el nivel de capital requerido para mantener el capital mínimo regulatorio[6]. En consecuencia, el MES permite identificar IFIS que no necesariamente corresponden al grupo de instituciones de mayor tamaño, ya que una institución de gran tamaño puede tener una estructura de activos que no tenga una alta correlación con la economía en su conjunto. De igual forma, esta institución puede presentar un nivel de apalancamiento menor, lo que se traduciría a su vez en un menor riesgo sistémico relativo.

El MES ha sido reconocido en la práctica como un método efectivo para identificar IFIS en aquellos casos en los que se cuenta con adecuada información de mercado. Por ejemplo, la identificación de IFIS a nivel global[7] a partir de la aplicación del MES provee resultados similares a los presentados por el Comité de Supervisión Bancaria de Basilea[8] (BCBS, 2011) a partir de indicadores contables. Adicionalmente, estimaciones *ex ante* del MES tienden a predecir las pérdidas ocurridas en una crisis, tanto en términos de la caída en el precio de mercado de las instituciones bancarias (gráfico 1) como en el nivel de su CDS.

Gráfico 1

Poder predictivo del MES: 2007-08

(retorno accionario durante la crisis: julio 2007- diciembre 2008)



Fuente: Acharya et al. (2009).

6 En este contexto, la caída de una institución es más peligrosa para la economía en su conjunto si al momento de su caída no existen inversionistas que puedan asumir sus obligaciones, es decir, cuando la economía en su conjunto presenta una restricción de capital.

7 Es decir, aquellas instituciones con un elevado nivel de interconexión y actividad transfronteriza o Global SIFIs (G-SIFIS) por su sigla en inglés.

8 Basel Committee on Banking Supervision (BCBS).

Una de las principales desventajas de este tipo de medidas es que utiliza la capitalización bursátil para medir el valor de los activos de las instituciones financieras. En tal sentido, el MES depende completamente tanto de la calidad como de la representatividad de la información de mercado existente. En consecuencia, en economías menos desarrolladas, donde solo un número reducido de instituciones financieras cotizan en bolsa, tal como es el caso de Chile, la identificación de IFIS a partir del MES puede ser menos pertinente[9].

Por otra parte, Cifuentes y Poblete-Cazenave (2013) desarrollan una medida de importancia sistémica basada en las exposiciones interbancarias efectivas y en simulaciones contrafactuales que asumen la liquidación de una institución[10]. En particular, esta medida considera que la liquidación de una institución resulta en un pago parcial de sus obligaciones (*loss given default o LGD*) y en el cese de su financiamiento a otras instituciones. De esta manera, el riesgo sistémico se mide a partir de las pérdidas generadas por la caída de una institución como consecuencia de los préstamos que esta institución deja de pagar (riesgo de crédito para la contraparte acreedora) y de los préstamos que esta institución deja de otorgar (riesgo de financiamiento para la contraparte deudora). Las pérdidas de un banco por una exposición importante a otro pueden eventualmente generarle problemas para cumplir con sus obligaciones o incapacidad de proveer financiamiento a otros, con lo que el problema puede propagarse.

Más específicamente, de acuerdo con Cifuentes y Poblete-Cazenave (2013), las pérdidas de capital para cada banco *i* por *riesgo de crédito* asociado a la caída del banco *j*, equivale a la exposición del banco *i* al banco *j* multiplicada por la pérdida dado el incumplimiento (*LGD*). Por otra parte, las pérdidas de capital asociadas al *riesgo de financiamiento* dependen del grado en que el financiamiento perdido (créditos del banco *j* al banco *i*) puede ser reemplazado en el mercado interbancario (tasa de remplazo). Para aquella parte del financiamiento que no puede ser reemplazada —ya sea en el mercado interbancario o desde otra fuente— el banco deudor deberá liquidar activos. Según la liquidez de estos, el banco puede enfrentar una pérdida por venta forzosa (*fire-sale*). Por último, los autores consideran también el caso de corridas. Estas ocurren contra un banco que ha experimentado pérdidas de magnitud considerable y/o que lo dejan cerca del límite de capital regulatorio. En este caso, la pérdida de financiamiento afecta no solo a aquel que recibe de otra institución en problemas sino que, eventualmente, a todo su financiamiento interbancario.

El cuadro 1 muestra las pérdidas generadas por la caída de bancos pertenecientes a distintos grupos en el caso de Chile. El criterio para considerar que un banco ha sido afectado por la caída inicial de otro banco es que su nivel de capital sea inferior al mínimo regulatorio. Los números en cada celda indican el porcentaje

9 En Chile, menos del 30% de los bancos transa en bolsa. Sin embargo, estas instituciones representan cerca del 70% de los activos totales del sistema.

10 Una institución es considerada en problemas cuando su nivel de capital se encuentra por debajo de un nivel de capital mínimo. Los autores consideran dos escenarios polares, uno donde el capital mínimo es cero y otro donde el capital mínimo es igual al mínimo requerido por la regulación.

de casos en que se registraron las respectivas pérdidas de capital en el resto del sistema. Cabe recordar que esta magnitud de impacto excluye el capital del banco que cae. Se presentan los resultados para tres períodos. Para cada mes dentro de cada período, se consideran las posiciones de balance e interbancarias de los bancos y se simula la caída hipotética de cada banco.

Varios puntos son interesantes de destacar del cuadro 1. Primero, el impacto sistémico no está directamente correlacionado con el tamaño del banco. Esto se puede constatar dado que algunos bancos grandes no generan pérdidas en el sistema, y dado que algunos bancos medianos o pequeños sí lo hacen. En segundo lugar, las corridas pueden ser una fuente relevante de riesgo sistémico. Esto se manifiesta en particular en el segundo y tercer período de la simulación. En tercer lugar, el impacto sistémico de instituciones (o su importancia sistémica) varía en el tiempo.

De acuerdo con Cifuentes y Poblete-Cazenave (2013), el cambio en el grado de importancia sistémica de instituciones específicas que se observa en el tiempo no es producto del cambio en el tamaño del mercado interbancario, sino del grado de capitalización que presenta la banca. En efecto, tal como muestra el gráfico 2, el exceso de capital medido como la diferencia entre el capital efectivo y el requerimiento regulatorio, es mayor en el segundo y en el tercer período que el observado durante el primer período de la simulación (gráfico 2)[11]. De este modo, se verifica que la posibilidad de que un banco genere un efecto importante en el sistema es mayor cuando la holgura de capital del sistema es más reducida.

Cuadro 1

Distribución del impacto sistémico por tipo de banco

		Sin corridas				Con corridas			
Junio - Noviembre 2008	Muy alto	3	-	29	83	-	-	36	83
	Alto	-	-	2	8	-	-	7	17
	Mediano	-	-	-	-	6	-	-	-
	Moderado	2	-	2	-	-	-	-	-
	Bajo	95	100	67	8	94	100	57	-
Julio 2009 - Mayo 2010	Muy alto	-	-	-	-	-	-	-	-
	Alto	-	-	-	5	-	-	1	55
	Mediano	-	-	-	-	-	-	1	11
	Moderado	-	-	3	82	-	-	-	27
	Bajo	100	100	97	14	100	100	97	7
Enero - Junio 2012	Muy alto	-	-	-	-	-	-	-	21
	Alto	-	-	-	4	-	-	8	21
	Mediano	-	-	-	4	-	-	-	4
	Moderado	-	-	22	63	-	-	17	46
	Bajo	100	100	78	29	100	100	75	8
		Pequeños	Consumo	Medianos	Grandes	Pequeños	Consumo	Medianos	Grandes

Fuente: Cifuentes y Poblete-Cazenave (2013).

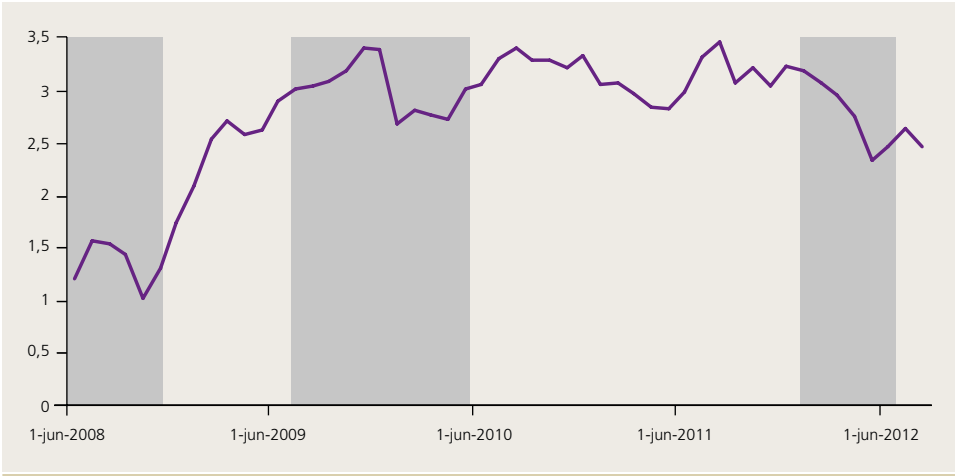
Nota: El impacto se mide como las pérdidas de capital producidas por la caída de un banco como porcentaje del capital del sistema. Los niveles de impacto se definen como: **Bajo**: Pérdidas bajo 2%; **Moderado**: Pérdidas entre 2% y 5%; **Medio**: Pérdidas entre 5% y 15%; **Alto:** Pérdidas entre 15% y 25%; **Muy alto**: Pérdidas sobre 25%.

11 Las áreas sombreadas muestran los mismos subperíodos utilizados en el cuadro 1.

Gráfico 2

Exceso de capital sobre el regulatorio

(porcentaje)



Fuente: Cifuentes y Poblete-Cazenave (2013).

Cabe mencionar que la importancia sistémica de una institución financiera no es independiente de la situación del sistema en su conjunto. Esto implica que la importancia sistémica está vinculada con otras medidas de riesgo sistémico, tales como la exposición del sistema a riesgos comunes. Este es el tema que abordan Avanzini y Jara (2013).

En particular, Avanzini y Jara (2013) se basan en la aplicación del análisis de componentes principales (*principal component analysis* o *PCA*) y la razón de absorción o *absorption ratio* (AR), sobre el desempeño o rentabilidad bancaria para medir el grado de exposición a riesgos comunes[12]. De acuerdo con este artículo, períodos de alta correlación entre el desempeño bancario (es decir, cuando los bancos se comportan de manera aglomerada o unificada), son interpretados como períodos de alta exposición a riesgos comunes. Este enfoque enfatiza que el comportamiento aglomerado entre bancos es consecuencia directa de la exposición a ciertos mercados, instrumentos o precios, o el resultado de la exposición indirecta que surge de la interconexión con instituciones sistémicamente relevantes. Por último, esta aproximación también permite identificar IFIS en el sistema bancario chileno a partir de su contribución al grado de exposición al riesgo común siguiendo el enfoque aplicado por Kritzman et al. (2011) y Kinlaw et al. (2011)[13].

12 Se utilizan dos indicadores contables de desempeño de los bancos: el retorno de los activos (ROA) y el margen de intermediación como porcentaje de los activos totales (IRM).

13 Este enfoque utiliza dos etapas para identificar IFIS. En primer lugar, identifica períodos de aumento significativo de la razón de absorción (AR). Luego, evalúa la contribución de cada institución individualmente al aumento de la AR.

Técnicamente, el *AR* representa la fracción de la variación total de la rentabilidad bancaria que es explicada por un número finito de vectores propios. Formalmente, si el sistema está compuesto por *N* bancos, durante un intervalo de tiempo determinado cuya última información se observa en *t*. El *AR* se define como:

$$\mathrm{AR}_{\mathrm{t}} = \frac{\sum_{\mathrm{i}=1}^{\mathrm{n}} \sigma_{\mathrm{E_i}}^2}{\sum_{\mathrm{j}=1}^{\mathrm{N}} \sigma_{\mathrm{A_j}}^2},$$

donde n es el número de vectores propios, $\sigma_{E_t}^2$ es la varianza del vector propio i, y $\sigma_{A_j}^2$ es la varianza de la rentabilidad del banco j.

Para identificar las IFIS, Avanzini y Jara (2013) utilizan el "puntaje de centralidad" o *centrality score* (CS). El CS mide el grado en que la rentabilidad de un banco en particular explica la varianza agregada y en este sentido mide la contribución que esta institución hace al riesgo sistémico.

Formalmente, el CS de un banco i en el tiempo t está dada por:

$$\mathrm{CS}_{it} = \frac{\sum_{j=1}^{n_t} AR_t^j \bullet \frac{\left|EV_{it}^j\right|}{\sum_{k=1}^{\mathrm{N_t}} \left|EV_{kt}^j\right|}}{\sum_{j=1}^{n_t} AR_t^j}$$

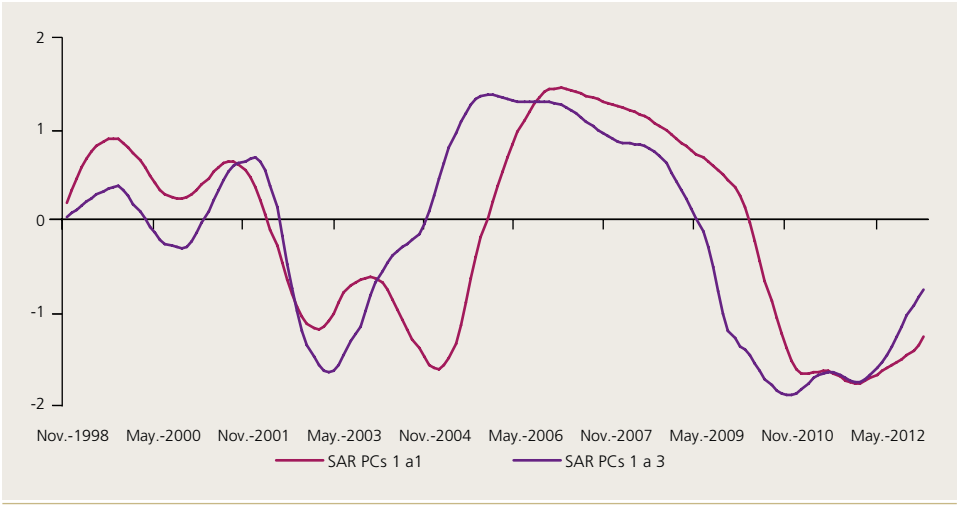
donde AR_t^j es la relación de absorción del j-ésimo vector propio, EV_{it}^j es la exposición del banco i-ésimo dentro del j-ésimo vector propio, n_t es el número de vectores propios en el numerador de la *AR*, y N_t es el número total de bancos.

Este artículo encuentra que el grado de exposición a riesgos comunes cambia en el tiempo, y que durante el período previo a la crisis financiera global de 2008-2009 aumentó de manera significativa. Esto se puede observar en el gráfico 3, que muestra el cambio estandarizado de *AR* (*SAR*) para el margen de intereses como porcentaje de los activos, tanto para un componente principal (PC) como para tres PC[14]. De especial importancia es el período cuando el *SAR* es superior a 1, lo que se interpreta como un aumento significativo del grado de aglomeración del comportamiento bancario y, en consecuencia, de un aumento del riesgo sistémico. Esto ocurre precisamente durante el período previo a la crisis *subprime*, en ambos casos presentados en el gráfico 3.

14 Ver Avanzini y Jara (2013) para más detalles.

Gráfico 3

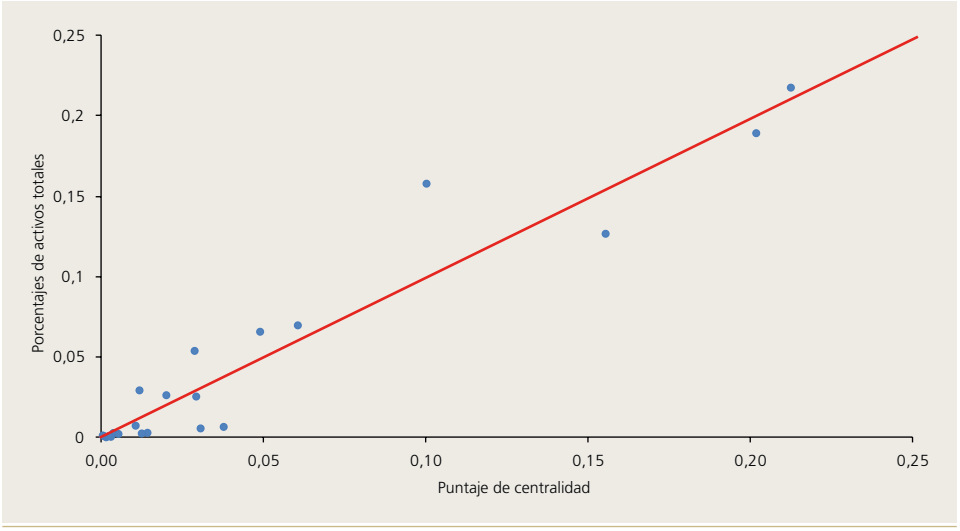
Cambio estandarizado de AR



Fuente: Avanzini y Jara (2013).

Gráfico 4

Puntaje de centralidad y participación de mercado



Fuente: Avanzini y Jara (2013).

Por otra parte, y al igual que en Cifuentes y Poblete-Cazenave (2013), se observa que el grado de importancia sistémica de una institución financiera no está necesariamente relacionada con el tamaño de sus activos. Esto se puede observar en el gráfico 4, donde se presenta el puntaje de centralidad promedio

de cada banco cuando el *SAR* supera 1[15]. El gráfico 4 muestra que, si bien los bancos de mayor tamaño tienden a presentar un mayor riesgo sistémico, la asociación no es monotónica, ya que bancos de menor tamaño relativo pueden presentar un mayor riesgo sistémico que aquellos relativamente más grandes.

Algunas reflexiones adicionales

Las técnicas y métodos discutidos durante el taller para identificar IFIS no están exentos de críticas en algunos casos, y de desafíos en otros. En particular, el uso del MES como medida de contribución al riesgo sistémico asume que el mercado cuenta con la información suficiente para evaluar el grado de interconexión que existe entre las instituciones financieras, y que esta información está reflejada en los precios de mercado. Sin embargo, tal como demostró la crisis *subprime*, el grado de interconexión y exposición cruzada que existe entre las instituciones financieras puede llegar a ser difícil de evaluar por el mercado.

En el caso de la evaluación del riesgo sistémico a partir de las interconexiones directas, un desafío de esta metodología es el modelamiento de las reglas de decisión de los bancos para entrar en relaciones de crédito con otros. Entendiendo mejor estas decisiones, es posible mejorar la simulación del comportamiento de la provisión de liquidez en períodos de estrés.

La aplicación de PCA para evaluar el grado de exposición a riesgos comunes enfrenta la principal crítica de no ser capaz (al menos directamente) de identificar la naturaleza de la exposición común. En ese sentido, representa una técnica estadística de medición donde las causas de la exposición común no son observadas por el evaluador.

Por último, el riesgo sistémico no puede atribuirse únicamente a un grupo específico de instituciones individuales (bancos), dado que los sistemas financieros se caracterizan por la existencia de interdependencias entre diversos intermediarios que cumplen diferentes funciones. En consecuencia, es importante considerar otros intermediarios financieros en el análisis. Los fondos de inversión, las compañías de seguros y las instituciones financieras no bancarias, así como la infraestructura financiera en general, contribuyen al buen funcionamiento del sistema económico y financiero, pudiendo llegar a ser sistémicamente relevantes.

IV. LA IMPORTANCIA DEL ESQUEMA DE RESOLUCIÓN BANCARIA DE IFIS

Un esquema adecuado de resolución bancaria es una parte importante de la política de mitigación de los problemas que pueden generar las IFIS[16]. En

15 Para estos efectos se utiliza el período cuando el SAR de hasta tres PC supera 1 (ver figura 3).

16 Otros elementos de esta política apuntan a reducir el grado de importancia sistémica de las instituciones (por ejemplo, límites a la exposición interbancaria, incentivos al uso de instituciones de contraparte central), y a disminuir la probabilidad de quiebra, a través de una regulación más estricta y de mayores requerimientos de capital, entre otros. El foco de esta sección, sin embargo, no está en estos elementos sino en la resolución.

general, el término "resolución" es usado en la literatura para referirse a todo aquello que ocurre cuando un banco ha dejado de ser viable (incluyendo la liquidación)[17], y al subconjunto de soluciones que permiten la continuación de al menos una parte de las funciones del banco original. En este documento nos referiremos a la resolución en este último sentido.

Un problema con las IFIS es que su importancia sistémica puede traducirse en mayor riesgo moral. En este caso, los administradores de la institución pueden tomar decisiones poco prudentes —esto es, que no consideren adecuadamente los riesgos asociados— en busca de maximizar sus utilidades. Esto ocurriría debido a que, por su importancia sistémica, los dueños y acreedores tendrían la expectativa de que la institución financiera fuera rescatada de ocurrir una situación financiera adversa. De esta manera, habría una situación en la que dueños y acreedores de la institución se beneficiarían de los resultados positivos de sus decisiones, mientras gozarían de un seguro financiado con fondos públicos en caso de que los resultados de estas fueran adversos.

El problema es complejo, precisamente porque las expectativas de rescate de una IFIS tiene bases fundadas en la evidencia empírica. En efecto, la evidencia muestra muchos casos en el mundo en que instituciones importancia sistémica han sido rescatadas, dado que si dejan de funcionar generarían un costo muy alto para el sistema o para la economía en general.

De esta manera, el esquema de resolución de IFIS debe combinar incentivos *ex ante* y atributos *ex post*. Los incentivos *ex ante* dicen relación con el hecho de que los tenedores de pasivos de la empresa (accionistas, tenedores de bonos y otros pasivos no cubiertos por seguro de depósito) deben tener la expectativa de que sufrirán pérdidas en caso de que la firma no sea viable; tal y como las sufrirían si la firma debiese seguir en tal caso un proceso de quiebra normal. Esto debería, idealmente, eliminar el problema del riesgo moral. Por otra parte, los atributos *ex post* se refieren a que la respuesta de política debe procurar la continuidad de las operaciones sistémicamente relevantes de la IFIS. Algunas precondiciones que favorecen esto son la existencia de planes anticipados que tengan identificados los componentes sistémicos de la IFIS y opciones de continuidad para ellos[18].

Si bien la liquidación de una entidad cumple con la primera condición, no cumple con la segunda. Esto implica que la respuesta de política tiene que proveer continuidad de al menos una parte —aquella importante desde el punto de vista sistémico— de la institución en problemas.

---

17 De acuerdo con el Grupo de Trabajo en Seguro de Depósitos del Foro de Estabilidad Financiera (2001), "Una resolución puede ser definida como un plan de acción para una institución en quiebra, el que es dirigido por la autoridad responsable de la red de seguridad, y en general está diseñado para reembolsar por completo o proteger a depositantes asegurados minimizando los costos del asegurador de depósitos. En la mayoría de los casos, la institución en problemas es cerrada."

18 También, la existencia de poderes de intervención amplios y explícitos que permitan implementar esos planes en muy corto tiempo (idealmente en un fin de semana).

V. DESAFÍOS PARA LOS ESQUEMAS DE RESOLUCIÓN EN LATINOAMÉRICA

En su presentación durante el taller, Augusto de La Torre (Banco Mundial) enfatizó que el marco de resolución bancaria en Chile sigue un esquema similar al presente en varias economías de Latinoamérica. En la "fase de salida", este esquema típicamente considera como opciones o pasos la intervención y la resolución y liquidación.

1. Intervención

La lógica de la intervención es devolver al banco a una situación de viabilidad económica. Supone — normalmente— el nombramiento por parte del regulador de un administrador provisional que asuma las atribuciones del directorio y del gerente general de un banco, con el fin de tomar decisiones financieras que devuelvan la viabilidad de la institución como negocio. En opinión de De La Torre, en la mayoría de los países latinoamericanos no existe un marco legal adecuado para que se cumplan los objetivos de esta figura. En primer lugar, el administrador provisional correría altos riesgos legales al administrar un activo que no le pertenece. Los dueños del banco (accionistas), podrían demandar al administrador si su gestión se tradujera en más pérdidas. En este sentido, el administrador provisional debería contar al menos con protección legal, la que típicamente no existiría en países latinoamericanos.

En segundo lugar, sostiene De La Torre, el administrador provisional carecería de herramientas importantes para ejercer su función. Por ejemplo, no tiene facultades para hacer un *bail-in*, esto es, capitalizar créditos u otras deudas, o imponer pérdidas a los acreedores (*haircuts*)[19]. En los países latinoamericanos cuyos sistemas legales operan bajo el esquema de un código civil, esta discrecionalidad es limitada y – normalmente – reside en un juez. Dada esta dificultad para imponer pérdidas en los acreedores, las "intervenciones para restablecer viabilidad" en Latinoamérica típicamente terminan en nacionalizaciones.

De La Torre plantea que los caminos para Latinoamérica son, por una parte, fortalecer los poderes de "supervisión intensificada" en el régimen de acción correctiva inmediata (*prompt corrective action*), y por otra, la redefinición de "intervención para restablecer viabilidad" como "intervención para implementar resolución". Las implicancias de esto último se discuten en la siguiente sección.

2. Resolución y liquidación

Algunos principios de resolución destacados por De La Torre apuntan a procurar resoluciones en un fin de semana, llevadas a cabo por una autoridad

---

19 El bail-in es un poder legal de la autoridad de resolución que le permite reestructurar los pasivos de una institución financiera en problemas por la vía de castigar o capitalizar deuda no protegida por seguros (Zhou et al., 2012). En la actualidad, existe una visión mayoritariamente positiva en torno a la conveniencia del bail-in como mecanismo de resolución de IFIS. Tucker (2013) señala que este mecanismo alinea las "energías de los tenedores de bonos hacia monitorear y ayudar a contener excesos".

de resolución (no por un juez), donde esta autoridad suspende y reemplaza los derechos de accionistas y de la administración.

La autoridad debe contar con un repertorio amplio de herramientas de resolución, las que debe poder usar con flexibilidad. Estas deben incluir la posibilidad de separar activos y pasivos con el fin de crear un banco viable que pueda ser vendido. En otras palabras, las facultades para llevar a cabo *Purchase and Assumption (P&A)*, otorgar licencia temporal para un *banco puente,* liquidar posteriormente al banco 'malo' e imponer *haircuts* a los pasivos de ser necesario.

3. Intervención en el caso chileno

El artículo 24 de la Ley General de Bancos de Chile (LGB) establece condiciones en las que el supervisor puede nombrar a un administrador provisional, quien asume las funciones del directorio y del gerente general del banco. Estas condiciones son que "… una institución financiera fiscalizada hubiere incurrido en infracciones o multas reiteradas, se mostrare rebelde para cumplir las órdenes legalmente impartidas por el Superintendente o hubiere ocurrido en ella cualquier hecho grave que haga temer por su estabilidad económica, …". Los énfasis del texto parecen apuntar tanto a situaciones idiosincrásicas de mala administración o fraude, como a deterioro financiero por un *shock* inesperado.

La LGB no provee al administrador provisional de herramientas adicionales a las del directorio y del gerente general de un banco. Con posterioridad a la introducción de la LGB en 1985, esta figura se ha usado una sola vez en Chile, en 1989, en el caso del Banco Nacional. En dicha ocasión el banco fue capitalizado y posteriormente fusionado con el Banco Hipotecario de Fomento Nacional (BHIF). En este caso hubo una exitosa intervención para "implementar resolución", la que se logró sin poderes especiales de resolución. Sin perjuicio del buen resultado observado en este episodio, no está claro que esta experiencia sea concluyente en el sentido de que un administrador provisional puede implementar una resolución sin poderes especiales. Estos pueden ser particularmente necesarios cuando se trata de instituciones de mayor tamaño.

VI. COMENTARIOS FINALES

Esta nota contribuye a dos debates de gran actualidad en el ámbito regulatorio en distintas jurisdicciones del mundo: la identificación de instituciones de importancia sistémica y el diseño de mecanismos de resolución de bancos en problemas. En relación al primero se presentan tres metodologías complementarias, mientras que en el segundo se discuten los principales desafíos de modernización de los esquemas de resolución en Latinoamérica en general, con foco en el caso de Chile.

REFERENCIAS

Acharya, V. (2009). "A Theory of Systemic Risk and Design of Prudential Bank Regulation". *Journal of Financial Stability* 5(3): 224–55.

Acharya, V., L. Pedersen, T. Philippon y M. Richardson (2009). "Regulating Systemic Risk". En *Restoring Financial Stability: How to Repair a Failed System*, editado por V. Acharya y M. Richardson. New York, NY: Wiley.

Acharya, V., L. Pedersen, T. Philippon y M. Richardson (2012). "Measuring Systemic Risk". CEPR Discussion Papers N°8824.

Adrian, T. y M. Brunnermeier (2011). "CoVaR". NBER Working Paper N°17454.

Avanzini, D. y A. Jara (2013). "A PCA Approach to Common Risk Exposures in the Chilean Banking System". Documento de Trabajo N°707, Banco Central de Chile.

Basel Committee on Banking Supervision (2011). "Global Systemically Important Banks: Assessment Methodology and the Additional loss Absorbency Requirement". Documento final.

Brownlees, C. y R. Engle (2011). "Volatility, Correlation and Tails for Systemic Risk Measurements". NYU Stern School of Business Vlab, junio.

Cifuentes, R. y R. Poblete-Cazenave (2013). "Systemic Importance of Banks in Chile". Mimeo, Banco Central de Chile.

Drehmann, M. y N. Tarashev (2011). "Measuring the Systemic Importance of Interconnected Banks". BIS Working Paper N°342.

Financial Stability Board (2010). "Guidance to Assess the Systemic Importance of Financial Institutions, Markets and Instruments: Initial Considerations". Informe a los ministros de hacienda y gobernadores de bancos centrales del G-20.

Financial Stability Board (2011), "Key Attributes of Effective Resolution Regimes for Financial Institutions". Octubre.

Gauthier, C., A. Lehar y M. Souissi (2010). "Macroprudential Regulation and Systemic Capital Requirements". Working Paper N°2010-4. Banco de Canadá.

Grupo de Trabajo en Seguro de Depósitos del Financial Stability Forum (2001). "Resolution of Failed Institutions". Disponible en www.fdic.gov/deposit/deposits/international/guidance/guidance/FailedResolution.pdf

Kinlaw, W., M. Kritzman y D. Turkington (2011). "Toward Determining Systemic Importance". *Journal of Portfolio Management* 38(4): 100–11.

Kritzman, M., Y. Li, S. Page y R. Rigobon (2011). "Principal Components as a Measure of Systemic Risk. *Journal of Portfolio Management* 37(4): 112–26.

Segoviano, M. y C. Goodhart (2009). "Banking Stability Measures". IMF Working Paper WP094.

Staum, J. y M. Liu (2012). "Systemic Risk Components in a Network Model of Contagion". Disponible en SSRN 1726107.

Tarashev, N.A., C.E. Borio y K. Tsatsaronis (2010). "Attributing Systemic Risk to Individual Institutions. BIS Working Paper N°308.

Tucker, P. (2013), "Resolution and the Future of Finance". Discurso pronunciado en INSOL International World Congress, La Haya, 20 de mayo.

Upper, C. (2011). "Simulation Methods to Assess the Danger of Contagion in Interbank Markets". *Journal of Financial Stability* 7(3): 111–25.

Zhou, J., V. Rutledge, W. Bossu, M. Dobler, N. Jassaud y M. Moore (2012). "From Bail-Out to Bail-In: Mandatory Debt Restructuring of Systemic Financial Institutions". IMF Staff Discussion Note, abril.

REVISIÓN DE LIBROS

COMENTARIO AL LIBRO "ECONOMÍA Y ENERGÍA, LA EXPERIENCIA CHILENA"

de Carlos J. García (ed)
Editorial Universidad Alberto Hurtado, 2015.

Mauricio Tejada*

En los últimos años y con el *boom* sin precedentes en los precios de las materias primas, particularmente el del petróleo, la relación entre economía y energía ha tomado un nuevo protagonismo en la discusión tanto académica como de política pública. Lo anterior no es casualidad ya que el sector energético, además de aportar directamente con valor agregado y empleo a la economía, se ha convertido en un insumo esencial en la producción de virtualmente todos los bienes producidos en las economías modernas. Por ello, a nivel mundial, la literatura sobre los efectos de corto y largo plazo de los *shocks* en este sector sobre la economía agregada es vasta y los resultados, diversos. El caso de Chile en esta materia es particularmente complejo y tiene diversas aristas, no obstante la literatura es más bien escasa y está relativamente dispersa. En este sentido, el libro "Economía y energía" es un intento importante orientado a englobar distintos esfuerzos de investigación sobre el sector energético, particularmente el eléctrico, y su efecto sobre la economía chilena. De la lectura del libro se pueden extraer dos observaciones que hacen de él un punto de referencia importante para los interesados en el tema. Por un lado, contiene una descripción detallada de cómo funciona el sector eléctrico chileno (lo que el libro denomina "el modelo") y de los principales problemas que este enfrenta y, por el otro, describe detalladamente los canales mediante los cuales el sector afecta a la economía y las distintas técnicas usadas para cuantificar dicho efecto.

El libro se divide en cuatro partes y trata de analizar, desde diversas perspectivas, la compleja relación entre energía y la economía.

La primera parte analiza, desde el punto de vista tanto microeconómico como macroeconómico, el problema del acceso a fuentes de generación eléctrica y su efecto sobre la economía y sobre la potencial configuración de la institucionalidad futura en Chile. Al respecto, en el primer capítulo se argumenta que el hecho de que los recursos energéticos más eficientes no solo sean escasos sino que también estén geográficamente concentrados, impone sobre las economías que

* *Universidad Alberto Hurtado. E-mail: matejada@uahurtado.cl*

no cuentan con ellos un desafío importante. Este es precisamente el caso de Chile que, en ausencia de energías convencionales propias, ha tenido que lidiar con un encarecimiento sustancial en el costo de la energía. El efecto agregado que han tenido los altos costos de la energía es materia del segundo capítulo, el mismo que analiza los canales mediante los cuales dichos costos afectan a la economía. El efecto de primer orden está relacionado con la pérdida de competitividad de los sectores exportadores y de las industrias que compiten con importaciones y las fugas de inversión hacia el extranjero. En tanto, el efecto de segundo orden tiene que ver con los cambios en los patrones de consumo en respuesta a los altos costos de la electricidad y con la reasignación de la producción. En el tercer y último capítulo de la primera parte se analiza el futuro del sector eléctrico bajo este negativo escenario y se destaca la importancia de impulsar las correcciones necesarias al "modelo" chileno, siempre preservando sus características esenciales, esto es, mantener un mercado competitivo en generación y comercialización mayorista y la regulación eficiente de los segmentos monopólicos de transmisión y distribución.

La segunda parte estudia el proceso de formación de precios en el sector eléctrico chileno, así como los mecanismos de incentivos y de participación de riesgos que dicho proceso entrega a los actores del mercado. En particular, el cuarto capítulo discute conceptualmente los sistemas de incentivos que genera el esquema de precios marginalista utilizado en Chile y se concluye que, bajo dicho esquema, las empresas llevarán a cabo las inversiones necesarias para el sector y que las tarifas pagadas por los consumidores reflejarán los costos de desarrollo de largo plazo del sistema. En esta misma línea, el quinto capítulo muestra que un buen funcionamiento del mercado de contratos en el segmento de generación eléctrica es parte esencial de la competencia, ya que en dicho mercado los generadores enfrentan los riesgos asociados a los vaivenes de los precios de corto plazo y es donde los precios, para clientes regulados y libres, se determinan.

La tercera parte busca cuantificar, utilizando diversas técnicas econométricas, el impacto de *shocks* en los precios de la energía —particularmente para la electricidad— sobre la producción agregada y la de algunos sectores relevantes de la economía, como son el minero y el manufacturero. En el quinto capítulo se encuentra evidencia, usando información del sector manufacturero chileno, de una asociación negativa entre precios de la energía y productividad de las plantas manufactureras. Adicionalmente, se evidencia que el impacto de los *shocks* de precios ha tendido a ser mayor en plantas con mayor intensidad de uso de energía y de mayor tamaño. Luego el sexto capítulo analiza la dinámica mediante la cual un cambio permanente en el precio de la electricidad afecta negativamente a la economía y a continuación, usando información agregada de la economía chilena entre los años 2000 y 2011, trata de cuantificar dicho impacto. La importancia de los *shocks* en los precios de la energía sobre el ciclo económico de la economía chilena es analizada en el séptimo capítulo. Los resultados indican que, si bien estos *shocks* son menos importantes que los *shocks* productivos y financieros, no son despreciables y son similares en importancia para el ciclo a, por ejemplo, un *shock* en el precio del cobre. El octavo capítulo busca cuantificar los efectos reales de cambios en precio de la energía y

encuentra que el efecto de largo plazo sobre la producción depende del grado de sustitución entre la energía y otros factores productivos. Finalmente, el noveno capítulo trata de cuantificar el impacto de la energía sobre el sector minero.

La cuarta, y última, parte se concentra en la perspectiva medioambiental del problema, analizando las externalidades negativas que el sector energético tendría sobre la economía y las potencialidades del uso de energías renovables no convencionales como alternativa de generación de electricidad. Al respecto, el décimo capítulo afirma que el sistema eléctrico, mediante la liberación de carbono a la atmósfera, estaría convirtiéndose en el principal impulsor del cambio climático y cuantifica, para el caso chileno, el impuesto óptimo necesario para forzar a los productores a internalizar los daños que producen. Los resultados indican que, si bien los beneficios netos del impuesto son positivos, las ganancias en bienestar son solo marginales. En el último capitulo del libro se realiza una descripción del uso de energías renovables no convencionales en Chile en los últimos años y, a partir de ello, se plantean dilemas futuros respecto de las políticas de fomento a este tipo de fuentes de generación eléctrica.

En suma, el libro "Economía y Energía" es sin duda un esfuerzo importante para empujar la discusión, tanto académica como de política pública, sobre el tema en un contexto en el cual la economía chilena debe buscar encarar los desafíos en materia energética, tanto presentes como futuros, para así poder asegurar su desarrollo en el largo plazo.

REVISIÓN DE PUBLICACIONES

ABRIL 2016

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

*Ffrench-Davis, R. (2016). "La Experiencia de Chile con el Balance Fiscal Estructural". *Cuadernos de Economía* 35: 149–71.

Fraga, C., I. Briseño y M. Heras (2016). "Multiplicadores y Coordinación Fiscal y Monetaria en Argentina, Brasil, Chile y México para el Desarrollo". *Problemas del Desarrollo* 47(185): 11–34.

Mujica, P. y R. Saens (2015). "Traspaso de Tipo de Cambio y Metas de Inflación en Chile". *CEPAL Review*117: 145–55.

Letelier, L.E. y M. Dávila A. (2015). "The Political Economics of Tax Reform in Chile". *New Political Economy* 20(6): 832–50.

Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL

*Blum, B.S., S. Claro e I.J. Horstmann (2016). "A Balls-and-Bins Model of Trade: Comment". *American Economic Review* 106(3): 843–51.

Edwards, S. (2015). "Sovereign Default, Debt Restructuring, and Recovery Rates: Was the Argentinean 'Haircut' Excessive?" *Open Economies Review* 26(5): 839–67.

López, R.A. y D. Huong (2015). "Real Exchange Rate Volatility and Imports of Intermediate Inputs: A Microeconomic Analysis of Manufacturing Plants". *Review of International Economics* 23(5): 972–95.

Rojas, E.R. (2016). "La Intervención Cambiaria y los Flujos de Capital: Evidencia Empírica para Brasil, Colombia, Chile y México, 2001-2013". *Finanzas y Política Económica* 8(1): 31–53.

Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA

Aninat, A., A. Bustos y J. Riutort (2016). "The Effects of Audit Firms Rotation: An Event Study in Chile" Documento de Trabajo N° 470, Departamento de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

Botín, J.A. y M.A. Vergara (2015). "A Cost Management Model for Economic Sustainability and Continuous Improvement of Mining Operations". *Resources Policy* 46: 212–18.

*Campos-Espinoza, R., H. De La Fuente-Mella, B. Silva-Palavecinos y D. Cademartori-Rosso (2015). "Adopting the IFRS and Its Impact on Reducing Information Asymmetry in the Chilean Capital Market". *Netnomics* 16(3): 193–204.

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

Badia-Miró, M. y C. Yáñez (2015). "Localisation of Industry in Chile, 1895-1967: Mining Cycles and State Policy". *Australian Economic History Review* 55(3): 256–76.

*Santis, O. y C. Chávez (2015). "Quota Compliance in TURFs: An Experimental Analysis on Complementarities of Formal and Informal Enforcement with Changes in Abundance". *Ecological Economics* 120: 440–50.

Verdejo, H., C. Becker, D. Echiburu, W. Escudero y E. Fucks (2016). "Impact of Daylight Saving Time on the Chilean Residential Consumption". *Energy Policy* 88: 456–64.

Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS

Agostini, C.E., C. Plottier y E. Saavedra (2015). "Elasticities of Residential Electricity Demand in Chile". Documento de Investigación N° 312, Facultad de Economía y Negocios, Universidad Alberto Hurtado.

Agostini C., E. Saavedra y C.M. Wellington (2016). "Price Differentiation between On-Net and Off-Net Calls: An Application to the Chilean Telephony Market". Documento de Investigación N° 313, Facultad de Economía y Negocios, Universidad Alberto Hurtado.

Agostini C., R. Lazcano y E. Saavedra (2016). "Predation and Network Based Price Discrimination in Chile". Documento de Investigación N° 314, Facultad de Economía y Negocios, Universidad Alberto Hurtado.

Andrae, B. (2015). "Female Entrepreneurship and Participation Rates in 19th Century Chile". *Estudios de Economía* 42(2): 67–91.

Badia-Miró, M. (2015). "The Evolution of the Location of Economic Activity in Chile in the Long Run: A Paradox of Extreme Concentration in Absence of Agglomeration Economies". *Estudios de Economía* 42(2): 143–67.

*Barahona H., F. Gallego y J.P. Montero (2016) "Adopting a Cleaner Technology: The Effect of Driving Restrictions on Fleet Turnover". Documento de Trabajo N° 469, Departamento de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

Bátiz-Lazo, Bernardo (2015). "A Dainty Review of the Business and Economic History of Chile and Latin America". *Estudios de Economía* 42(2): 5–16.

Campos, N. (2015). "Salarios Agrícolas Durante La Industrialización En Chile: Factores Económicos e Institucionales". *Estudios de Economía* 42(2): 121–41.

Carranza R. y K. Sehnbruch (2015). "Unemployment Insurance based on Individual Savings Accounts: Lessons for other Latin American and Developing Countries from Chile". Documento de Trabajo N° 401, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Figueroa, E. y E. Calfucuta (2016). "Using Benefits and Costs Estimations to Manage Conservation: Chile's Protected Areas". Documento de Trabajo N° 418, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Grau, N. (2016) "A Dynamic Model of Elementary School Choice". Documento de Trabajo N° 417, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Miller, R.M. (2015). "The British Commercial Houses in Perú and Chile between the Two World Wars: Success and Failure". *Estudios de Economía* 42(2): 93–119.

Rioseco, G., C. Mardones y J. Jiménez Del Río (2015). "Efecto Directo e Indirecto de la Dispersión De Las Emisiones Industriales sobre la Regulación Ambiental". Revista de Análisis Económico 30(2): 79–96.

Rojas, F., D. Román, P. Farías y G. Coluccio (2015). "Propuesta de Abastecimiento de Medicamentos Coordinando Multiniveles de Demanda. Un Caso Ilustrativo Chileno". *Estudios Gerenciales* 31(137): 491–31.

Código JEL: E / MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA

*Ffrench-Davis, R. (2016). "La Experiencia de Chile con el Balance Fiscal Estructural". *Cuadernos de Economía* 35: 149–71.

Análisis de la política de balance estructural fiscal en Chile, logros, limitaciones y propuestas para mejorar su contribución a la estabilidad macroeconómica.

RESÚMENES DE ARTÍCULOS SELECCIONADOS

Los textos presentados a continuación son transcripciones literales del original.

Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL

*Blum, B.S., S. Claro e I.J. Horstmann (2016). "A Balls-and-Bins Model of Trade: Comment". *American Economic Review* 106(3): 843–51.

We show that the Armenter and Koren model's firm-product-country results rely on the assumption that export shipment size is independent of firm size,

and this assumption is contradicted by the data. When actual shipment sizes are used in the balls-and-bins model, it cannot reproduce the data on single product/single country exporters. Beyond just showing that the shipment size assumption matters to balls-and-bins outcomes, our results highlight the important fact that shipment size is an economic decision, co-determined with other export choices. For this reason, we argue that a balls-and-bins model cannot be a purely statistical benchmark model.

Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA

*Campos-Espinoza, R., H. De La Fuente-Mella, B. Silva-Palavecinos y D. Cademartori-Rosso (2015). "Adopting the IFRS and Its Impact on Reducing Information Asymmetry in the Chilean Capital Market". *Netnomics* 16(3): 193–204.

The purpose of this paper is to measure the effects of adopting International Financial Reporting Standards (IFRS) on market transparency and in information asymmetry reduction. The spread (bid-ask) on intra-day shares from the Santiago Stock Exchange for 2007-2012 is used as a proxy for information asymmetry. The paper analyzes the relation between the spread and the quality of information provided to the capital markets, which are measured by two information disclosure indices (DIS and Botosan), and the relation between the spread and IFRS adoption, also using a group of control variables. We conclude that the disclosure of financial information, which is considered to be a significant element of the quality of corporate governance, and the adoption of IFRS have a negative relation with the spread. This paper contributes to the literature by analyzing this phenomenon in a market characterized by a high concentration of ownership in a country whose legislation protects minority shareholder rights and by using intra-day data to capture spread behavior.

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

Santis, O. y C. Chávez (2015). "Quota Compliance in TURFs: An Experimental Analysis on Complementarities of Formal and Informal Enforcement with Changes in Abundance." *Ecological Economics* 120: 440-50.

We explore the effects of different enforcement mechanisms, including formal, informal, and both together, on individual compliance behavior under a system of territorial use rights in fisheries (TURFs). Our design considers different stock abundance levels and the effect that such differences may exert on extraction decisions and compliance behavior. The analysis is based on a framed field experiment conducted with artisanal fishers in central-southern Chile. Our results indicate that, regardless of the level of biological productivity within the managed areas, the combination of formal and informal enforcement mechanisms reduced individual extraction and transgressions more than did formal enforcement alone. However, in the case of abundance, the use of a combination of enforcement mechanisms did not accomplish more than informal enforcement alone in reducing individual extraction and transgressions. We also found that while formal enforcement tends to complement informal enforcement, it may also crowd out efforts from the group to control peers under low biological

productivity. We discuss the policy implications of our results for the proper design of TURFs-based fisheries management.

Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS

*Barahona H., F. Gallego y J.P. Montero (2016) "Adopting a Cleaner Technology: The Effect of Driving Restrictions on Fleet Turnover". Documento de Trabajo N° 469, Departamento de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

In an effort to reduce vehicle pollution and congestion, authorities in different cities have experimented with different forms of driving restrictions. The restrictions in Mexico-City and in Santiago-Chile, for example, ban the use of a car once a week based on the last digit of its license plate, unless the car is relatively new, in which case is exempt from the restriction. Evidence from Santiago's program show that such an exemption can have a large effect on fleet turnover and on households not longer bypassing the restriction with a second high-emitting car. We develop a vertical-differentiation model to study how best to design these driving policies. Calibrating the model's parameters using Santiago's evidence, we find that well design driving restrictions can come close to implement the first-best (i.e., achieve 80% of the first-best welfare gains).

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 22.
- Banco Central de Chile. 1995.
- Banco Central de Chile: Preceptos Constitucionales, Ley Orgánica y Legislación Complementaria. 2000.
- Boletín Mensual. Publicación mensual. Desde la edición de julio del 2013, solo en versión digital.
- Características de los Instrumentos del Mercado Financiero Nacional. Diciembre 2005.
- Catálogo de Monedas Chilenas. 1991.
- Comisión Nacional Encargada de Investigar la Existencia de Distorsiones en el Precio de las Mercaderías Importadas. 1994.
- Comisión Nacional Encargada de Investigar la Existencia de Distorsiones en el Precio de las Mercaderías Importadas. Antecedentes Estadísticos. 1981-2008. 2009. Edición en español y en inglés.
- Constitutional Organic Act of the Central Bank of Chile, Law N° 18,840. 2002.
- Cuantificación de los Principales Recursos Minerales de Chile (1985-2000). 2001.
- Cuentas Ambientales: Metodología de Medición de Recursos Forestales en Unidades Físicas 1985-1996. 2001.
- Cuentas Financieras de la Economía Chilena 1986-1990. 1995.
- Cuentas Nacionales de Chile: 1960-1983. 1984.
- Cuentas Nacionales de Chile: 1974-1985. 1990.
- Cuentas Nacionales de Chile: 1985-1992. Síntesis Anticipada. 1993.
- Cuentas Nacionales de Chile: 1985-1992. 1994.
- Cuentas Nacionales de Chile: 2003-2010.
- Cuentas Nacionales de Chile: 2008-2011. Publicación anual. Desde la edición 2008-2012, solo en versión digital.
- Cuentas Nacionales de Chile. Compilación de Referencia 2003.
- Cuentas Nacionales de Chile. Compilación de Referencia 2008.
- Cuentas Nacionales Trimestralizadas: 1980-1983. 1983.
- Chile: Crecimiento con Estabilidad. 1996.
- Deuda Externa de Chile. Publicación anual. Edición bilingüe. Desde la edición 2012, solo en versión digital. 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 59.
- Documentos de Trabajo. N°s 1 al 783.
- Economía Chilena. Publicación cuatrimestral.
- Economía para Todos. Noviembre 2011.
- Economic and Financial Report. Publicación mensual desde 1983 a 2003. Discontinuada a partir de enero de 2004.
- Estatuto de la Inversión Extranjera DL 600. 1993.
- Estudios Económicos Estadísticos. N°s 50 al 116.
- 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.
- Invirtiendo en Chile. 1991.
- La Emisión de Dinero en Chile. Colección de Monedas y Billetes del Banco Central de Chile. Julio 2005.
- La Política Monetaria del Banco Central de Chile en el Marco de Metas de Inflación. 2007. Edición en español y en inglés.
- Legislación Económica Chilena y de Comercio Internacional. 1982.
- Legislación Económica y Financiera. 2006. Disponible solo en versión digital.
- Ley Orgánica Constitucional del Banco Central de Chile. 2006.
- Matriz de Insumo Producto para la Economía Chilena 1986. 1992.
- Matriz de Insumo Producto para la Economía Chilena 1996. 2001.
- Memoria Anual del Banco Central de Chile. Publicación anual. Edición en español. En inglés, disponible 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. Períodos: 1996-2001 de Junio del 2001; 2001-2004 de Septiembre del 2005; 2005-2006 de Octubre del 2007; y 2007-2010 de Agosto del 2011. Último período disponible, solo en versión digital.
- Recopilación de la Legislación Bancaria Chilena. 1980.
- Serie de Comercio Exterior 1970-1981. 1982.
- Serie de 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
bcch@bcentral.cl
Teléfono: (56) 22670 2888
Los precios incluyen costos de transporte y están sujetos a cambio sin aviso previo.

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.

Economic Policies in Emerging-Market Economies Festschrift in Honor of Vittorio Corbo

Ricardo J. Caballero and Klaus Schmidt-Hebbel, eds.
Vittorio Corbo is a leading scholar in the macroeconomics of emerging-market economies. He has also been actively involved in policymaking as the Governor of the Central Bank of Chile. This volume, which includes twelve original articles presented at a conference honoring his distinguished career, contains theoretical and empirical research conducted by renowned economists in topics which are of paramount interest to emerging economies. For those researchers and policy makers interested in emerging economies, this volume will be of great help in understanding the main policy discussions, trade-off, and dilemmas facing countries that represent an ever-increasing share of the world economy.
Rodrigo Vergara, Governor, Central Bank of Chile
Tapa dura, 404 pp. Ch$15.000, US$40.

Global Liquidity, Spillovers to Emerging Markets and Policy Responses

Claudio Raddatz, Diego Saravia, and Jaume Ventura, eds.
The chapters in this book present thought-provoking analyses of various dimensions of what falls under the popular heading of "global liquidity." The contributors are leading scholars and policymakers in their fields. The narratives alternate between examining the determinants and consequences of global liquidity and connect key themes in macroeconomics, international finance, and monetary and exchange rate policymaking in open economies. The collection is a must-read for academics, policymakers and financial market participants seeking to sharpen their grasp of the interconnected world of global finance.
Carmen M. Reinhart, Harvard University
Tapa dura, 341 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

PROOF READER: DIONISIO VIO U.
DESIGNER: MARU MAZZINI
PRINTER: A IMPRESORES S.A.
www.bcentral.cl/en/faces/bcentral/investigacion/revistaeconomia/presentacion

BANCO CENTRAL
DE CHILE

ECONOMÍA CHILENA **Abril 2016** volumen 19 N.°1