



BANCO CENTRAL
DE CHILE

ECONOMÍA CHILENA

VOLUMEN 14 - Nº3 / DICIEMBRE 2011

ARTÍCULOS

Riesgo Sistémico Asociado a los Hogares en Chile

*Alejandra Marinovic G. / José Miguel Matus L.
Karla Flores M. / Nancy Silva S.*

Transmisión de Shocks y Acoplamiento con Mercados Accionarios Externos: Efectos Asimétricos y Quiebre Estructural

María José Meléndez C. / Marco Morales S. / Guillermo Yáñez C.

Estimación de la Estructura de Tasas Nominales de Chile: Aplicación del Modelo Dinámico Nelson-Siegel

Rodrigo Alfaro A. / Sebastián Becerra C. / Andrés Sagner T.

NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Incertidumbre Externa sobre la Economía Chilena

Yan Carrière-Swallow / Carlos A. Medel V.

Una Evaluación de los Modelos de Proyección del Precio del Cobre: ¿Podemos ir Más Allá de la Autorregresión?

Eduardo López E. / Ercio Muñoz S. / Víctor Riquelme P.

REVISIÓN DE LIBRO

REVISIÓN DE PUBLICACIONES

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

EDITORES

Roberto Álvarez (*Banco Central de Chile*)
Miguel Fuentes (*Banco Central de Chile*)
Claudio Raddatz (*Banco Central de Chile*)

EDITOR DE NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Pablo Pincheira (*Banco Central de Chile*)

EDITOR DE PUBLICACIONES

Sergio Salgado (*Banco Central de Chile*)

COMITÉ EDITORIAL

Roberto Chang (*Rutgers University*)
Kevin Cowan (*Banco Central de Chile*)
José De Gregorio (*Universidad de Chile*)
Eduardo Engel (*Yale University*)
Ricardo Ffrench-Davis (*Universidad de Chile*)
Luis Óscar Herrera (*Banco Central de Chile*)
Felipe Morandé (*IEDE*)
Pablo 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 (*CERES*)
Rodrigo Valdés (*Fondo Monetario Internacional*)
Rodrigo Vergara (*Banco Central de Chile*)

EDITOR ASISTENTE

Cristián Muñoz (*Banco Central de Chile*)

SUPERVISORA DE EDICIÓN Y PRODUCCIÓN

Consuelo Edwards (*Banco Central de Chile*)

REPRESENTANTE LEGAL

Juan Esteban Laval (*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.

ECONOMÍA CHILENA está indexada en Social Science Citation Index, Social SciSearch y Journal Citation Report/Social Sciences Edition. Es una publicación ISI desde 2008.

ECONOMÍA CHILENA

VOLUMEN 14 - N°3 / DICIEMBRE 2011

ÍNDICE

Resúmenes de trabajos	3
Resúmenes en inglés (Abstracts)	4
Artículos	
<i>Riesgo Sistémico Asociado a los Hogares en Chile</i> Alejandra Marinovic G. / José Miguel Matus L. Karla Flores M. / Nancy Silva S.	5
<i>Transmisión de Shocks y Acoplamiento con Mercados Accionarios Externos: Efectos Asimétricos y Quiebre Estructural</i> María José Meléndez C. / Marco Morales S. Guillermo Yáñez C.	41
<i>Estimación de la Estructura de Tasas Nominales de Chile: Aplicación del Modelo Dinámico Nelson-Siegel</i> Rodrigo Alfaro A. / Sebastián Becerra C. / Andrés Sagner T.	57
Notas de Investigación	
<i>Incertidumbre Externa sobre la Economía Chilena</i> Yan Carrière-Swallow / Carlos A. Medel V.	75
<i>Una Evaluación de los Modelos de Proyección del Precio del Cobre: ¿Podemos ir Más Allá de la Autorregresión?</i> Eduardo López E. / Ercio Muñoz S. / Víctor Riquelme P.	83
Revisión de Libro	
<i>Microeconomía de Bernardita Vial y Felipe Zurita</i> Diana Krüger K.	97
Revisión de Publicaciones	
Catastro de publicaciones recientes	99
Resúmenes de artículos seleccionados	101

RESÚMENES DE TRABAJOS

RIESGO SISTÉMICO ASOCIADO A LOS HOGARES EN CHILE

Alejandra Marinovic G. / José Miguel Matus L. / Karla Flores M. / Nancy Silva S.

Este trabajo contribuye a la comprensión del riesgo sistémico asociado a los hogares, mediante el análisis detallado de oferentes y demandantes de crédito en Chile entre 1997 y 2008. Se ofrece un importante esfuerzo de compilación y compatibilización de información, se estudian las interconexiones y riesgos subyacentes en este mercado, y se realiza una evaluación inicial del riesgo sistémico asociado. Se concluye que dicho riesgo es relevante, pero acotado. Contribuyen a ello numerosos aspectos de oferta, demanda e instituciones. Queda en evidencia la importancia de su constante monitoreo desde las perspectivas microeconómica y sistémica, en especial para el Banco Central.

TRANSMISIÓN DE SHOCKS Y ACOPLAMIENTO CON MERCADOS ACCIONARIOS EXTERNOS: EFECTOS ASIMÉTRICOS Y QUIEBRE ESTRUCTURAL

María José Meléndez C. / Marco Morales S. / Guillermo Yáñez C.

Analizamos la transmisión de shocks desde los principales mercados bursátiles desarrollados —Tokio, Nueva York, París y Frankfurt— hacia el mercado de Santiago, controlando por el de Sao Paulo. Nuestra investigación se concentra en los episodios de 2007 y 2008, donde la transmisión pasó desde los mercados desarrollados hacia los emergentes. El análisis incorpora efectos de transmisión a nivel de media, varianza y covarianza (correlación). Para la primera, utilizamos un modelo VAR no restringido; para la varianza, proponemos una especificación que considera las transmisiones entre mercados, con efectos asimétricos; la covarianza y los efectos de correlación son estimados utilizando un modelo de condicionalidad dinámica asimétrica, en base al modelo de correlación condicional dinámica de Engle, testeando la posibilidad de quiebres estructurales en la correlación de largo plazo entre mercados financieros. Se encuentra evidencia significativa de quiebres estructurales que incrementan el acoplamiento durante la reciente crisis financiera. Los resultados son coherentes con la evidencia internacional.

ESTIMACIÓN DE LA ESTRUCTURA DE TASAS NOMINALES DE CHILE: APLICACIÓN DEL MODELO DINÁMICO NELSON-SIEGEL

Rodrigo Alfaro A. / Sebastián Becerra C. / Andrés Sagner T.

En este artículo se propone una versión discreta y dinámica del modelo de Nelson y Siegel para la estimación de la estructura de tasas de interés, la que se obtiene asumiendo como válida la Hipótesis de Expectativas en Logaritmo, además de una modelación explícita para la dinámica de los factores del modelo. Con este marco, se proponen dos formas de identificación de los parámetros del modelo: ARIMA y cointegración. Con esta última, se estima el modelo para la economía chilena entre julio 2004 y junio 2011, utilizando las tasas nominales de los bonos emitidos por el Banco Central. Finalmente, se computan los factores estacionarios del modelo de estructura de tasas (pendiente y curvatura), relacionándolos con medidas de actividad y precios mediante un modelo macrofinanciero reducido. Se encuentran efectos significativos entre variables financieras y reales; en particular, la pendiente de la curva de rendimiento afecta las medidas de actividad con un rezago de tres a seis meses. Por otra parte, la curvatura tiene efectos de mediano plazo sobre la inflación, los que guardarían relación con la velocidad de ajuste de la tasa de interés más corta a su valor de estado estacionario.

ABSTRACTS

SYSTEMIC RISK ASSOCIATED WITH HOUSEHOLDS IN CHILE

Alejandra Marinovic G. / José Miguel Matus L. / Karla Flores M. / Nancy Silva S.

This paper contributes to our understanding of systemic risk associated with households by presenting a detailed analysis of credit suppliers and users in Chile from 1997 to 2008. It offers the results of an intense effort to collect and harmonize data, followed by a study of this market's interconnections and underlying risks and an initial assessment of the associated systemic risk. The paper concludes that, though the risk is significant, it is contained, mainly due to aspects of demand and supply and institutional circumstances. Continuous monitoring from both microeconomic and systemic perspectives is important, especially for the Central Bank of Chile.

SHOCK TRANSMISSION AND COUPLING WITH EXTERNAL STOCK MARKETS: ASYMMETRIC EFFECTS AND STRUCTURAL BREAK

María José Meléndez C. / Marco Morales S. / Guillermo Yáñez C.

In this article, we analyze the effects of shock transmissions from selected advanced financial markets—Tokyo, New York, Paris and Frankfurt—to Santiago de Chile and Sao Paulo (Bovespa) as a control. This research focuses on the recent financial crises of 2007 and 2008 where the transmission flowed from the developed world towards emerging markets, such as Chile. Our analysis incorporates the transmission effects in mean, variance and covariance. For the mean equation, we implemented a non-restricted VAR model. For the variance component, we modeled a specification with asymmetric effects. The covariance and correlation effects are estimated using a conditional dynamic asymmetric model based on the dynamic conditional correlation model of Engle, testing for the possibility of long run structural breaks in correlations between financial markets. We found strong evidence of structural breaks increasing correlations during the recent financial crisis. Our results are consistent with international evidence.

ESTIMATING CHILE'S NOMINAL INTEREST RATE STRUCTURE: AN APPLICATION OF THE DYNAMIC NELSON-SIEGEL MODEL

Rodrigo Alfaro A. / Sebastián Becerra C. / Andrés Sagner T.

We propose a discrete, dynamic version of the Nelson-Siegel yield curve model, taking as valid the Log Expectations Hypothesis, plus an explicit modeling of the model's factor dynamics. Within this framework, we propose two ways to identify the model parameters: ARIMA and cointegration. With the latter, the model is estimated for the Chilean economy between July 2004 and June 2011, using nominal interest rates on bonds issued by the Central Bank of Chile. Finally, steady-state factors are computed for the yield curve (slope and curvature), linking them to output and price indicators through a reduced-form macrofinancial model. Significant effects are found between real and financial variables; in particular, the slope of the yield curve affects the output measures with a lag of three to six months. On the other hand, the curvature has medium-term effects on inflation, which seems to be related to the speed of adjustment of the shorter-term interest rate to its steady-state value.

RIESGO SISTÉMICO ASOCIADO A LOS HOGARES EN CHILE*

Alejandra Marinovic G.**

José Miguel Matus L.***

Karla Flores M.****

Nancy Silva S.***

I. INTRODUCCIÓN

Luego de la recuperación económica que siguió a la crisis asiática, la deuda financiera de los hogares se expandió considerablemente en numerosos países, cobrando creciente relevancia en los análisis del entorno financiero. Posteriormente, el comportamiento financiero de los hogares ha continuado generando especial interés porque la crisis *subprime*, habiendo cambiado radicalmente el entorno macroeconómico global y levantado con fuerza la discusión sobre el riesgo sistémico, puso en evidencia la importancia del riesgo de crédito de los hogares para el sistema financiero internacional.¹

Si bien el crédito permite a los hogares mejorar sus decisiones intertemporales, los mayores niveles de endeudamiento que se han observado y su velocidad de crecimiento plantean desafíos macrofinancieros. Una de las principales complejidades de estos últimos es la necesidad de información a nivel microeconómico que permita entender los nexos entre fuentes y usuarios financieros, así como sus factores de riesgo. En efecto, el análisis del riesgo sistémico requiere poder detectar posibles trabas a los flujos de pagos que, como un efecto dominó, puedan tener consecuencias para el sistema como un todo.² El estudio de estas relaciones financieras es, sin embargo, arduo, y se ve adicionalmente obstaculizado por la falta de información, sobre todo de países emergentes.

Chile se encuentra entre los países que exhiben un importante crecimiento de la deuda de los hogares, aunque no en el grado de algunos países desarrollados, por lo que su análisis puede aportar significativamente a la comprensión de este fenómeno.³ Su estudio tiene, además, dos ventajas centrales: es un país que ha logrado sortear la crisis *subprime* de manera comparativamente exitosa, y cuenta con fuentes de información poco habituales en países emergentes. Aun cuando, como se verá, la exposición de la banca chilena a los hogares es relativamente baja, cabe esperar que, a medida que se profundice el mercado financiero local, las empresas dependan cada vez menos del financiamiento bancario, tal como se observa en economías más desarrolladas, lo que aumentaría la exposición y los potenciales riesgos asociados a este segmento.

* Se agradecen los valiosos comentarios del editor de esta revista y de los dos árbitros anónimos. Las opiniones expresadas son de exclusiva responsabilidad de sus autores.

** Escuela de Negocios, Universidad Adolfo Ibáñez. E-mail: alejandra.marinovic@uai.cl

*** División Política Financiera, Banco Central de Chile. E-mails: jmatus@bcentral.cl; nsilvas@bcentral.cl

**** Servicio de Estudios Económicos, BBVA, Chile. E-mail: kfloresm@bbva.com.

1. Ello se refleja en la discusión de los últimos años en los informes de estabilidad financiera del Fondo Monetario Internacional, del Banco Central Europeo, y de diversos países (tales como Chile, España, Inglaterra, Nueva Zelanda y Suecia), así como en estudios del Banco de Pagos Internacionales BIS, el Banco Mundial y la OCDE, todos los cuales incluyen secciones y publicaciones especiales referidas al endeudamiento de los hogares. Véase, en particular: Banco Central de Chile (2010a), BIS (2009), Debelle (2004), FMI (2005, 2006, 2008, 2009 y 2011), Matus et al. (2010), Muellbauer (2010), OCDE (2006), y Banco Mundial (2008 y 2010).

2. Por ejemplo, véase FMI (2009).

3. La evolución de la deuda de los hogares chilenos se monitorea sistemáticamente en los informes de estabilidad financiera del Banco Central de Chile. En particular, véase Banco Central de Chile (2010a).

Como un aporte a la comprensión del riesgo sistémico asociado a los hogares, este artículo desarrolla un análisis detallado de los oferentes y demandantes de crédito de este sector en Chile. La pregunta que se quiere responder es si el endeudamiento de los hogares es una fuente relevante de riesgo sistémico en este país. Para ello, se caracteriza la deuda financiera de los hogares chilenos durante el período 1997-2008, distinguiendo los productos crediticios disponibles, las fuentes de crédito, y las principales características de los deudores en cada segmento. A partir de este análisis, se busca identificar los riesgos subyacentes. En particular, se analiza la exposición de los agentes financieros a la deuda de los hogares, comparando sus indicadores de riesgo de crédito, ambos aspectos de relevancia para la estabilidad financiera.

Una de las principales contribuciones de este estudio es el esfuerzo de compilación de información para un área importante del sector financiero chileno, que ha mostrado gran dinamismo, pero cuyas fuentes se encuentran dispersas y plantean importantes desafíos en cuanto a compatibilidad. Junto con ello, este documento aporta una visión global de este segmento crediticio, enfocada desde distintas perspectivas, y que permite aportar a la discusión una evaluación del riesgo que, en su conjunto, la deuda de los hogares conlleva para el sistema financiero chileno.

La estructura del documento es la siguiente: la sección II discute brevemente la importancia teórica de los hogares para el riesgo sistémico; la sección III presenta de manera general la evolución reciente de la deuda de los hogares en Chile, además de ofrecer una comparación internacional sucinta para contextualizarla. Las siguientes secciones abordan en detalle el caso de Chile. La sección IV describe la composición de la deuda de hogares por oferente; esto es, los distintos intermediarios financieros que operan en este mercado. La sección V discute la exposición de estos intermediarios al riesgo de crédito de los hogares, y la sección VI compara sus niveles de riesgo de crédito. La sección VII muestra una caracterización de los hogares deudores en función de los datos aportados por la Encuesta Financiera de Hogares (EFH) desarrollada el año 2007 por el Banco Central de Chile. La sección VIII presenta los principales atributos financieros de los créditos: montos, plazos y tasas. Finalmente, en la sección IX, se presentan las conclusiones.⁴

II. HOGARES Y RIESGO SISTÉMICO

El Fondo Monetario Internacional (FMI) define el riesgo sistémico como aquel que afecta al sistema financiero en su conjunto, más que a instituciones financieras individuales o mercados. El origen de dicho riesgo, sin embargo, puede estar asociado con un evento acontecido a una institución financiera, o con un mercado en particular, que luego se transmite y expande al resto del sistema.⁵ Las interconexiones dentro del sistema financiero son, por lo tanto, claves para entender las fuentes de riesgo y la transmisión y ampliación del estrés financiero.

Schwarz (2008), en la misma línea del FMI, sostiene la necesidad de considerar tanto instituciones financieras como mercados, ya que ambos pueden verse afectados por una falla sistémica: esta puede surgir dentro o fuera del sistema bancario, y puede expandirse por la vía de relaciones interbancarias y/o a través de nexos financieros no bancarios.⁶ Asimismo, sostiene que, bajo esta perspectiva integrada, una cadena de fallas en intermediarios financieros críticos afectaría, lógicamente y de manera significativa, el costo y la disponibilidad del capital. Sin embargo, una cadena de fallas en intermediarios financieros no críticos también podría afectar el costo y la disponibilidad del capital si tiene el tamaño suficiente como para poner en peligro al mercado

4. El período de estudio obedece a la disponibilidad de información y a la compatibilidad de las series analizadas.

5. FMI (2009) y subsecuentes informes globales de estabilidad financiera.

6. La literatura ofrece ejemplos de ambos casos. Freixas et al. (2000) proporcionan un ejemplo de cómo se puede generar un “entramamiento especulativo” en el sistema bancario. Chan et al. (2005) discuten las interrelaciones entre bancos y hedge funds, y posibles canales para la transmisión de un shock sistémico surgido en estos últimos. Un elemento común es la importancia de las interconexiones y de la capacidad de cubrir o diversificar el riesgo.

de capitales. Así, Schwarcz argumenta que, en la medida en que crecen las interrelaciones entre agentes y mercados financieros, el riesgo sistémico debe ser aproximado más por su impacto en los mercados, que por su efecto en agentes o instituciones *per se*.⁷

Según los elementos descritos, el segmento de los hogares puede dar pie a eventos que representen un riesgo sistémico, si cuenta con interconexiones significativas con el sistema de pagos. En este contexto, el riesgo de crédito aparece como una fuente relevante de riesgo, por cuanto, dependiendo de su magnitud, puede generar estrés financiero sistémico. Consecuentemente, una primera tarea para evaluar la relevancia de los hogares en el contexto sistémico es identificar y cuantificar sus nexos financieros directos e indirectos con las fuentes de crédito, y en particular con el sistema bancario.

Otras posibles fuentes de vulnerabilidad se refieren a los cambios en la composición y funcionamiento del sistema financiero, y a su expansión sin una adecuada infraestructura regulatoria.⁸ De esta manera, resultan de interés los cambios regulatorios, la entrada de nuevos oferentes al mercado y la dinámica del acceso al crédito.

III. EVOLUCIÓN RECIENTE DEL ENDEUDAMIENTO DE LOS HOGARES

La deuda de los hogares ha mostrado importantes tasas de crecimiento, tanto en países desarrollados como en economías emergentes en el período posterior a la crisis asiática. Una muestra de 32 países analizada por el FMI exhibe, en promedio para el período 2000-2005, una expansión real anual de 21%, liderada por los países emergentes europeos (47.7% de crecimiento real anual en promedio), seguidos por economías emergentes asiáticas (22.6%) y luego por países latinoamericanos y desarrollados (8.9% en promedio en ambos casos).⁹ Según el FMI, esta expansión habría respondido a un período de baja inflación global, bajas tasas de interés internacionales, altos niveles de ingreso y altos precios de activos financieros (FMI, 2006). Aun con el favorable panorama económico mundial, persisten importantes diferencias entre los países, lo que subraya la necesidad de entender las características propias de cada economía y su regulación.

Al igual que diversas economías emergentes, Chile también experimentó tanto el crecimiento de la deuda de los hogares, como el entorno macroeconómico descrito: tasas de interés e inflación históricamente bajas, y tasas de crecimiento del producto en torno a 6% anual entre 2004 y 2005 (gráfico 1). Sin embargo, el endeudamiento de los hogares chilenos no destaca entre los más altos ni por su crecimiento ni por su nivel respecto del PIB o del ingreso disponible. Esta última razón creció moderadamente en los años 2000, para ubicarse en torno a 60% desde el 2007; en comparación, dicha razón de endeudamiento de los hogares a ingreso disponible en Canadá, EE.UU., Japón y el Reino Unido ese año superaban el 120%.¹⁰

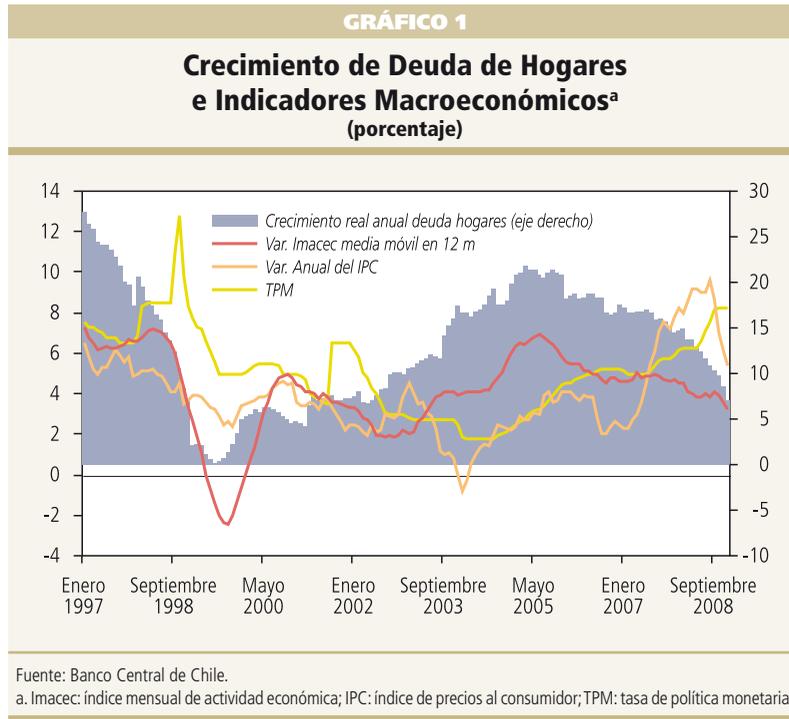
En la coyuntura más reciente, en cambio, bajo un escenario menos expansivo, el crédito a los hogares en Chile ha experimentado una desaceleración, la cual ha sido especialmente notoria en los créditos bancarios. En efecto, el crédito a los hogares es altamente sensible al ciclo económico (Barajas *et al.*, 2007), tal como muestra la alta correlación (80%) del crecimiento de las colocaciones en este segmento con medidas de la variación del producto en el período 1997-2008 (gráfico 1).

7. En su reporte, el Counterparty Risk Management Policy Group III plantea que, si bien el grupo desarrolló lineamientos centrales para su aplicación relativa a intermediarios financieros grandes e integrados, también pueden surgir preocupaciones de riesgo sistémico en instituciones que no calzan con dicha descripción. Por ello, aconsejan una aplicación más amplia de sus recomendaciones (CRMPG III, 2008, p 8).

8. El FMI desarrolla una discusión en esta línea para el caso de los hogares en su Informe Global de Estabilidad Financiera de septiembre del 2006.

9. FMI (2006), p 52.

10. FMI (2006) ofrece una comparación de los niveles de endeudamiento con respecto al PIB para una muestra de más de 30 países (p 51). El Informe de Estabilidad Financiera del segundo semestre del 2008 del Banco Central de Chile contiene una comparación del endeudamiento de los hogares a ingreso disponible que contrasta a Chile con algunas economías desarrolladas (p 45).



IV. OFERENTES DE CRÉDITO A HOGARES EN CHILE

Las fuentes de financiamiento disponibles para los hogares son de naturaleza heterogénea, tanto por el tipo de productos ofrecidos como por la regulación a la cual están sometidos los distintos emisores.

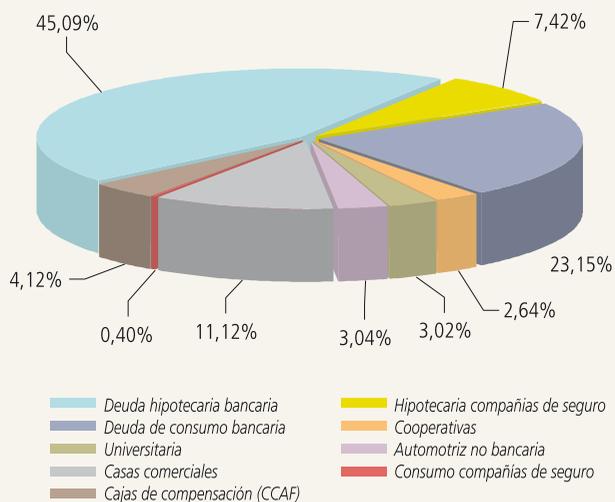
Los principales proveedores de crédito a los hogares chilenos son los bancos (gráfico 2), si bien su participación relativa en este mercado ha disminuido sistemáticamente en los últimos diez años; en diciembre del 2000 los bancos eran acreedores del 80% de la deuda total de los hogares chilenos, mientras que a diciembre del 2008 este porcentaje había caído a 70%. El cambio más profundo se produjo en el mercado de los créditos de consumo, donde las instituciones emisoras de crédito no bancarias aumentaron su participación desde un 26% del mercado en el año 2000, al 47% en el 2008.

El mayor acreedor no bancario son las casas comerciales, entidades que otorgan créditos de consumo principalmente a través de tarjetas de crédito. En diciembre del 2008, esta industria concentraba el 11% de la deuda financiera total de los hogares (35% de la deuda no bancaria). Le siguen las compañías de seguros de vida, con un 8% de la deuda total (25% de la deuda no bancaria). El resto de los intermediarios financieros son sustancialmente más pequeños, con participaciones inferiores al 5% de la deuda total (gráfico 2).

En el segmento de los créditos de consumo, la industria bancaria tiene la más alta participación (53% al cierre del 2008) y presenta la menor concentración relativa (gráfico 3). En el otro extremo se encuentran las cooperativas de ahorro y crédito, que financian solo un 6% de la deuda de consumo de los hogares, y es el sector que exhibe el más alto nivel de concentración, con una sola institución que acapara más del 90% de las colocaciones.

GRÁFICO 2

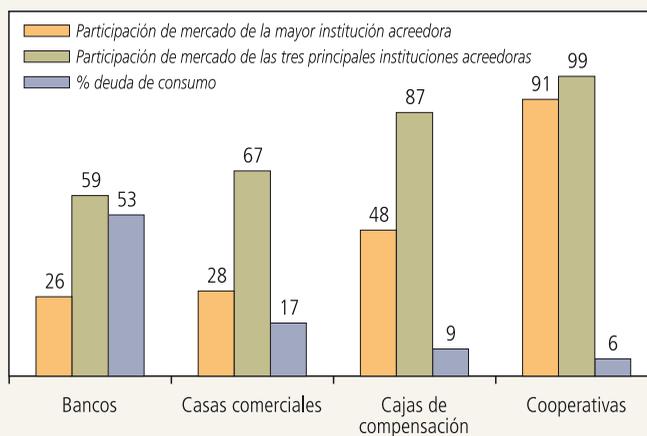
**Deuda de Hogares por Acreedor
(porcentaje, diciembre 2008)**



Fuente: Elaboración propia a base de información de la SBIF, SuSeSo, SVS y del Banco Central de Chile.

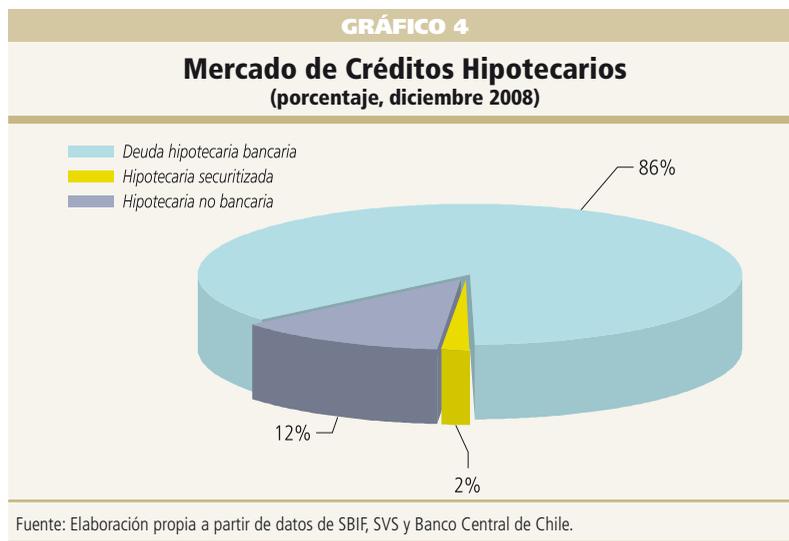
GRÁFICO 3

**Mercado de Créditos de Consumo
(porcentaje, diciembre 2008)**



Fuente: Elaboración propia a base de información de SBIF, SuSeSo, SVS y Banco Central de Chile.

El segmento de los créditos hipotecarios para la vivienda también está dominado por la banca. En diciembre del 2008, el stock de deuda hipotecaria no bancaria representaba apenas el 14% de la deuda hipotecaria total (gráfico 4). El principal agente no bancario son las compañías de seguros de vida, con mutuos hipotecarios que forman parte de su cartera de inversiones o de sus activos subyacentes, vía bonos securitizados transados en bolsa.



En lo que sigue, se revisan las principales características de estos acreedores, así como los cambios normativos que han permitido su ingreso en los mercados de créditos de consumo y para la vivienda.

1. Bancos

De acuerdo con la definición de la Ley General de Bancos (LGB) (artículo 40), un banco es “toda sociedad anónima especial que (...) se dedique a captar fondos del público con el objeto de darlos en préstamo, descontar documentos, realizar inversiones, proceder a la intermediación financiera, hacer rentar estos dineros...”.¹¹ Los bancos se encuentran sujetos a la supervisión y fiscalización de la Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras (SBIF), y otorgan una canasta diversa de productos de consumo e hipotecarios.

Entre las colocaciones bancarias a hogares, los créditos para la vivienda son los más relevantes, con dos tercios del stock (cuadro 1).^{12,13} Este mercado se encuentra altamente concentrado, pues los cuatro principales oferentes reúnen más del 70% de las colocaciones hipotecarias (gráfico 5), situación que ha sido similar durante los últimos 11 años (gráfico 6).¹⁴ Aun cuando en términos reales las colocaciones hipotecarias muestran una desaceleración a partir del 2008, en diciembre de ese año todavía exhibían tasas de crecimiento del 10% anual.

11. La Ley General de Bancos se encuentra disponible en www.sbif.cl, Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras (2010).

12. Esta composición es similar a la exhibida por economías desarrolladas, pero significativamente mayor que la de otras economías emergentes. Según datos del FMI, en América Latina, hacia fines del 2005, en promedio solo un 40% de los créditos a hogares eran para la vivienda (FMI, 2006).

13. Las series de colocaciones están ajustadas para lograr comparabilidad luego de los cambios introducidos por las nuevas normas contables IFRS. Véase Banco Central de Chile (2009), recuadro V.2, p 62.

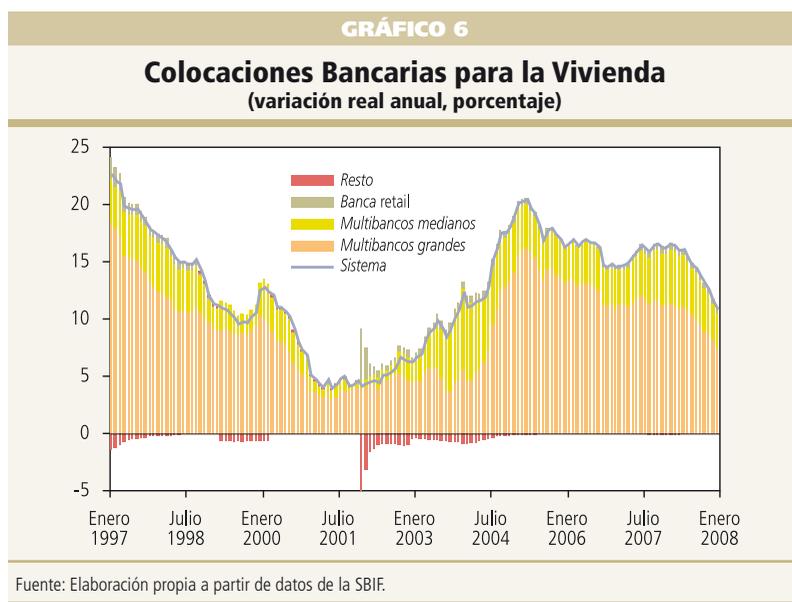
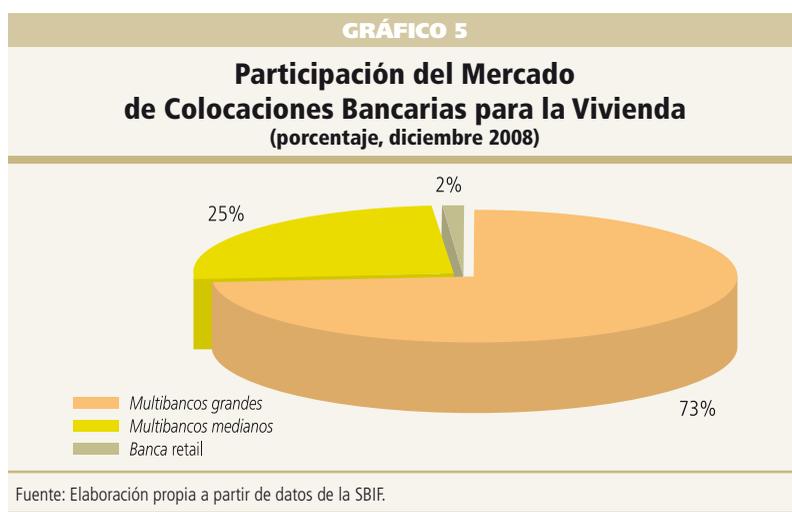
14. La metodología de elaboración de los clusters bancarios se describe en el recuadro “Agrupación de los bancos a partir del análisis de conglomerados” del Informe de Estabilidad Financiera del Banco Central de Chile del segundo semestre del 2007. Los multibancos grandes incluyen Banco Santander; Banco de Chile, Banco Estado y Banco de Crédito e Inversiones. Los multibancos medianos incluyen los bancos BBVA, Corpbanca, Bice, Scotiabank, Internacional, Itaú, Security, Desarrollo y Rabobank. La banca de retail (también llamada banca de consumo) incluye los bancos Falabella, Paris y Ripley. Antes del 2004, las series de la banca de retail se empalman con la de las financieras que, aunque fueron absorbidas por las divisiones de consumo de los multibancos, servían a un segmento similar de clientes (ver recuadro 1).

CUADRO 1

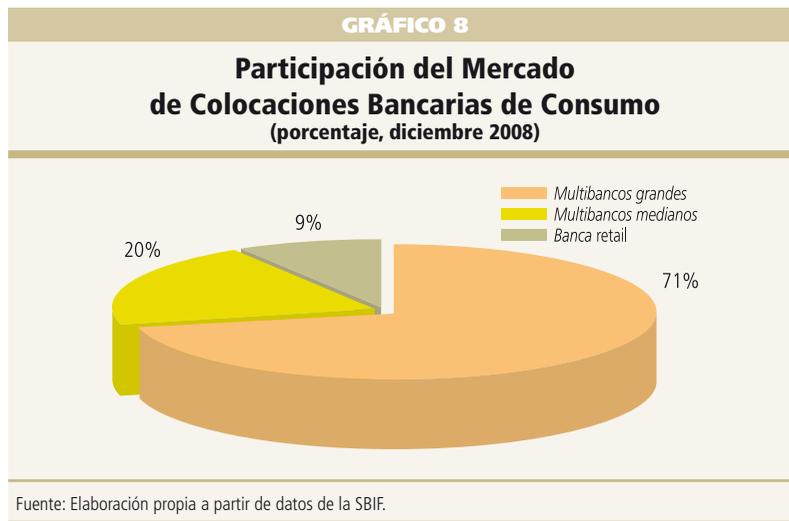
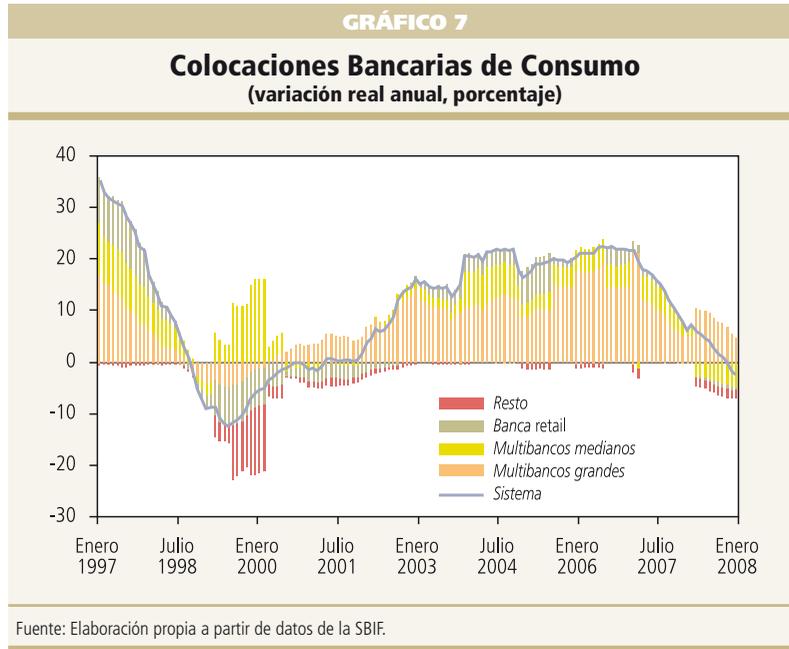
Composición de las Colocaciones Bancarias por Tipo de Cartera (porcentaje)

Cartera	Stock		Flujo	
	2007	2008	2007	2008
Comercial	57.1	57.0	74.2	73.2
Comex	9.1	9.5	12.5	14.9
Consumo	12.8	11.9	10.2	9.6
Vivienda	21.0	21.6	3.1	2.3
Total	100.0	100.0	100.0	100.0

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la SBIF.



Dada su estructura de más corto plazo, los créditos de consumo son más significativos en términos de flujo que de stock (cuadro 1). Las colocaciones de consumo experimentaron una expansión más acelerada que los créditos hipotecarios entre el 2002 y el 2006, alcanzando a fines de este último año tasas de crecimiento real anual superiores al 20% (gráfico 7). Aunque importantes, estas tasas no superan las de fines de los noventa, principalmente debido a cambios regulatorios en el período, que tendieron a acelerar el plazo de los castigos y controlar las renegociaciones de estos créditos.¹⁵



15. En 1994 se aceleró el plazo de los castigos desde 12 hasta 6 meses. Adicionalmente, en 1997 se incorporaron cambios en la matriz de renegociación, de modo que se exigieron mayores provisiones sobre los créditos renegociados (Matus, 2007).

Si bien el mercado de créditos de consumo bancario había sido históricamente menos concentrado que el de créditos para la vivienda, en diciembre del 2008 los cuatro principales oferentes representaban más del 70% de las colocaciones en este segmento.¹⁶ Por su parte, la banca de *retail*, no obstante estar orientada a este nicho, alcanzó apenas un 9% de la participación total (gráfico 8 y recuadro 1).

RECUADRO 1

Banca de *retail* y divisiones de consumo

Una división de consumo es una unidad bancaria dirigida a un determinado segmento o grupo de clientes del banco matriz, generalmente de menores ingresos. Aunque se publicitan con una "marca comercial" bancaria, las divisiones de consumo no son instituciones independientes, sino que consolidan resultados con sus bancos matrices (cuadro 2).

CUADRO 2

Divisiones de Consumo de la Banca, Diciembre 2008

Banco matriz	División de consumo
Banco de Chile	CrediChile
Banco de Crédito e Inversiones	Banco Nova
Corpbanca	BanCondell
Banco Santander- Chile	Banefe
Banco Bilbao Vizcaya Argentaria, Chile (BBVA)	BBVA Express
Banco del Desarrollo	Banca Familia

Fuente: SBIF.

Varias de estas divisiones son herederas de las antiguas financieras —desaparecidas el 2001 luego de la derogación del artículo XIV de la LGB—^a en el sentido de que, a través de procesos de fusión y adquisición, han incorporado los activos y asumido los pasivos de estas instituciones en sus divisiones de consumo ya existentes (cuadro 3).

CUADRO 3

Asimilación de las Financieras en Divisiones de Consumo

1990: Financiera Conosur	2002: Se transforma en Banco Conosur. 2005: Venta a BCI.	⇒ Banco Nova
1978: Financiera Fusa	1995: Venta a Banco Santander-Chile.	⇒ Banefe
1976: Financiera Condell	1998: Venta a Corpbanca y fusión operativa con la División Confinsa.	⇒ BanCondell
1975: Corporación Financiera Atlas	1999: Venta a Citibank N.A. 2007: Fusión de Citibank-Chile y Banco de Chile.	⇒ CrediChile

Fuente: SBIF.

16. En diciembre del 2000, los cuatro principales oferentes (Banco Santander, Banco Santiago, Citibank y Financiera Conosur) concentraban el 51% de las colocaciones en el segmento.

RECUADRO 1 (cont.)

El 2001 se redujo a la mitad el requerimiento mínimo de capital necesario para constituir una sociedad bancaria, lo que facilitó la entrada de nuevos participantes enfocados en el nicho de consumo.^b Es así como los grupos controladores de las casas comerciales, que ya otorgaban a sus clientes créditos para la compra de bienes, constituyeron sociedades anónimas bancarias que identificamos aquí como la banca de *retail*. El primero fue Banco Falabella, que en agosto de 1998 adquirió un pequeño banco ya existente, el ING Bank. En mayo del 2002 le siguió el Banco Ripley, y en diciembre del 2004 comenzó a operar el Banco Paris, que adquirió del Banco Santander la cartera de la antigua división de consumo del Banco Santiago, Santiago Express.

Tanto las divisiones de consumo como la banca de *retail* otorgan productos de consumo financiero (préstamos en cuotas, líneas de sobregiro y tarjetas de crédito) y créditos para la vivienda. No obstante, sus servicios no se limitan al segmento de hogares, pues cuentan con una pequeña participación en créditos comerciales, principalmente a Pymes (cuadro 4).

CUADRO 4

Colocaciones de la Banca de *Retail* y Divisiones de Consumo por Segmento del Crédito, Diciembre 2008
(porcentaje)

	Consumo	Vivienda	Comerciales	Otras
Banco Falabella	62.3	27.7	5.0	5.1
Banco Ripley	68.8	24.9	4.7	1.5
Banco Paris	91.0	6.0	0.5	2.5
CrediChile	88.1	10.9	1.0	-
BCI Nova	96.3	-	3.7	-
Banefe	60.8	36.4	2.8	-
BanCondell	100.0	-	-	-
BBVA Express	100.0	-	-	-

Fuente: SBIF.

a. La LGB permitía la existencia de sociedades financieras no bancarias, facultadas para captar depósitos y hacer colocaciones, pero sujetas a menores requerimientos de capital.

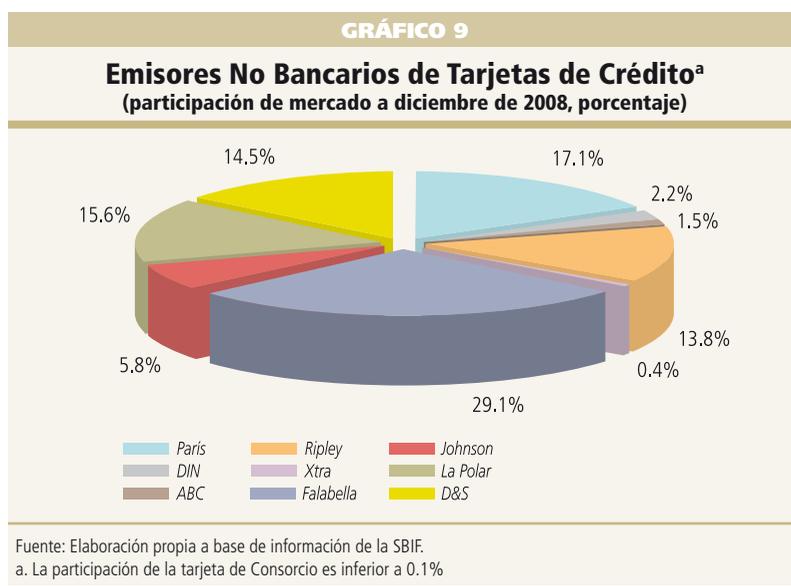
b. Homologándolo con aquel que hasta entonces existía para las sociedades financieras. Para más detalle, ver artículo 51 de la LGB.

2. Casas Comerciales o Emisores de Tarjetas de Crédito No Bancarias

Estas entidades corresponden a filiales de empresas del sector *retail* (tiendas comerciales, supermercados, etc.), dedicadas a otorgar créditos de consumo a sus clientes mediante la emisión de tarjetas de crédito no bancarias.

Es importante destacar que, hasta antes del 2006, estas instituciones no estuvieron sujetas a ningún tipo de regulación especial, salvo presentar estados financieros trimestrales a la Superintendencia de Valores y Seguros (SVS), como cualquier otra sociedad anónima abierta. Sin embargo, a partir de ese año, el Banco Central de Chile incorporó un marco para la regulación de las tarjetas de crédito no bancarias, entregando facultades tanto de supervisión como de regulación a la SBIF.¹⁷

Existen 10 emisores no bancarios fiscalizados por la SBIF (datos de fines del 2008), los que administran en total 13 marcas de tarjetas de crédito. Falabella, a través de la tarjeta CMR, es la que exhibe la más alta participación en el mercado de créditos de consumo de esta industria (gráfico 9).

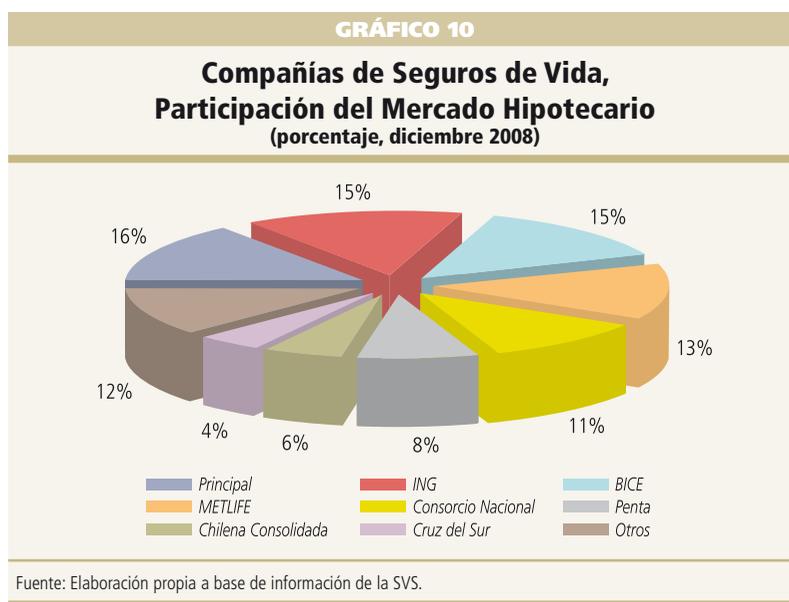


17. Para más detalles de la normativa que regula a estos emisores no bancarios, ver capítulo III.J.1 del Compendio de Normas Financieras del Banco Central de Chile.

3. Compañías de Seguros de Vida

El mercado asegurador está compuesto por 26 compañías de seguros de vida. Una de sus principales líneas de negocios es la renta vitalicia, en la cual se entrega al asegurado una pensión de por vida a cambio de su ahorro previsional. Este tipo de operaciones genera pasivos de largo plazo, que deben ser compensados con inversiones a plazos similares. Es por esto que, en conformidad con las disposiciones contenidas en el título V del Decreto con Fuerza de Ley N° 251 de 1931 y sus modificaciones, las compañías de seguros otorgan, por intermedio de un agente administrador, mutuos hipotecarios endosables para luego adquirirlos e incluirlos en su cartera de inversiones. Los mutuos hipotecarios representan aproximadamente un 12% de su cartera de inversiones (datos de fines del 2008).

El negocio hipotecario está bastante diversificado al interior de la industria aseguradora. En diciembre del 2008, las colocaciones de los tres principales agentes representaban un 46% del total de las aseguradoras (gráfico 10).



A partir de abril del 2002, la SVS autorizó a las compañías de seguros de vida a otorgar también créditos de consumo a personas naturales.¹⁸ Desde el 2007, dicho regulador ha tendido a facilitar la emisión de estos créditos, permitiendo que dichas inversiones sean representativas de reservas técnicas y patrimonio de riesgo.¹⁹ El 2009 se aumentó el límite global para estas inversiones, de 2% a 3%.²⁰

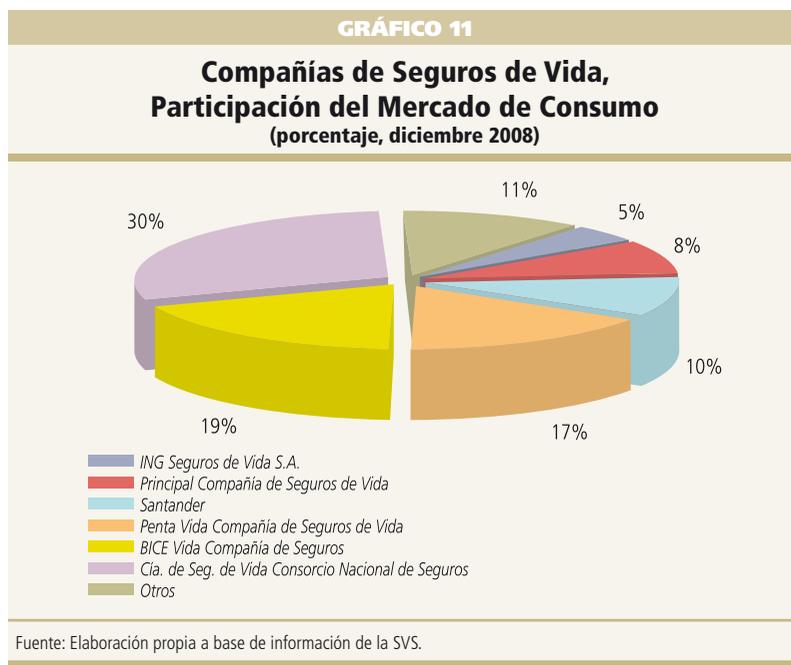
No obstante, la participación de las aseguradoras en el negocio de los créditos de consumo es menor. Desde el 2002 se han efectuado colocaciones por cerca de US\$ 500 millones, distribuidos entre 14 aseguradoras,

18. NCG N° 152 de la SVS, con fecha 26 de diciembre 2002. Imparte normas sobre activos representativos de reservas técnicas y patrimonio de riesgo, derogando la NCG N° 75 del 22 de mayo de 1997 y NCG N° 15, del 30 de octubre de 2002.

19. NCG N° 208 de la SVS, con fecha 12 de octubre de 2007. Establece normas relativas al otorgamiento de préstamos de dinero a personas naturales y jurídicas por parte de las entidades aseguradoras, derogando las normas de carácter general N° 134, N° 140 y N° 154, de fechas 4 de abril y 6 de mayo de 2002, y 17 de enero de 2003, respectivamente.

20. NCG N° 247 de SVS, con fecha 17 de abril de 2009. Modifica norma de carácter general N° 208 de 2007, que establece normas relativas al otorgamiento de préstamos de dinero a personas naturales o jurídicas por parte de las entidades aseguradoras.

que han colocado cerca de 80 mil préstamos, los que incluyen también créditos otorgados a jubilados que cuentan con rentas vitalicias. Este mercado muestra una mayor concentración, siendo Consorcio el principal agente (gráfico 11).



Los créditos hipotecarios y de consumo, en su conjunto, hacen de estas instituciones el segundo mayor acreedor no bancario de los hogares, con una participación de 25% de la deuda no bancaria, equivalente a un 8% de la deuda total.

4. Cooperativas de Ahorro y Crédito

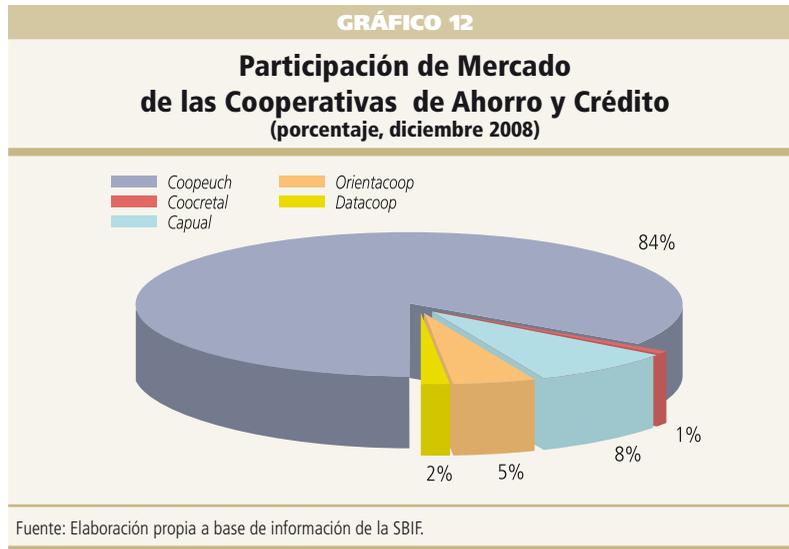
Las cooperativas de ahorro y crédito son instituciones cuyo objeto único y exclusivo es brindar servicios de intermediación financiera a beneficio de sus socios. Su principal producto son los créditos de consumo, que representan más del 85% de sus colocaciones totales. Le siguen en importancia los créditos destinados al financiamiento de viviendas (9%) y a empresas (4%). En diciembre del 2008, las cooperativas concentraban el 2.5% de la deuda total de los hogares, equivalente a 8% de la deuda no bancaria.

Según cifras del Ministerio de Economía, Fomento y Turismo del Gobierno de Chile, en diciembre del 2008 existían más de mil cooperativas vigentes registradas en el Departamento de cooperativas.²¹ Las cooperativas de ahorro y crédito son supervisadas por dos organismos gubernamentales. El primer grupo, constituido por aquellas cuyo patrimonio supera UF 4000 (US\$ 130 mil, aproximadamente a diciembre 2008), y que corresponde al 0.5% del total de cooperativas y al 92% del total de sus colocaciones, es supervisado por la SBIF. Las restantes son supervisadas por el Ministerio de Economía, Fomento y Turismo según su relevancia económica.²²

21. Véase www.decoop.cl, Departamento de Cooperativas del Gobierno de Chile.

22. Mayor información sobre las cooperativas y su supervisión puede encontrarse en www.decoop.cl. Ver también la Ley General de Cooperativas, DFL 5 de 2003, disponible en www.bcn.cl.

Al 2008, las cooperativas supervisadas por la SBIF, de mayor importancia sistémica, son cinco: Coopeuch, Coocretal, Oriencoop, Capual y Detacoop. A diciembre de ese año, la primera concentraba el 84% de las colocaciones totales en este segmento (gráfico 12).



En el 2003, el Banco Central amplió la gama de operaciones de las cooperativas de ahorro y crédito, e introdujo regulaciones para controlar su solvencia y buena gestión financiera.²³ En junio del 2007 se permitió a las cooperativas ofrecer mutuos hipotecarios endosables, lo que incrementó el mercado potencial para este tipo de operaciones.²⁴ No obstante, estas instituciones están focalizadas en los estratos de hogares de menores ingresos, por lo que los montos promedios otorgados tienden a ser más bajos que en otras instituciones del sistema (sección VIII).

5. Cajas de Compensación y Asignación Familiar (CCAF)

Las CCAF son corporaciones de derecho privado, con patrimonio propio y sin fines de lucro, que forman parte del Sistema de Seguridad Social. Su objetivo es la administración de prestaciones de seguridad social que tiendan al desarrollo y bienestar del trabajador y su grupo familiar. En consecuencia, la oferta de servicios, en particular de créditos, está enfocada principalmente a áreas como educación, salud, capacitación, cultura, recreación y ahorro. A contar de julio del 2009, las CCAF fueron autorizadas para hacer colocaciones hipotecarias vía mutuos hipotecarios endosables.²⁵

Las CCAF son supervisadas por la Superintendencia de Seguridad Social (SuSeSo) y, si han emitido algún instrumento de oferta pública, también lo son por la SVS.

23. Ver capítulo III.C.2 del Compendio de Normas Financieras del Banco Central de Chile, Normas aplicables a las cooperativas de ahorro y crédito.

24. Estos cambios se hicieron efectivos con la promulgación de la Ley N° 20.190. La modificación del artículo N°86 de la Ley General de Cooperativas permitió la operación de las cooperativas en el mercado de mutuos hipotecarios endosables.

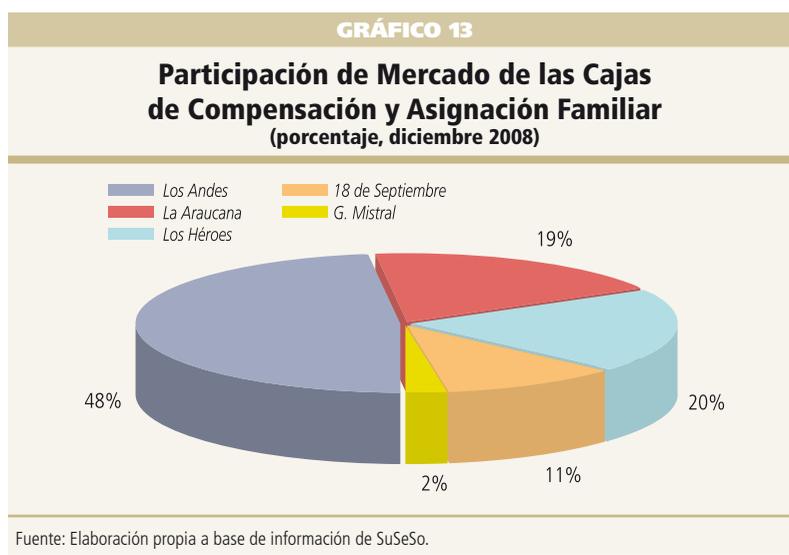
25. Estas entidades pagan, por cuenta del Estado, prestaciones de seguridad social como la asignación familiar, el subsidio de cesantía y el de incapacidad laboral, recibiendo un pago por tales servicios. Otras fuentes de financiamiento incluyen los intereses generados por el sistema de crédito social, y el copago de sus afiliados por las diversas prestaciones ofrecidas. Todos estos ingresos se reúnen en un fondo social, que, dada la constitución de estas organizaciones como empresas sin fines de lucro, tiene como único fin la reinversión en créditos y prestaciones sociales. Ver Estatuto General de las Cajas de Compensación de Asignación Familiar, Artículos 29° al 31° de la Ley N° 18.833, de 1989.

Los créditos de las CCAF se caracterizan por la posibilidad de descontar los pagos de la deuda vía retención del empleador, lo que ubica a estas instituciones en una situación más favorable en términos de recuperaciones de los deudores. En diciembre del 2008, las Cajas eran acreedoras del 4% de la deuda financiera total de los hogares, equivalentes al 13% de la deuda no bancaria. Al igual que las cooperativas, estas instituciones también se concentran en los estratos de hogares de menores ingresos.

La industria de las CCAF es heterogénea en cuanto al tamaño y cobertura de sus operadores, y presenta gran diversidad en la oferta de prestaciones y servicios. El sistema está compuesto por cinco Cajas, todas ellas vinculadas con algún gremio de la Confederación de la Producción y el Comercio:

- La Araucana, fundada por la Cámara de Comercio de Santiago.
- Los Andes, dependiente de la Cámara Chilena de la Construcción.
- Los Héroes, de la Asociación de Industriales Metalúrgicos.
- Gabriela Mistral, de la Cámara del Cuero y el Calzado.
- 18 de Septiembre, creada por la Sociedad de Fomento Fabril.

Respecto del tamaño relativo de las diversas Cajas, Los Andes destaca en términos de activos, pasivos y participación de mercado, pues posee casi el 50% del total del crédito social del sistema de CCAF (gráfico 13).



6. Otros Proveedores de Crédito

Otros actores del mercado del crédito a los hogares son los emisores de crédito automotor, entre los cuales, a fines del 2008, Forum concentra cerca del 12% de las colocaciones automotrices no bancarias. También las universidades ofrecen financiamiento a los hogares, a través de créditos para la educación superior. En conjunto, la deuda automotriz y universitaria reúne el 6% de la deuda total de los hogares al cierre del 2008.

La Encuesta Financiera de Hogares (EFH) 2007 del Banco Central de Chile muestra que los hogares también recurren a otras fuentes de financiamiento, incluyendo las informales, de menor relevancia económica (véase la sección VII). El 5.8% de los hogares en Chile tiene deudas con la Dirección de Crédito Prendario (Tía Rica), y/o con parientes y amigos, u otras formas de crédito informal. Estas fuentes de financiamiento no ofrecen

riesgo significativo para el sistema, por cuanto en el primer caso hay fuertes garantías,²⁶ y el resto carece de conexiones financieras directas con el sistema.

V. EXPOSICIÓN DE LOS AGENTES FINANCIEROS A LOS HOGARES

El riesgo de crédito a que están expuestos los distintos intermediarios financieros con los hogares es particularmente relevante en períodos de contracción económica, considerando que el desempleo tiende a aumentar, lo que afecta su capacidad de pago. Bajo este escenario, una mayor exposición a los hogares podría implicar un mayor riesgo de crédito, cuando no se cuenta con una apropiada diversificación de los perfiles de deudores, o no se constituyen las provisiones necesarias. El sector bancario chileno está expuesto a este riesgo de crédito tanto directa como indirectamente, por cuanto no solo realiza colocaciones en créditos de consumo y para la vivienda, sino que también realiza colocaciones comerciales a instituciones financieras que, a su vez, prestan a los hogares.

La exposición directa de los acreedores bancarios a los hogares a fines del 2008 se sitúa en torno a un tercio de las colocaciones totales (cuadro 1) y casi un 25% de los activos bancarios. No obstante, existe una alta dispersión dentro del sistema, siendo la banca de *retail* la más expuesta, principalmente en créditos de consumo, lo que la hace particularmente vulnerable al ciclo económico.²⁷

La exposición de los intermediarios no bancarios a los hogares es bastante mayor que la exhibida por la industria bancaria, especialmente en el caso de las cooperativas de ahorro y crédito (cuadro 5).

CUADRO 5				
Exposición al Riesgo de Crédito de Hogares ^a (porcentaje)				
	1997-2001	2002-06	2007	2008
Bancos	18.42	21.30	24.58	23.43
Multibancos grandes	18.96	23.16	27.20	25.81
Multibancos medianos	15.85	17.85	19.51	18.64
Banca <i>retail</i>	77.14	79.09	79.91	71.76
Resto	1.23	0.07	0.04	0.03
Casas comerciales	n.d.	n.d.	71.8	58.6
Cooperativas de ahorro y crédito ^b	n.d.	n.d.	89.3	86.7
Cajas de compensación	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.
Compañías de seguros	n.d.	9.55	11.08	12.33

Fuente: Elaboración propia a base de datos de la SBIF, SVS y SuSeSo.
a. Colocaciones a los hogares sobre activos totales.
1997-2001 y 2002-06 reportan cifras promedio del período.
2007 y 2008 son cifras al cierre del año.
b. Fiscalizadas por la SBIF.
c. n.d.: no disponible.

Por su parte, la exposición indirecta de la banca, a través de sus colocaciones comerciales en otras instituciones financieras que otorgan créditos de consumo y para la vivienda, es baja. En diciembre del 2008 el crédito a las casas comerciales y CCAF correspondía, en cada caso, a solo el 2% de las colocaciones comerciales

26. Se puede obtener mayor información en www.dicrep.cl.

27. En efecto, algunos de estos bancos obtuvieron rentabilidades superiores a 40% del capital entre los años 2003 y 2006, mientras el producto se expandía en torno a un 6% anual. En 2009, en cambio, mostraron resultados netos negativos.

de la banca. Un 0.2% de las colocaciones comerciales se dirigía a cooperativas. Así, al cierre del 2008, la exposición de la banca a este conjunto de instituciones apenas superaba el 2% de las colocaciones totales, equivalente a un 1.4% de los activos totales del sistema bancario.

VI. COMPARACIÓN DE INDICADORES DE RIESGO DE CRÉDITO

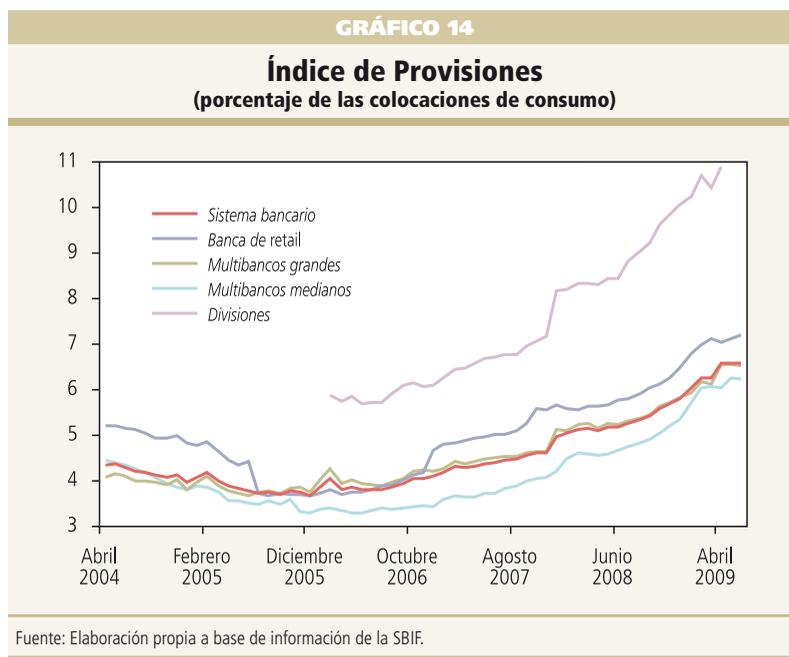
Dada la diversidad de segmentos de hogares a que están orientados los distintos oferentes de crédito, y las diferencias de carácter regulatorio, no es posible comparar directamente los indicadores de riesgo de crédito de las entidades financieras. Por lo tanto, en lo que sigue se procede a identificar las principales razones que explican la exposición relativa al riesgo de los varios proveedores de financiamiento a los hogares.

1. Créditos de Consumo

Bancos

La industria bancaria se caracteriza por tener un mayor grado de regulación en materia de constitución de provisiones y cuantificación de créditos impagos.²⁸

Las diferencias en el riesgo de crédito que se observan al interior de la industria bancaria se explican, básicamente, por los distintos segmentos de hogares a los que están orientadas estas entidades. Esto justifica que las divisiones de consumo de los bancos, tradicionalmente especializadas en hogares de menores ingresos, exhiban los más altos indicadores de riesgo de crédito (gráfico 14).^{29,30}

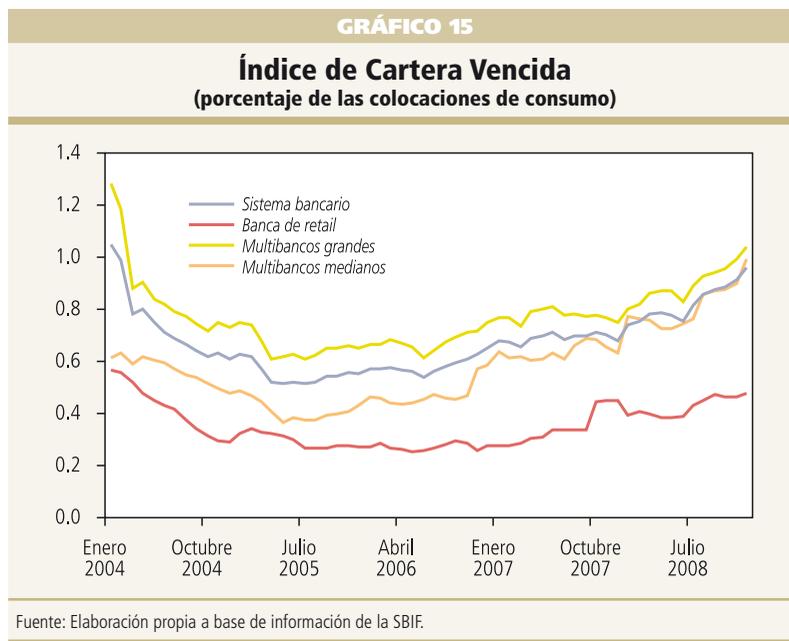


28. Para más detalles, ver *Compendio de Normas Contables de la SBIF (2006)* disponible en www.sbf.cl.

29. En general, las políticas de crédito de estas divisiones se orientan a segmentos cuyos ingresos mensuales están en un rango que varía desde un mínimo de \$ 120 mil hasta \$ 400 mil (en torno a USD 200 y 600, al tipo de cambio de diciembre 2008).

30. Los indicadores de riesgo de crédito reportados son consistentes, incluso luego de la introducción de las normas IFRS. Véase el *Informe de Estabilidad Financiera del Banco Central de Chile del segundo semestre del 2009*, recuadro V.2, 54-5.

Coincidiendo con el período de mayor expansión de las colocaciones de consumo (mediados del año 2006), los bancos iniciaron un proceso de ajuste del nivel de riesgo de la cartera, a través de un aumento sostenido de las provisiones. Este reconocimiento de mayor riesgo de crédito se aprecia tanto en la banca de *retail* como en los multibancos grandes y medianos y, especialmente, en las divisiones de consumo.



El reconocimiento de mayor riesgo de la banca resulta razonable, si se considera que una parte importante de la expansión del crédito de consumo se originó en la bancarización de deudores de menores ingresos, y por el otorgamiento de créditos en condiciones más favorables, en cuanto a montos y plazos (ver sección VIII).

El índice de cartera vencida (ICV) de los créditos de consumo, por su parte, muestra un deterioro más reciente, y su tendencia es similar para las distintas agrupaciones de bancos (gráfico 15). El deterioro de la calidad de la cartera de colocaciones de consumo, que se observa desde mediados del 2007, se debió en gran parte a la disminución de la capacidad de pago de los hogares, como consecuencia de mayores niveles de inflación y un empeoramiento de las cifras de empleo.

Oferentes de crédito no bancario

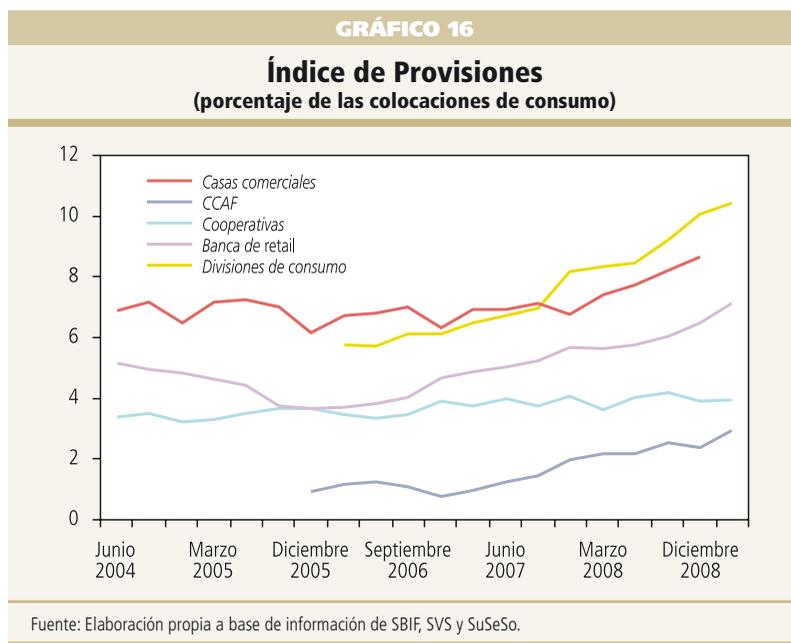
El nivel y tendencia de los indicadores de riesgo de crédito de los oferentes no bancarios responden, básicamente, a diferencias en el marco normativo, a su segmento objetivo, y a la modalidad de pago y cobranza de los créditos.

En el caso de las cooperativas de ahorro y crédito fiscalizadas por la SBIF, la evaluación de riesgo de sus deudores se enmarca según lo establecido por la regulación bancaria. Sin embargo, las cooperativas exhiben una mejor calidad de la cartera de colocaciones de consumo respecto de la banca, pues tanto el índice de provisiones como el de cartera vencida son más bajos (gráfico 16).³¹ Estos menores niveles de riesgo de crédito

31. Cabe hacer notar que este indicador se encuentra fuertemente influenciado por Coopeuch, que posee el mayor peso relativo en términos de colocaciones.

se sustentan en que, a pesar de estar focalizadas las cooperativas en deudores de menores ingresos, sus clientes pertenecen, principalmente, a empresas del sector público. Adicionalmente, los pagos de estos deudores se realizan a través de descuentos por planilla, situación que también contribuye a mitigar el riesgo de crédito.³²

En el caso de las CCAF, los requerimientos de provisiones se inician recién a fines del 2005.³³ Al igual que las cooperativas, las CCAF presentan una mejor calidad de cartera respecto de la banca y las casas comerciales, lo que en parte se explica por el mecanismo de recaudación de los créditos sociales, en que el empleador o entidad pagadora descuenta directamente de las liquidaciones de sueldo o de las pensiones, el servicio de la deuda.³⁴ Además, los montos de los créditos sociales están acotados por límites máximos legales, establecidos de acuerdo a la remuneración o pensión líquida del solicitante.³⁵



Los cambios normativos introducidos el 2008 también han favorecido la calidad de la cartera de las CCAF.³⁶ Estos incluyen la facultad para incorporar en su base de deudores a trabajadores del sector público, y la posibilidad de aumentar de cinco a siete años el plazo máximo de sus créditos sociales. Pese al aumento en el último trimestre del 2008, el índice de provisiones de las CCAF tradicionalmente es el más bajo de entre los distintos proveedores de créditos de consumo (gráfico 16).

32. Otro factor que también contribuye a la mejor calidad de cartera de las cooperativas es el hecho de que los deudores son simultáneamente clientes y socios de las cooperativas.

33. Hasta el 2005, las CCAF registraban las morosidades superiores a un año tanto de deudas previsionales como de créditos sociales en la cuenta "Deudas de dudosa recuperación" (Circular N° 1875 de la SuSeSo, con fecha 26 de enero de 2001). Desde la emisión de la Circular N° 2258 de la SuSeSo, del 22 de diciembre de 2005, las CCAF deben aplicar una provisión equivalente a 1/6 de la deuda, a contar del decimotercer mes y hasta el decimoctavo mes de morosidad, a las deudas en cobranza judicial. Estas fracciones se aplican en forma acumulativa, de modo que estas deudas deben quedar completamente provisionadas al cumplir 18 meses de morosidad.

34. Lo adeudado por un trabajador afiliado a una Caja debe ser deducido de su remuneración, retenido y luego remesado a la caja acreedora por parte de la empresa empleadora.

35. Para mayores detalles, véase circular N° 2052 de la SuSeSo, 2003.

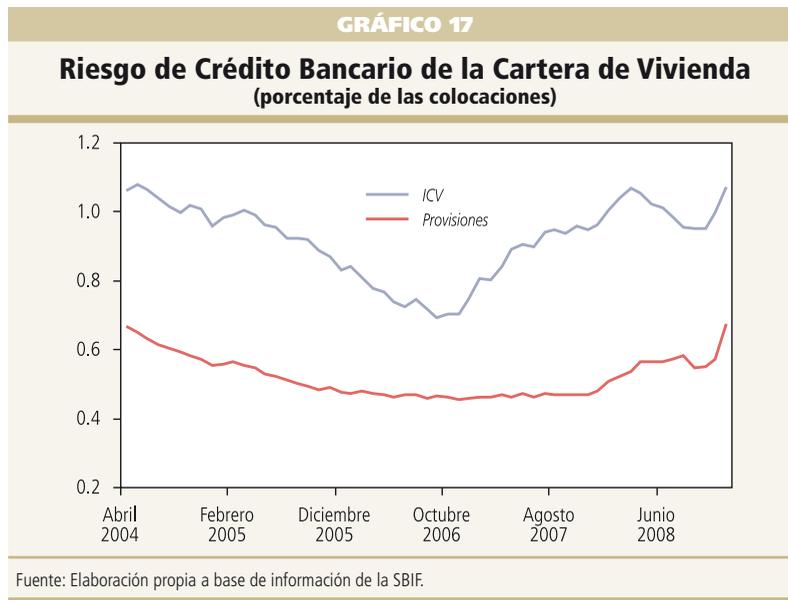
36. Véase la circular N° 2485 de la SuSeSo, 2008.

La regulación en materia de administración de riesgo de crédito para los emisores de tarjetas no bancarias fiscalizadas por la SBIF es de carácter general, pues faculta a estos emisores su gestión de acuerdo a metodologías propias. Estas entidades estiman las pérdidas esperadas de su cartera de colocaciones en base a matrices de riesgo o *scoring*, las que consideran, entre otros factores de riesgo, la antigüedad de la mora de los clientes.³⁷ Adicionalmente, y al igual que los bancos, los emisores de tarjetas no bancarias deben constituir provisiones adicionales por aquella porción de la cartera de deudores que hayan reprogramado sus créditos. El índice de provisiones de esta industria muestra un incremento significativo en el segundo semestre del 2008. Dado que se concentran en un segmento de clientes de similar perfil de riesgo que las divisiones de consumo bancarias, el indicador de provisiones es comparable al exhibido por estas últimas, pero superior al de la banca de *retail* (gráfico 16).

2. Créditos Hipotecarios para la Vivienda

El riesgo de crédito a que está expuesta la banca —principal proveedor en este segmento— por este tipo de operaciones, es el más bajo de entre los distintos tipos de colocaciones, en especial respecto de los créditos de consumo. Esta baja exposición se explica, substancialmente, porque una fracción importante de estos préstamos cuenta con una garantía real que cubre más del 100% del crédito.³⁸

Sin embargo, en los últimos años algunos bancos han otorgado mutuos hipotecarios no endosables con condiciones más flexibles en cuanto a monto, plazo y tasas (sección VIII), favoreciendo el financiamiento de viviendas de menor valor y, por lo tanto, de deudores de menores ingresos. El mayor riesgo de este tipo de deudores es uno de los factores que explicarían el deterioro que se observa en la cartera hipotecaria hacia fines del 2008; a ello se suman deterioros en la cartera de Banco Estado y a elementos de ciclo económico que elevaron el riesgo de crédito de los hogares (gráfico 17).



37. De la misma manera que los bancos, los emisores de tarjetas no bancarias deben castigar el 100% del crédito una vez que una cuota cumpla una mora de 180 días.

38. La normativa vigente a diciembre 2008 establece que los préstamos con letras de crédito y mutuos endosables pueden financiar hasta un 75 y un 80%, respectivamente, del bien inmueble. No obstante, a partir de octubre del 2009, los préstamos con letras pueden financiar hasta el 100% de la propiedad.

VII. CARACTERIZACIÓN DE LOS HOGARES DEUDORES

La Encuesta Financiera de Hogares (EFH) del Banco Central de Chile, realizada por primera vez en el 2007, ha permitido caracterizar a las familias deudoras con información que no estaba disponible previamente a nivel de hogar como unidad presupuestaria.³⁹ Junto con ello, la Encuesta da la posibilidad de observar por primera vez las fuentes de financiamiento a las que recurren los hogares de manera simultánea, y combinar dicha información con características descriptivas del jefe de hogar y sus miembros, tales como ingreso total del hogar, educación, edad, etc. Esta nueva información contribuye significativamente a la evaluación del riesgo que representan los hogares para el sistema financiero.

Esta Encuesta, de representatividad urbana nacional, indica que la deuda de los hogares, tanto de consumo como hipotecaria, se concentra mayoritariamente en los grupos de más altos ingresos (cuadro 6),⁴⁰ los que a su vez tienden a adquirir sus productos crediticios principalmente a través de la banca. Ambos factores contribuyen a acotar el riesgo financiero del endeudamiento de los hogares, por cuanto ellos tienen un mayor respaldo en términos de activos y se endeudan en el sector que está sujeto a mayor regulación y supervisión.⁴¹

CUADRO 6			
Deuda de los Hogares, 2007 (miles de pesos, porcentaje)			
	Deciles 1 al 5	Deciles 6 al 8	Deciles 9 y 10
Mediana del hogar			
Ingreso total mensual	251	620	1,485
Deuda de consumo	260	610	1,610
Deuda hipotecaria	846	2,781	12,200
Deuda total	1,106	3,391	13,810
Razón deuda total a ingreso anual	14.2%	14.9%	24.7%
Rango intercuartil, razón deuda total a ingreso anual ^a	40.9%	53.0%	89.2%

Fuente: Elaboración propia a base de la EFH 2007.
a. El rango intercuartil es la diferencia entre los percentiles 75 y 25.

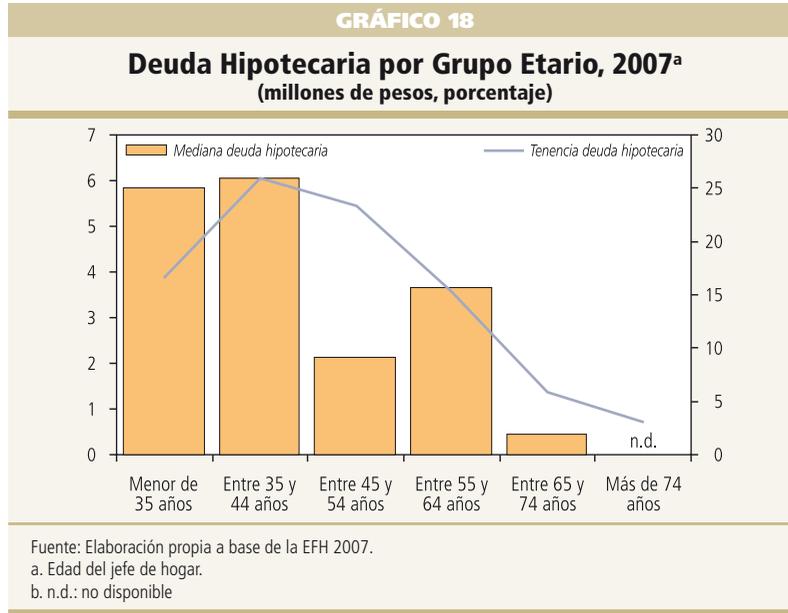
Los hogares más endeudados son aquellos que habitan en una vivienda propia que se está pagando, en los cuales la razón deuda a ingreso exhibe una mediana de 97%. El 35.1% de los hogares de mayores ingresos (deciles 9 y 10) tiene deuda hipotecaria, ya sea por su vivienda principal o por otras propiedades. Esto contrasta con un 19.6% para los hogares pertenecientes a los deciles 6 al 8 de ingresos, y 10.1% para los hogares de los deciles 1 al 5. La mediana de estas deudas difiere significativamente según el ingreso del hogar, siendo más de catorce veces superior en los deciles 9 y 10 que en el de los deciles 1 al 5 (cuadro 6).

39. La metodología y los principales resultados de la Encuesta Financiera de Hogares del Banco Central, así como los datos, están disponibles en www.bcentral.cl. Este análisis considera la versión revisada de septiembre 2010 (Banco Central de Chile 2010b). No es posible hacer una comparación exacta de la EFH con otras fuentes de información financiera, ya que es la primera vez que se mide en Chile una caracterización detallada de las finanzas del hogar como unidad económica. Junto con ello, la Encuesta ha utilizado las mejores prácticas internacionales y métodos de imputación, que buscan minimizar los errores de medición y sesgos. Los avances que existen en este sentido se encuentran reportados en el mismo sitio web.

40. Se privilegia el uso de la mediana por sobre el promedio de la serie para evitar el efecto de los valores extremos.

41. Fuenzalida y Ruiz-Tagle (2009) discuten en mayor detalle el riesgo financiero de los hogares, en particular frente al ciclo económico.

Los jefes de hogar con edades entre 35 y 44 años tienen el mayor porcentaje de tenencia de deuda hipotecaria, así como el mayor monto mediano de deuda (gráfico 18). Ambos indicadores se reducen significativamente con la edad del jefe de hogar, lo que es consecuente con la teoría económica del ciclo de vida, y, por lo tanto, contribuye a acotar el riesgo financiero asociado a estas deudas.⁴²



Los préstamos de consumo, por su parte, también se encuentran fuertemente concentrados en los hogares de mayores ingresos (deciles 9 y 10). Los créditos bancarios de consumo constituyen la fuente de corto plazo con la mayor mediana de monto de estos hogares, seguidos por las deudas educacionales (cuadro 7).

CUADRO 7

Deudas de Consumo de los Hogares, 2007, Medianas por Hogar
(miles de pesos)

	Deciles 1 al 5	Deciles 6 al 8	Deciles 9 y 10
Préstamos de consumo bancarios	1,000	1,800	4,000
Préstamos de consumo en financieras ^a	1,000	1,000	1,005
Tarjetas y líneas de crédito bancario	250	350	700
Tarjetas casas comerciales	150	190	250
Crédito social ^b	350	600	1,000
Deudas educacionales	500	1,550	3,000
Deudas informales ^c	160	380	1,200

Fuente: Elaboración propia a base de la EFH 2007.
a. Incluye préstamos en efectivo de casas comerciales.
b. CCAF y Cooperativas.
c. Pertenecen a este tipo de deuda las siguientes categorías: préstamos de parientes o amigos, casa de crédito prendario (tía rica), fiado y otras deudas.

42. Esta conclusión respecto de la acumulación de la deuda financiera en los hogares con menor edad y mayores ingresos y activos, y su coherencia con la teoría del ciclo de vida, también son discutidas por Cox et al. (2006), utilizando la Encuesta de Protección Social 2004/2005.

Alrededor del 50% de los hogares tiene deuda en casas comerciales, independientemente de su ingreso, siendo el tipo de deuda de consumo más frecuente (cuadro 8). Los créditos en tarjetas de casas comerciales tienen una mediana bastante similar entre los diversos grupos de ingreso (cuadro 7), la que para el agregado se ubica en \$180 mil.

En cuanto a utilización simultánea de distintas fuentes de crédito por parte de los hogares, la EFH ha permitido observar por primera vez que el 16.4% de los hogares encuestados dice tener deuda de consumo tanto en bancos como en casas comerciales, cifra que sube al 27.6% en los deciles de ingreso 9 y 10 (cuadro 8).

CUADRO 8				
Tenencia de Deuda de los Hogares 2007				
(porcentaje)				
	Deciles 1 al 5	Deciles 6 al 8	Deciles 9 y 10	Total
Tenencia de deuda	60.7	74.7	74.9	67.7
Tenencia deuda consumo ^a	58.4	70.2	66.8	63.6
Bancaria ^b	13.3	28.2	43.9	23.9
Casas comerciales	47.8	55.5	46.4	49.8
Bancos y casas comerciales	9.9	19.8	27.6	16.4
Alguna deuda en bancos o casas comerciales	51.2	63.9	62.7	57.3
Tenencia deuda hipotecaria ^c	10.1	19.6	35.1	17.9

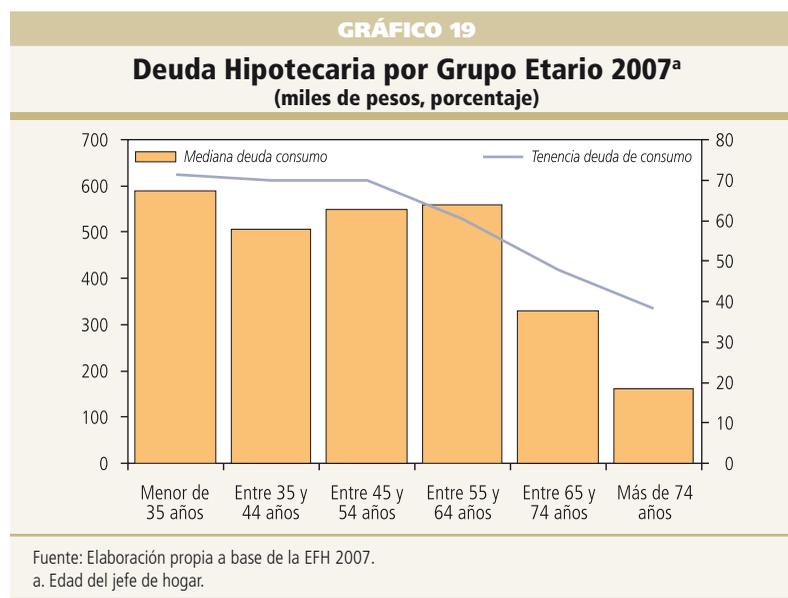
Fuente: Elaboración propia a base de la EFH 2007.

a. Incluye préstamos de consumo bancario, tarjetas de crédito bancario, líneas de crédito, préstamos de consumo en financieras o casas comerciales, tarjetas con casas comerciales, crédito automotriz, crédito social, deudas educacionales y deudas informales.

b. Incluye préstamos de consumo bancario, tarjetas de crédito y líneas de crédito bancarias.

c. Incluye deuda con vivienda principal y otras propiedades.

Los jefes de hogar con edades que van de 35 a 44 años exhiben el mayor porcentaje de tenencia de deuda de consumo (gráfico 19). Este grupo también presenta la mayor tenencia de tarjetas y líneas de crédito bancario (20.5%), y de deuda en casas comerciales (59.6%).



Nuevamente, y en línea con la teoría del ciclo de vida, el porcentaje de familias con deuda de consumo disminuye con la edad del jefe de hogar. Esta nueva información proporcionada por la EFH contribuye a acotar el riesgo asociado a la deuda de los hogares, por cuanto es coherente con la dinámica de largo plazo de los ingresos de la familia. No obstante, los grupos a los extremos del ciclo de vida (jefe de hogar menor de 35 años o mayor de 74) muestran el mayor uso de otras fuentes de financiamiento: los más jóvenes tienen el mayor porcentaje de tenencia de deudas informales (7.0%), mientras que los más ancianos recurren con mayor frecuencia al crédito social (10.3%).

VIII. CONDICIONES FINANCIERAS DE LA DEUDA DE LOS HOGARES

Las condiciones financieras de la deuda de los hogares en el sistema local varían tanto por el tipo de producto ofrecido —crédito de consumo en cuotas, sobregiros, tarjetas, hipotecario para la vivienda, etc.—, como por el proveedor de crédito.

1. Créditos de Consumo

Los créditos en cuotas otorgados por los bancos son los de mayor participación relativa en el total del financiamiento a los hogares, pues, a fines del 2008, representan más del 75% del total de las colocaciones de consumo del sector bancario, y más del 17% del total del endeudamiento de los hogares. La mayor relevancia de los créditos de consumo bancario en cuotas se explica, en gran parte, porque los montos promedio otorgados y plazos de vencimiento de estas operaciones de crédito son más altos. Además, las tasas de interés son más bajas.⁴³

El monto promedio de los créditos de consumo bancario en cuotas aumentó significativamente en los últimos años, hasta alcanzar \$3 millones a fines del 2008 (gráfico 20), lo que es coherente con el mayor crecimiento y la profundización del sistema financiero que ha experimentado la economía chilena durante los últimos años. Esta cifra supera largamente el monto promedio de los créditos otorgados de los oferentes no bancarios. Por ejemplo, los créditos sociales otorgados por las CCAF son en promedio 70% más bajos que los créditos de consumo bancarios. Asimismo, los créditos otorgados por las cooperativas de ahorro y crédito fiscalizadas por la SBIF se concentran, en promedio, en el tramo de deuda inferior a las UF 200 (\$3.7 millones aproximadamente).⁴⁴ Los resultados de la EFH del 2007 tienden a confirmar estos resultados (gráfico 21).

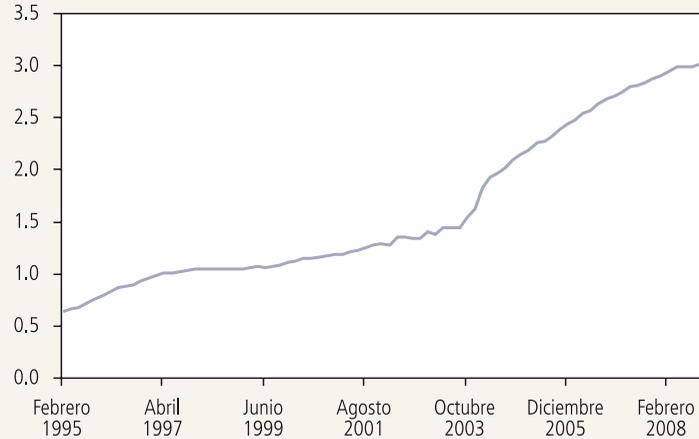
El plazo promedio de los créditos bancarios en cuotas se mantuvo relativamente estable en torno a 42 meses en 2008. Este plazo es superior al que exhibía en 2006, pero similar al plazo de los créditos de consumo otorgados por las CCAF (gráfico 22). El alargamiento de los plazos de los créditos bancarios se concentra, principalmente, en aquellos de mayor monto (gráfico 23).

43. Los mayores montos de los créditos de consumo en cuotas, sumado a los menores costos de fondeo de la banca, explicarían el nivel más bajo de las tasas de interés.

44. Una cifra muy similar a los montos de deuda de los bancos focalizados en créditos de consumo.

GRÁFICO 20

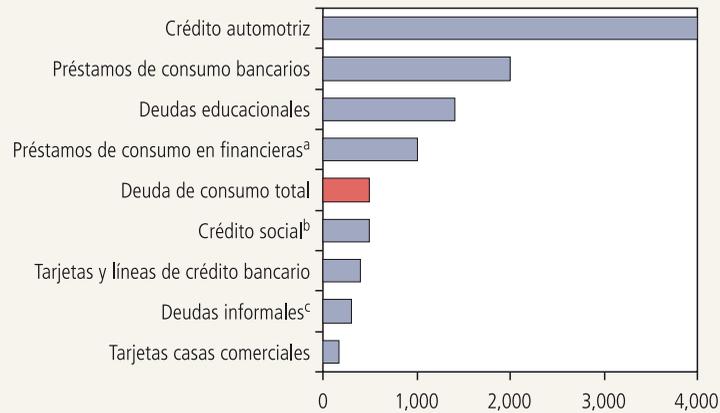
Monto Promedio de Créditos de Consumo Bancario en Cuotas (millones de pesos de diciembre 2008)



Fuente: Elaboración propia a base de información de la SBIF.

GRÁFICO 21

Deuda de Consumo por Hogar, 2007 (mediana, miles de pesos)



Fuente: Elaboración propia a base de la EFH 2007.

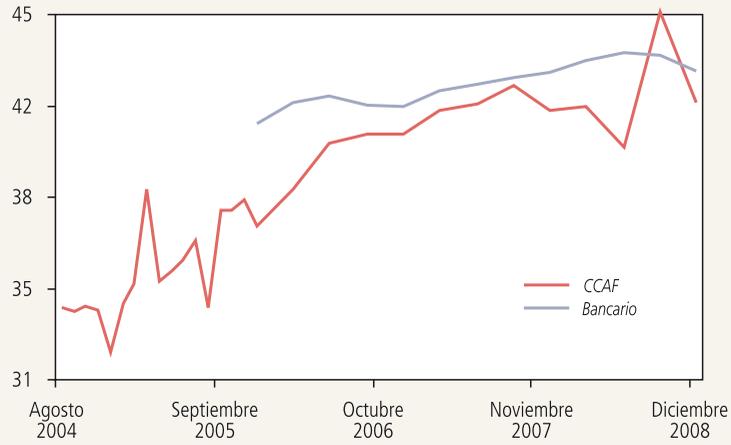
a. Incluye préstamos en efectivo de casas comerciales.

b. Corresponde a créditos con Cajas de Compensación de Asignación Familiar (CCAF), Cooperativas y otros.

c. Pertenecen a este tipo de deuda las siguientes categorías: préstamos de parientes o amigos, casa de crédito prendario (tía rica), fiado y otras deudas.

GRÁFICO 22

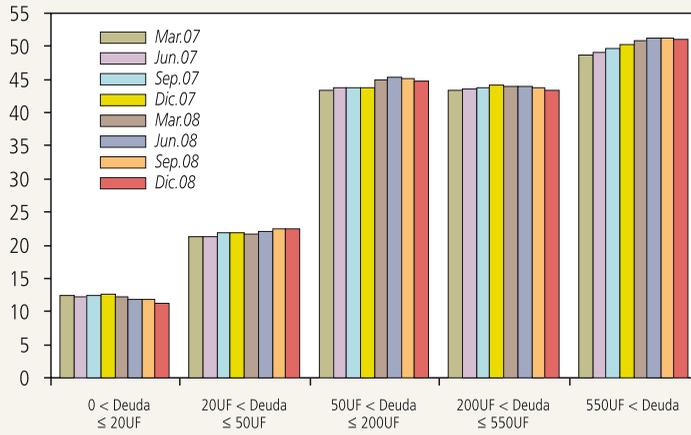
Plazo Promedio de Deuda de Consumo (meses)



Fuente: Elaboración propia en base a información de la SBIF y SuSeSo.

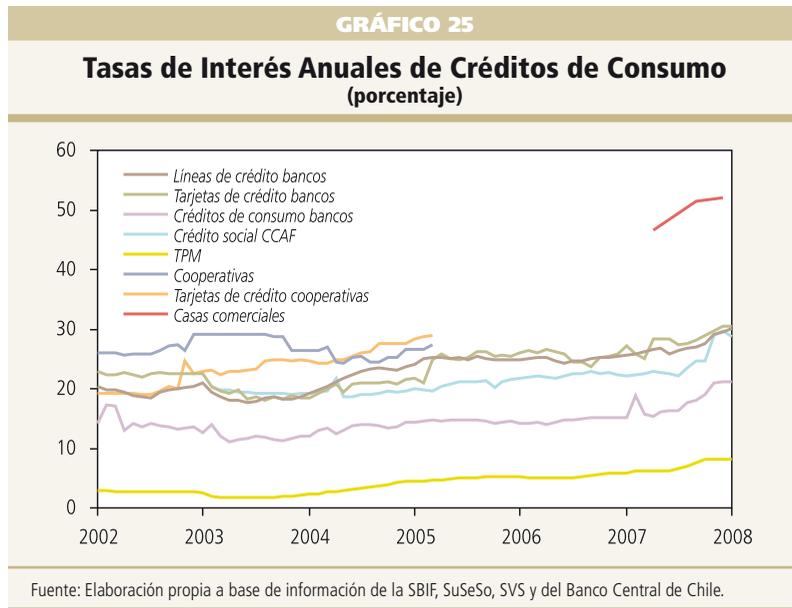
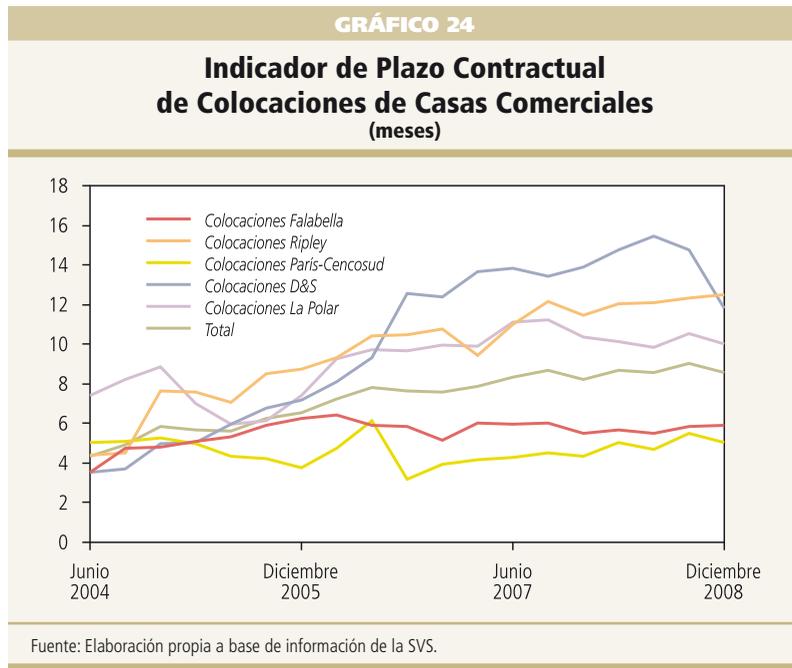
GRÁFICO 23

Plazo Residual por Tramos de Deuda de Consumo Bancaria (meses)



Fuente: Elaboración propia a base de información de la SBIF.

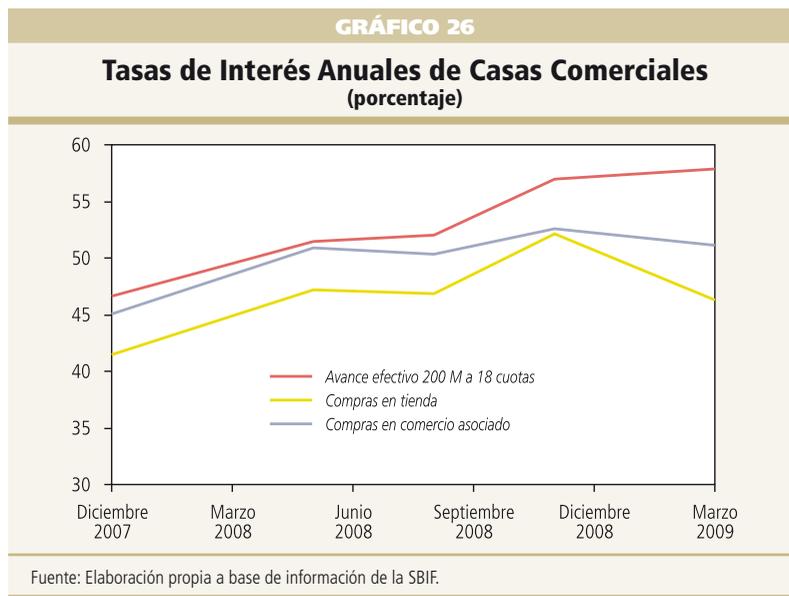
Los créditos asociados a las tarjetas de casas comerciales, por su parte, exhiben un plazo mucho menor, que se ha mantenido en torno a los 8 meses para el conjunto de las instituciones que reportan a la SVS (gráfico 24).



La evolución de las tasas de interés de los créditos de consumo ha seguido la trayectoria de la Tasa de Política Monetaria (TPM), y muestra una alta heterogeneidad, tanto a nivel de productos como de oferentes de crédito (gráfico 25). Los niveles más altos se observan a fines del 2008, cuando la política monetaria alcanzó el nivel más contractivo de la última década. Las tasas más altas corresponden, en general, a las de las tarjetas y líneas

de crédito bancarias, mientras las más bajas se observan en los créditos bancarios en cuotas, diferencia que en promedio supera los 800 puntos base para el período comprendido entre septiembre del 2002 y diciembre del 2008. En un nivel intermedio se ubican las tasas de los créditos sociales de las CCAF, con un diferencial promedio de 670 puntos base sobre las tasas de los préstamos bancarios en cuotas para el mismo período.

Las tasas de interés de los créditos de consumo en cuotas que cobran las casas comerciales dependen, entre otras variables, del tipo de establecimiento que realiza el financiamiento. Las casas comerciales vinculadas a empresas bancarias cobran, en promedio, tasas de interés 300 puntos base más bajas que los establecimientos no relacionados con bancos. Las tasas también difieren dependiendo del tipo de producto, siendo los avances en efectivo de libre disposición los más costosos (gráfico 26).



2. Créditos Hipotecarios para la Vivienda

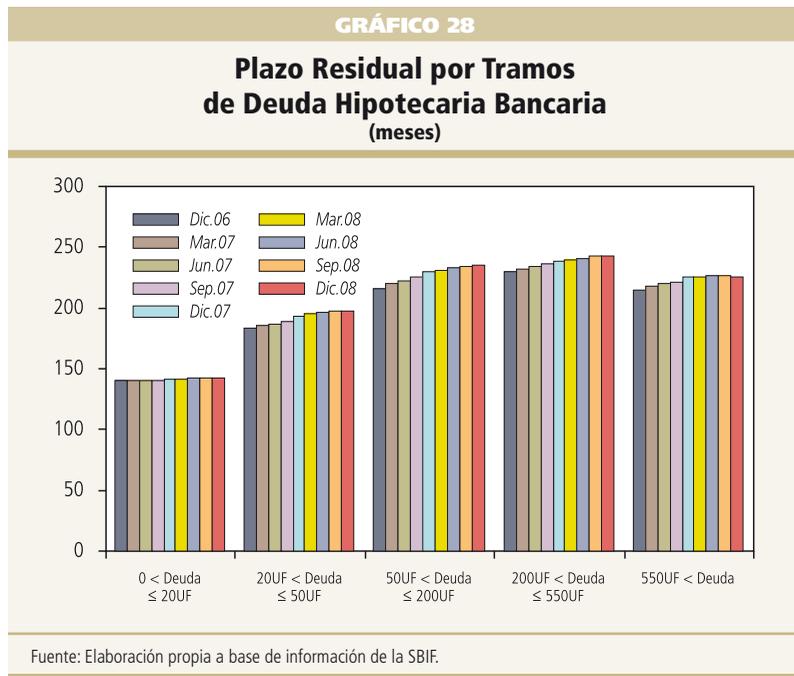
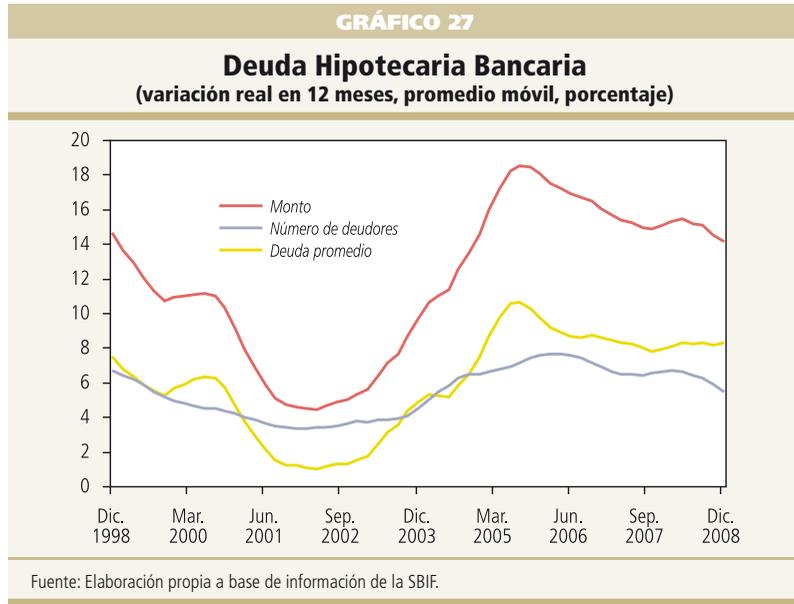
Tal como se señaló anteriormente, los créditos destinados al financiamiento de viviendas son esencialmente de origen bancario (gráfico 4).

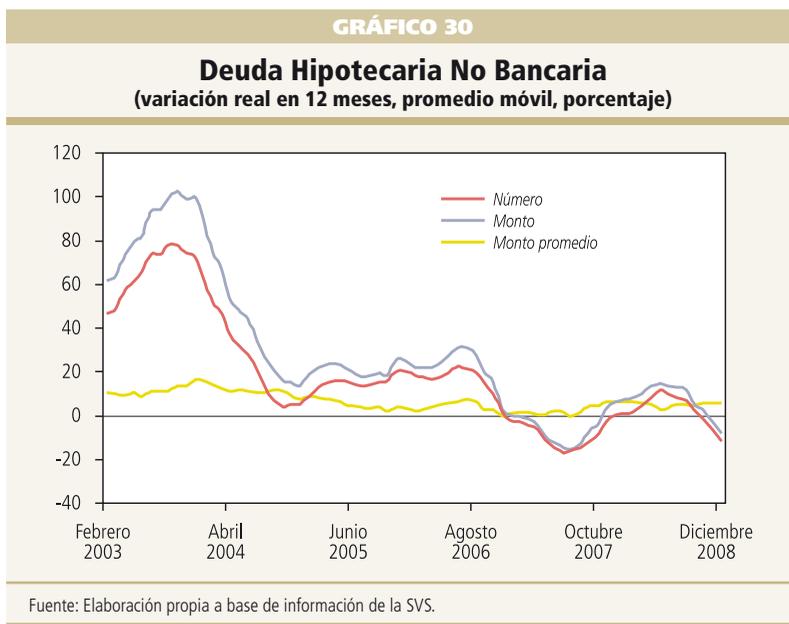
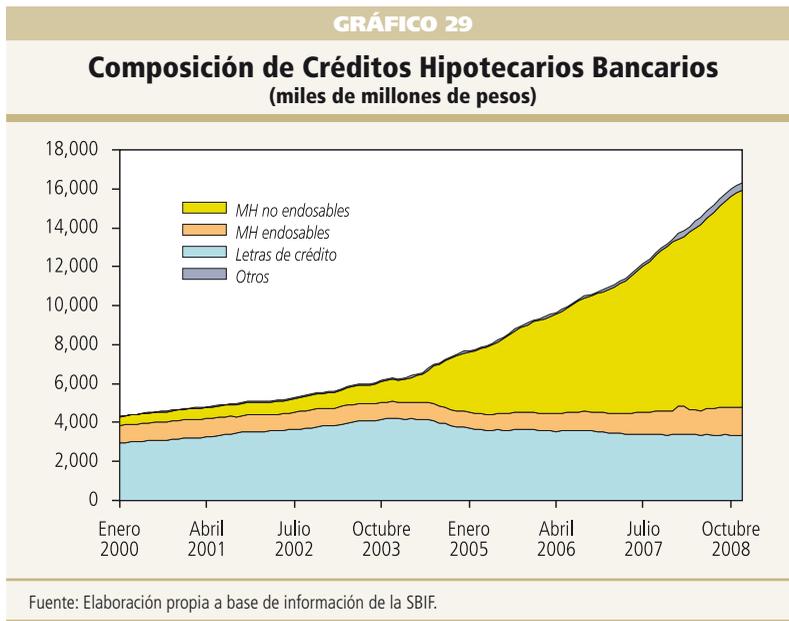
El financiamiento bancario para la vivienda experimentó una aceleración a contar del año 2002, para desacelerarse desde comienzos del 2006. Este proceso se ve tanto en el stock de las colocaciones como en el número de deudores bancarios (gráfico 27). Con todo, la deuda hipotecaria bancaria promedio continuó expandiéndose a una tasa cercana al 8% real anual en los años 2005 a 2008, y a diciembre del 2008 alcanzó los \$19.2 millones.

Asimismo, en los últimos años se ha observado un aumento sostenido de los plazos residuales de los créditos bancarios para la vivienda en todos los tramos de deuda, especialmente en los intermedios (gráfico 28). Entre fines del 2005 y el 2008, el plazo residual promedio aumentó desde 16 hasta 18 años, lo que ha ocurrido junto con un importante cambio en la composición de los productos ofrecidos. En efecto, en la cartera bancaria de vivienda se incrementó el financiamiento por la vía de mutuos hipotecarios no endosables a partir del año 2004.⁴⁵ Este cambio obedece, principalmente, a la mayor flexibilidad de las condiciones

45. En abril del 2004, un 65% del stock total de créditos hipotecarios correspondía a letras, mientras que en diciembre de 2008, este tipo de financiamiento representó solo el 39% del total.

crediticias de los mutuos hipotecarios no endosables, en cuanto a plazos, modalidad de tasas (variables y mixtas) y, especialmente, en la relación deuda-garantía. A través de estas operaciones los bancos han podido financiar hasta el 100% del bien inmueble. La exención del impuesto de timbres y estampillas para las reprogramaciones de créditos hipotecarios implementada el 2002 por dos años, es otro factor que ha favorecido el cambio de composición de la cartera hipotecaria de la banca, al impulsar un aumento de los prepagos de préstamos otorgados con letras de crédito (gráfico 29).

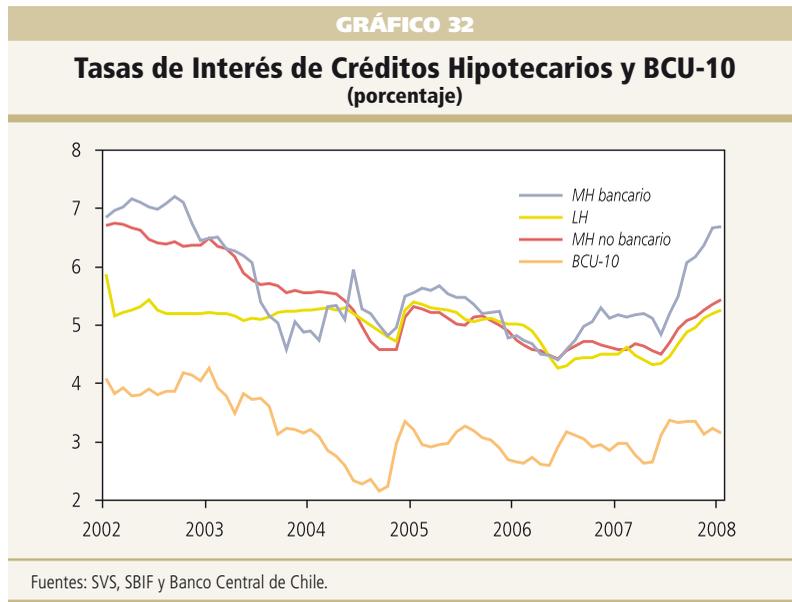
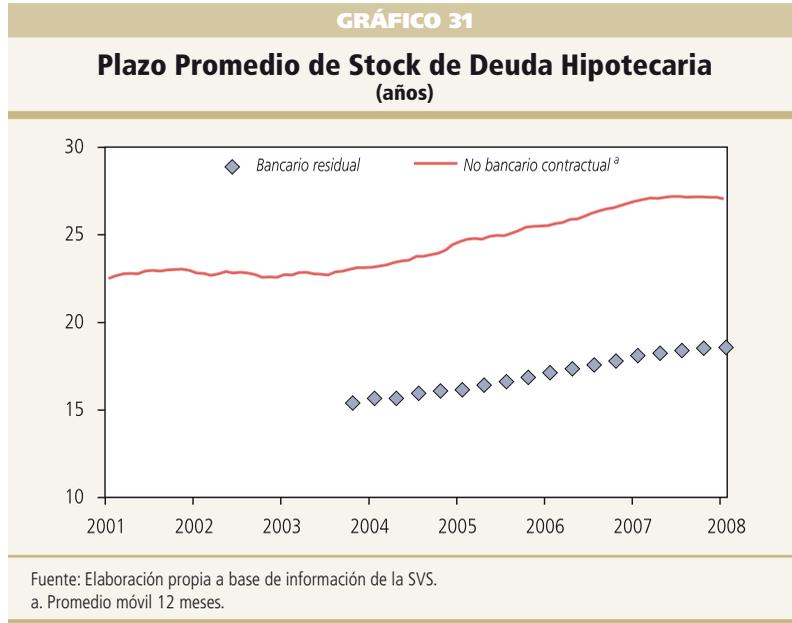




La deuda hipotecaria no bancaria, por su parte, parece ajustarse de manera más pronunciada que el sector bancario, tanto en el número como en el monto de créditos otorgados (gráfico 30).

El sector hipotecario no bancario muestra una trayectoria creciente similar al bancario respecto a plazos (gráfico 31). Asimismo, desde mediados del 2005, la evolución de las tasas de interés de los créditos hipotecarios bancarios y no bancarios son bastante similares (gráfico 32). A partir del 2007 las tasas de los mutuos endosables otorgados por los bancos son las más altas de entre los diversos productos hipotecarios, y tienden a aumentar en el último trimestre del 2008, generando una brecha que alcanzó 3.5 puntos porcentuales

respecto del BCU-10,⁴⁶ 1.43 puntos porcentuales respecto de las tasas de las letras, y 1.25 puntos sobre los mutuos hipotecarios no bancarios.



Las compañías de seguros de vida han incrementado el monto promedio de sus operaciones de crédito hipotecario. Mientras en el 2000 estas operaciones de crédito se concentraban en colocaciones cercanas a las UF 1000, a fines del 2008 el monto promedio superaba las UF 2000, incluso por sobre el promedio de

46. Bono a diez años en UF del Banco Central de Chile.

los créditos hipotecarios de origen bancario, convirtiéndose paulatinamente en competidores directos de la banca entre los segmentos de deudores de mayores ingresos.

IX. CONCLUSIONES

El nivel y crecimiento de la deuda de los hogares en la última década plantea desafíos para la estabilidad financiera, por cuanto puede constituirse en un segmento vulnerable frente a un *shock* macroeconómico y estrés financiero y puede ser, a su vez, fuente de riesgo para el resto del sistema, en particular para el sector bancario. La evaluación cualitativa y cuantitativa de la relevancia de este sector para la estabilidad financiera requiere de un análisis microeconómico detallado, el cual es complejo, tanto en términos analíticos, por las interconexiones entre los diversos mercados y agentes financieros, como en términos empíricos, por la falta de información y su heterogeneidad. Este trabajo busca realizar un aporte a la comprensión del riesgo sistémico asociado a los hogares, mediante el desarrollo de un análisis detallado de sus oferentes y demandantes de crédito en Chile.

Entre las principales contribuciones de este estudio están el esfuerzo de compilación y compatibilización de información para un área importante del sector financiero de una economía emergente, su análisis en busca de interconexiones y riesgos subyacentes, y una evaluación inicial del riesgo sistémico asociado. Esta evaluación se vuelve cada vez más importante a medida que se profundizan los mercados financieros, ya que las empresas se tornan progresivamente menos dependientes del sector bancario, lo que eleva la importancia relativa del segmento hogares.

El análisis de los datos chilenos resulta particularmente útil, no solo porque aminora la carencia de análisis para países emergentes, sino también porque proporciona un entorno de alto dinamismo en términos de oferta, demanda e instituciones de crédito: en el período 1997-2008 se observan cambios relevantes en las condiciones crediticias, ingreso de nuevos proveedores al sistema, modificaciones normativas y una fuerte correlación con el ciclo económico.

Las fuentes de financiamiento disponibles para los hogares en Chile son de naturaleza heterogénea, tanto por el tipo de productos ofrecidos como por la regulación a que están sometidas. Los principales proveedores de crédito a los hogares chilenos, tanto de consumo como de vivienda, son los bancos. El mayor acreedor no bancario son las casas comerciales, entidades que otorgan créditos de consumo principalmente mediante la emisión de tarjetas de crédito. Le siguen las compañías de seguros de vida, con mutuos hipotecarios que forman parte de su cartera de inversiones o de sus activos subyacentes, vía bonos securitizados transados en bolsa. Otros acreedores de menor tamaño son las cooperativas de ahorro y crédito, las cajas de compensación y asignación familiar, y los emisores de deuda automotriz y universitaria.

El principal canal de riesgo desde los hogares hacia el sistema financiero es el riesgo de crédito, el cual afecta al sector bancario tanto de manera directa, con las colocaciones de deuda de consumo e hipotecaria, como indirecta, mediante los préstamos de la banca a intermediarios financieros que a su vez prestan a los hogares. Dicho riesgo de crédito es particularmente relevante en períodos de contracción económica, considerando que el desempleo tiende a aumentar, lo que afecta la capacidad de pago de los hogares. Así, una mayor exposición a los hogares podría implicar un mayor riesgo de crédito, y mayor volatilidad en el sistema financiero, si no se cuenta con una apropiada diversificación de los perfiles de deudores, o no se constituyen las provisiones necesarias.

La exposición directa de la banca a los hogares representa cerca de un tercio de sus colocaciones totales y casi un cuarto de sus activos, pero se concentra fuertemente en créditos hipotecarios para la vivienda, que cuentan con una garantía real que generalmente cubre más del 100% del crédito. La exposición indirecta, a través de sus colocaciones comerciales en otras instituciones financieras que otorgan créditos de consumo y para la vivienda, es proporcionalmente baja, en torno a un 2% adicional de sus colocaciones totales. Los

intermediarios no bancarios muestran una exposición bastante mayor, especialmente las cooperativas de ahorro y crédito. Sin embargo, y a pesar de estar focalizadas en deudores de menores ingresos, estas entidades presentan una mejor calidad de cartera que los bancos y las casas comerciales, debido a que los montos de los créditos son menores, y el servicio de la deuda se descuenta directamente de las liquidaciones de sueldo o de las pensiones. Similar es el caso de las cajas de compensación y ahorro familiar, cuyo índice de provisiones es el más bajo de entre los distintos proveedores de créditos de consumo.

El mayor oferente financiero es también el que tiene normas de regulación y supervisión más estrictas, aportando también a un riesgo sistémico controlado. En efecto, la industria bancaria cuenta con normas más estrictas respecto de la constitución de provisiones y cuantificación de créditos impagos. Las diferencias al interior de esta industria se explican, básicamente, por los distintos segmentos de ingresos a los que están orientadas las entidades.

La Encuesta Financiera de Hogares (EFH) del Banco Central de Chile, realizada por primera vez el 2007, ha permitido caracterizar a las familias deudoras con información que no estaba disponible previamente a nivel de hogar como unidad presupuestaria. Esta Encuesta, de representatividad nacional urbana, muestra las fuentes de financiamiento a las que recurren los hogares de manera simultánea, pudiéndose combinar dicha información con características descriptivas del jefe de hogar y sus miembros, tales como ingreso total, nivel de educación, edad, etc. Su análisis indica que, consistentemente con la teoría del ciclo de vida, el porcentaje de familias con deuda de consumo e hipotecaria tiende a disminuir con la edad del jefe de hogar, lo que contribuye a acotar el riesgo asociado a la deuda de los hogares, por cuanto es coherente con la dinámica de largo plazo de los ingresos de la familia. Junto con ello, la deuda de los hogares está concentrada mayoritariamente en los grupos de más altos ingresos, y un porcentaje importante de la deuda de consumo corresponde a créditos en cuotas de la banca. En gran medida, esto último se explica porque los montos promedio otorgados y los plazos de vencimiento de las operaciones bancarias tienden a ser más altos que los de los acreedores no bancarios. Esta información es relevante, pues acota el riesgo de crédito a que está expuesta la banca, toda vez que la deuda se concentra en los hogares con mayor capacidad de pago, y en los oferentes que están sujetos a una regulación más estricta.

Las condiciones financieras de la deuda de los hogares varían tanto por el tipo de producto ofrecido como por el proveedor de crédito. Los créditos bancarios en cuotas son los que exhiben las menores tasas de interés. Las tasas de los créditos en cuotas otorgados por las casas comerciales dependen, entre otras variables, del tipo de establecimiento que otorga el financiamiento. Es así como las casas comerciales vinculadas a empresas bancarias cobran, en promedio, tasas de interés más bajas que los establecimientos no relacionados con bancos. Las tasas también difieren dependiendo del tipo de producto, siendo los avances en efectivo de libre disposición los de mayor costo.

En cuanto a los créditos para la vivienda, la cartera bancaria se ha caracterizado por un importante cambio en la composición de los productos ofrecidos, incrementándose el financiamiento por la vía de mutuos hipotecarios no endosables a partir del año 2004, y aumentándose el plazo residual promedio de estos créditos. El sector hipotecario no bancario muestra una trayectoria similar en términos de plazos. Las compañías de seguros de vida han elevado el monto promedio de sus operaciones de crédito hipotecario, convirtiéndose paulatinamente en competidores directos de la banca en los segmentos de deudores de mayores ingresos.

El presente análisis apunta a que el riesgo asociado a los hogares para el sistema financiero, y en particular para el sector bancario, no es despreciable por cuanto (i) la exposición directa e indirecta a este segmento es relevante, y se manifiesta de manera compleja en los mercados financieros, (ii) es sensible al ciclo económico, (iii) ha crecido en la última década por el aumento del endeudamiento de los hogares como proporción del PIB en términos tanto de demandantes (mayor acceso al crédito, por ejemplo mediante la expansión hacia segmentos de menores ingresos) como de oferentes (nuevos proveedores, cambios en las condiciones

crediticias, y otros), aun cuando se encuentra por debajo de los niveles de países desarrollados. Asimismo, el análisis permite indicar que dicho riesgo es acotado, a lo que contribuyen numerosos aspectos de demanda, oferta e instituciones. De ello se deriva la relevancia de su constante monitoreo desde una perspectiva tanto microeconómica como sistémica, en especial para el Banco Central.

El análisis realizado ha permitido responder a la pregunta inicial: el endeudamiento de los hogares en Chile puede constituirse en una fuente de riesgo sistémico; en el período 1997-2008 se encuentra acotado por múltiples factores, y debe ser monitoreado y supervisado con atención. No obstante, este estudio también ha levantado numerosas preguntas que podrían abordarse en posibles extensiones de este análisis. Por ejemplo, es importante ahondar en las causas del incremento del crédito a los hogares; cuánto es por factores de demanda (ciclo económico, por ejemplo) y cuánto por factores de oferta (cambios regulatorios, por ejemplo). Comparaciones internacionales a partir de los antecedentes expuestos también pueden iluminar la comprensión de estos fenómenos y el diseño de políticas, así como de diferentes eventos de estrés financiero y crisis.



REFERENCIAS

- Banco Central de Chile (2008). *Informe de Estabilidad Financiera*, segundo semestre 2008.
- Banco Central de Chile (2009). *Informe de Estabilidad Financiera*, segundo semestre 2009.
- Banco Central de Chile (2010a). *Informe de Estabilidad Financiera*, primer semestre 2010, capítulo temático “Endeudamiento de los Hogares en Chile: Análisis e Implicancias para la Estabilidad Financiera.”
- Banco Central de Chile (2010b). “Encuesta Financiera de Hogares: Metodología y Principales Resultados. EFH 2007.”
- Banco de Pagos Internacionales (2009). “Household Debt: Implications for Monetary Policy and Financial Stability.” *BIS Papers* N°46, mayo.
- Banco Mundial (2008). “Finance for All? Policies and Pitfalls in Expanding Access.” WB Policy Research Report N°41792.
- Banco Mundial (2010). “The Crisis Hits Home. Stress-Testing Households in Europe and Central Asia.” Report N°52277.
- Barajas, A., L. Luna y J.E. Restrepo (2007). “Macroeconomic Fluctuations and Bank Behavior in Chile.” *Documento de Trabajo* N°436, Banco Central de Chile.
- Chan, N., M. Getmansky, S.M. Haas y A.W. Lo (2005). “Systemic Risk and Hedge Funds.” NBER Working Paper N°11200.
- Counterparty Risk Management Policy Group III (2008). “Containing Systemic Risk: The Road to Reform.” Disponible en <http://www.crmpolicygroup.org/>.
- Cox, P., E. Parrado y J. Ruiz-Tagle (2006). “The Distribution of Assets, Debts and Income among Chilean Households.” Documento de Trabajo N°388, Banco Central de Chile.
- Debelle, G. (2004). “Household Debt and the Macroeconomy.” *BIS Quarterly Review* (marzo): 51–64.
- Freixas, X., B.M. Parigi y J.C. Rochet (2000). “Systemic Risk, Interbank Relations, and Liquidity Provision by the Central Bank.” *Journal of Money, Credit, and Banking* 32(3), Part 2: What Should Central Banks Do?: 611–38
- Fondo Monetario Internacional (2005). “Household Balance Sheets.” *Global Financial Stability Report* (abril): 62–91.
- Fondo Monetario Internacional (2006). “Household Credit Growth in Emerging Market Countries.” *Global Financial Stability Report* (septiembre): 46–73.
- Fondo Monetario Internacional (2008). “The Changing Housing Cycle and the Implications for Monetary Policy.” *World Economic Outlook* (abril), capítulo 3.
- Fondo Monetario Internacional (2009). “Responding to the Financial Crisis and Measuring Systemic Risk.” *Global Financial Stability Report*, abril.
- Fondo Monetario Internacional (2011). “Durable Financial Stability: Getting There from Here.” *Global Financial Stability Report*, abril.
- Fuenzalida, M. y J. Ruiz-Tagle (2009). “Riesgo Financiero de los Hogares.” *Economía Chilena* 12(2): 35–52.
- Matus, J.M. (2007). “Indicadores de Riesgo de Crédito: Evolución de la normativa.” Mimeo, Banco Central de Chile.
- Matus, J.M., N. Silva, A. Marinovic y K. Flores (2010). “Una Visión Global de la Deuda Financiera de los Hogares Chilenos en la Última Década.” *Estudios Económicos Estadísticos* N°81, Banco Central de Chile.
- Muellbauer, J. (2010). “Household Decisions, Credit Markets and the Macroeconomy: Implications for the Design of Central Bank Models.” *BIS Working Papers* N°306, marzo.
- Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) (2006). “Has the Rise in Debt Made Households More Vulnerable?.” *OCDE Economic Outlook* 80: 135–58.
- Schwarz, S.L. (2008). “Systemic Risk.” *The Georgetown Law Journal* 97: 193–249.

TRANSMISIÓN DE *SHOCKS* Y ACOPLAMIENTO CON MERCADOS ACCIONARIOS EXTERNOS: EFECTOS ASIMÉTRICOS Y QUIEBRE ESTRUCTURAL*

María José Meléndez C.**

Marco Morales S.***

Guillermo Yáñez C.****

I. INTRODUCCIÓN

Entendemos que los mercados financieros internacionales están cada vez más integrados y que existen comovimientos entre ellos (e.g., correlaciones incondicionales no nulas). Consideraremos que existe contagio o *spillover* (que trataremos como sinónimos) entre un mercado financiero y otro cuando ocurre un cambio importante en las covarianzas, varianzas, o retornos de activos financieros ante un *shock* en una economía en particular. Efectivamente, en la historia reciente hemos presenciado numerosos *shocks* con contagio provenientes del mundo emergente. Tal es el caso del tequilazo en México en 1995 o la crisis asiática en 1997 que se gestó con la fuerte depreciación del baht tailandés y, posteriormente, con la caída generalizada de los mercados financieros asiáticos. Igualmente relevante resultó la crisis de Argentina entre 1999 y 2001, entre numerosos otros episodios. Sin embargo, también hemos presenciado importantes *shocks* y sus posteriores contagios originados en economías desarrolladas tales como la caída bursátil en EE.UU. en 1987, la burbuja tecnológica en 1999 y, más recientemente, la crisis *subprime* en 2007 que se extendió por toda Europa occidental y la posterior caída de Lehman Brothers en septiembre del 2008.

Una pregunta fundamental que surge a partir de estos antecedentes es si el contagio que se observa genera realmente cambios significativos en los comovimientos entre mercados financieros cuando ocurren *shocks* (o innovaciones) en otras economías, y de ser así, saber si dichos cambios son asimétricos. La pregunta resulta relevante en el marco de la interacción, tanto entre economías emergentes, como entre economías emergentes y economías desarrolladas. Particularmente, esta investigación se centra en los posibles cambios en los comovimientos entre los mercados accionarios desarrollados y Santiago —controlando por el efecto de San Pablo— con énfasis especial tanto en varianzas como covarianzas condicionales. Centraremos el análisis en el mercado accionario, quedando planteada la metodología aquí expuesta para extender su uso a otros activos financieros.

Engle y Ng (1993) y Glosten et al. (1993) enfatizan en la relación entre malas noticias no anticipadas con retornos y volatilidad condicional, argumentando que los *shocks* negativos tienen efectos más importantes en estas variables que los *shocks* positivos. Esto resulta de inmediato interés para enfrentar la pregunta acerca de cambios en el acoplamiento entre mercados financieros en desarrollo y desarrollados, pero donde también resulta de gran valor relacionar este fenómeno con cambios en las covarianzas condicionales. En este artículo,

* Agradecemos los valiosos comentarios recibidos de Roberto Álvarez, Luis Opazo y Kevin Cowan del Banco Central de Chile. Agradecemos también las observaciones de dos árbitros anónimos, quienes han contribuido a mejorar este documento. Todo error u omisión que subsista es responsabilidad de los autores.

** Gerencia de Infraestructura y Regulación Financiera, Banco Central de Chile. E-mail: mmelendez@bcentral.cl

*** Universidad Diego Portales. E-mail: marco.morales@udp.cl

**** Universidad Santo Tomás. E-mail: gyanez@santotomas.cl

queremos proponer una nueva metodología para la estimación de las covarianzas condicionales, pero al mismo tiempo pretendemos verificar si también se observa asimetría en los comovimientos. De esta forma, proponemos que, al igual que con la varianza condicional, también hay un efecto asimétrico en los comovimientos y malas noticias desde los mercados financieros más desarrollados. Las malas noticias generarían mayor acoplo que las buenas noticias. Este sesgo hacia los *shocks* negativos tiene varias explicaciones posibles, entre las que se encuentra el efecto apalancamiento, donde un mayor riesgo de insolvencia en el extranjero derivado de un *shock* negativo se transmite más fácilmente hacia las economías pequeñas y abiertas, especialmente cuando hay una presencia activa de bancos internacionales o empresas multinacionales. Por otro lado, en el campo del comportamiento financiero, podemos establecer que si las noticias se transmiten lentamente a los precios en el sentido de Hong & Stein (1997), existirá mayor acoplamiento durante un *shock* externo, dado este rezago en la transmisión de la información hacia todos los mercados. Ahora bien, si adicionalmente consideramos que, de acuerdo con Hong et al. (2000), las malas noticias se transmiten más lentamente que las buenas noticias, el efecto será efectivamente asimétrico. En esta línea, se argumenta que los analistas se vuelcan más fácilmente hacia los activos financieros que han sido perdedores que hacia aquellos que han sido ganadores. En este artículo, encontramos evidencia de que esta asimetría se verifica a nivel de covarianzas condicionales.

Así, este estudio muestra los efectos de la transmisión de *shocks* entre mercados accionarios a nivel de media, varianza y covarianza, incorporando además la posibilidad de quiebre estructural en la covarianza. Para esto último, se analizan los últimos dos episodios de crisis en EE.UU., esto es, la crisis *subprime* y la caída de Lehman Brothers.

La segunda sección presenta una revisión de la literatura sobre contagio o comovimientos financieros. La tercera sección expone los aspectos metodológicos para el estudio; la sección IV incluye el análisis de los resultados empíricos y, finalmente, se entregan algunas conclusiones derivadas de la evidencia estadística obtenida.

II. REVISIÓN DE LA LITERATURA

La literatura acerca de contagio financiero es amplia y no existe un consenso claro en la definición de contagio, acoplamiento y *spillover* o incluso sus diferencias fundamentales. En términos concretos, en este estudio nos referiremos al efecto de un *shock* ocurrido en un mercado financiero sobre otros mercados, tanto a nivel de primeros como de segundos momentos de la distribución. No solo la definición misma ha sido difusa, sino que se han hecho diversos estudios para detectar fenómenos como acoplamiento, contagio y *spillover* (*que trataremos indistintamente*) entre diversos tipos de mercados financieros, particularmente en lo que se refiere al mercado accionario a nivel mundial. Sin embargo, generalmente los resultados suelen no ser concluyentes, debido a la influencia de variados factores como el mercado escogido, el período y la frecuencia de los datos y la metodología a utilizar. Esta última juega un papel fundamental en la detección de este tipo de fenómenos. Una última complejidad surge de la dificultad de aislar un *shock* ocurrido en una economía y de cómo este se transmite a otras debido a la integración financiera existente. En algunas oportunidades, los *shocks* tienen efectos internacionales inmediatos, afectando simultáneamente a varios mercados, por lo que es difícil detectar los efectos locales antes de que se transmitan a otras economías, especialmente en la medida en que los mercados se encuentren integrados, tanto a nivel de instituciones participantes como de sistema de pagos y compensación. Los contagios normalmente se refieren a *shocks* macroeconómicos o financieros originados localmente, pero también hay parte de la literatura que se extiende a otros focos de contagio relacionados a fenómenos políticos y sociales, tales como Fernández (2007). En esta investigación nos centraremos fundamentalmente en lo macroeconómico y financiero como fuente de *shock*.

A través de la literatura, como lo mencionan Forbes y Rigobon (2001), se observan variados métodos para testear el contagio entre mercados internacionales. Uno de estos es el basado en el cálculo de coeficientes de correlación, método comúnmente utilizado para este tipo de análisis. Bracker y Koch (1999) investigan

cuándo, cómo y por qué la matriz de correlaciones entre mercados accionarios internacionales cambia a través del tiempo. Utilizando valores de cierre de índices accionarios para diez mercados, obtienen resultados que indican que el grado de integración internacional se asocia positivamente con la volatilidad mundial y con la tendencia, mientras que se asocia negativamente a la volatilidad del tipo de cambio nominal y al nivel de tipo de cambio real, entre otros. El análisis de estos autores permite visualizar las fuerzas económicas que influyen en la estructura de correlación a través del tiempo, y por lo tanto, la evolución de la integración global del mercado de capitales. Por su parte, Forbes y Rigobon (2000) analizan patrones y correlaciones para los mercados de acciones y bonos en Latinoamérica con el fin de analizar si el contagio comenzó a producirse a partir de la década de los 90. Este trabajo argumenta que muchos países muestran altas interdependencias y que el fuerte acoplamiento existente entre países luego de una crisis no es significativamente distinto de aquellos en períodos más estables. Particularmente, los resultados demuestran que el comovimiento en las primas por riesgo y retornos de acciones es alto para los países dentro de Latinoamérica, lo que refleja un exceso de interdependencia. Por otro lado, se observa que las relaciones entre mercados parecen ser constantes en períodos tanto con crisis como sin ella, lo que apoya empíricamente la inexistencia de contagio, entendido como un cambio en el acoplamiento entre mercados. No obstante ello, persiste la interrogante acerca de si existe o no un mayor acoplamiento en períodos de crisis originados en el mundo desarrollado como han sido los eventos más recientes (e.g., crisis *subprime* y posterior insolvencia de los grandes bancos de inversión).

Otros métodos se basan en la familia de especificaciones Garch para la ecuación de varianza, cuya aplicación es ampliamente utilizada para la detección de *spillovers* de precio o volatilidad. En esta línea, Hamao et al. (1990) estudian la interdependencia de corto plazo de los precios y la volatilidad de estos para índices accionarios pertenecientes a tres mercados internacionales de importancia: Tokio, Londres y Nueva York. En este trabajo, a diferencia de otros estudios realizados con anterioridad, los autores analizan de manera separada los efectos de contagio de la volatilidad de precios en mercados extranjeros sobre el precio de apertura en el mercado local y sobre los precios en forma posterior a la apertura de transacciones. A partir de los resultados obtenidos para la varianza condicional, se observa evidencia de efectos de contagio desde los mercados de acciones de Nueva York y Londres sobre el mercado de Tokio. Utilizando también modelos de la familia Garch, e incluyendo métodos parcialmente no paramétricos, Engle y Ng (1993) definen una curva que mide cómo se incorpora la nueva información en las estimaciones de volatilidad. Todos los modelos arrojan que los *shocks* negativos introducen mayor volatilidad que los *shocks* positivos, con un efecto particularmente significativo para los *shocks* más grandes, resultado que sugiere que el modelo desarrollado por Glosten et al., (1993) es el modelo paramétrico más apropiado. Este último punto es particularmente interesante para este estudio puesto que pone el acento en los *shocks* negativos más que en los positivos, lo que hace relevante la pregunta acerca de cambios en el acoplamiento posterior a períodos de crisis más que de expansión. Puntualmente, la hipótesis sería la de mayor volatilidad y mayor acoplamiento ante una situación de crisis. La razón fundamental radica en que una caída de los precios accionarios incrementa el apalancamiento y, en consecuencia, el riesgo de insolvencia financiera, generando mayor volatilidad condicional. El acoplamiento surge cuando existe una vía de contagio, como es la presencia de instituciones financieras multinacionales expuestas, doble cotización o a través de ETF o fondos de cobertura (*hedge funds*) transados globalmente. Resulta interesante también a partir de Hong et al., (2000) que, de ocurrir un *shock* negativo, el acoplamiento sería más significativo, puesto que la mayor lentitud que detectan en la reacción de los precios accionarios ante una mala noticia generaría mayor covarianza condicional entre los retornos de distintas economías afectadas por esta reacción lenta en la misma dirección. La justificación para esta lentitud tiene que ver con el hecho de que los analistas tienden a focalizarse más en las acciones que están en baja que aquellas en alza. Si este es el caso, las transacciones inducidas por los analistas también acarrearían transacciones de inversionistas desinformados, incrementándose la volatilidad de aquellas acciones en baja (ya que las transacciones resultantes no son necesariamente informativas). Consideremos adicionalmente que en estos casos, la presencia de analistas se

extiende también a otros mercados cuando en ellos se evidencian *shock* negativos, fomentándose mayores comovimientos en precios y retornos.

En cuanto a la utilización de modelos Egarch multivariados, Savva et al. (2009) investigan la transmisión de contagios de precio y volatilidad entre mercados accionarios de Nueva York, Londres, Frankfurt y París. La evidencia de este estudio muestra que los retornos accionarios nacionales y sus volatilidades se encuentran influenciados por el comportamiento de los mercados extranjeros, con respuestas asimétricas tanto de las volatilidades como de las correlaciones condicionales frente a *shocks* o innovaciones en otros mercados. En particular, los autores encuentran que la volatilidad responde asimétricamente a las innovaciones en otros mercados, con una respuesta más fuerte si las noticias son malas. En el caso de estudios sobre contagio, acoplamiento e integración entre mercados, Lin et al. (1994), a través de un modelo de extracción de señales con procesos Garch, investigan empíricamente cómo se correlacionan los retornos y volatilidades de índices accionarios entre los mercados de Tokio y Nueva York. Los autores recalcan que la utilización de este modelo mejora el modelo Garch en media utilizado por Hamao et al. (1990), dado que este último permite dependencias no lineales de las correlaciones entre retornos no accionarios a través de las varianzas condicionales. Se encuentra que los retornos de Tokio están relacionados con los retornos *overnight* de Nueva York y viceversa, resultado contrario a la literatura que evidencia solo la influencia de retornos desde Nueva York hacia Tokio. Por su parte, Capiello et al. (2006) proponen un modelo asimétrico de correlación condicional dinámico generalizado, el que resultará de particular importancia para este estudio. Los resultados obtenidos luego de la aplicación de este modelo sobre retornos tanto accionarios como de bonos muestran fuerte evidencia de asimetrías en la volatilidad condicional para los primeros; sin embargo, ambos exhiben asimetrías de correlaciones condicionales, con respuestas mucho más fuertes de las acciones que de los bonos ante malas noticias. El artículo muestra, además, que, durante períodos de agitación financiera, las volatilidades del mercado accionario presentan importantes conexiones, y las correlaciones condicionales de las acciones entre grupos regionales aumentan considerablemente.

III. METODOLOGÍA ECONOMETRICA

1. Contagio de Retornos

Como fue expuesto en la introducción de este estudio, existen distintas definiciones comúnmente aceptadas del término “spillover” (contagio) en la literatura financiera. En algunas ocasiones, este considera transmisiones entre mercados que van más allá del *shock* inicial que ocurrió en algún mercado en particular. En el caso específico de este artículo, nos centraremos más bien en las transmisiones de los *shocks* entre mercados, sin distinguir si la innovación que causa el *shock* se ha desplazado a otras variables determinadas endógenamente más allá de los términos de rezago de la variable dependiente.

Para capturar la relación dinámica entre los retornos de los distintos mercados, se utiliza un VAR(p), donde el número óptimo de rezagos es seleccionado de acuerdo con los criterios de selección tradicionales: AIC y BIC.

$$R_t = A_0 + \sum_{k=1}^p A_k R_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Para analizar la presencia de contagio en los retornos, se utilizan las funciones de impulso-respuesta obtenidas del modelo VAR estimado. Tomando en consideración la dependencia de las funciones de impulso-respuesta en el ordenamiento de las variables del sistema al utilizar la descomposición de Cholesky, se hace necesario definir criterios económicos para determinar la exogeneidad relativa de los mercados (índices accionarios). Otra opción es utilizar las funciones de impulso-respuesta generalizadas de Pesaran-Shin que no dependen del ordenamiento de las variables en el sistema, aunque están sujetas a la crítica de falta de contenido económico

en comparación con utilizar una descomposición de tipo «estructural» (la que no es posible de implementar dada la frecuencia diaria de las variables utilizadas).

2. Contagio en Varianza

Con el objeto de analizar posibles *spillovers* de volatilidad y efectos asimétricos de *shocks* negativos versus positivos, se estima una versión Multivariada del modelo Garch(1,1) de Glosten, Jagannathan y Runkle (MGJR)

$$h_{it} = \omega_i + \alpha_i \varepsilon_{it-1}^2 + \gamma_i I(\varepsilon_{it-1} < 0) \varepsilon_{it-1}^2 + \beta_i h_{it-1} + \sum_j \alpha_j \varepsilon_{jt-1}^2 \quad (2)$$

Lo interesante de esta especificación es que permite capturar simultáneamente contagios provenientes de los otros mercados (α_j), así como efectos asimétricos del mismo mercado (γ_i). En este caso, sin embargo, el concepto de impulso-respuesta no es aplicable directamente como en el caso del contagio de retornos, dada la naturaleza determinística de las ecuaciones de varianza condicional en el modelo Garch multivariado utilizado.

El modelo descrito más arriba requiere, en principio, la estimación simultánea de los parámetros de las ecuaciones de retornos y de varianzas condicionales. Sin embargo, en este caso es posible estimar consistentemente los coeficientes α_j de la ecuación (2) mediante un método secuencial en el que, en lugar de ε_{jt} , se usan los residuos del VAR estimado en la ecuación (1). Es decir, se podrían estimar consistentemente los coeficientes de la ecuación (2) mediante un software estandarizado para modelos Garch, en el que las variables ε_{jt-1}^2 son incorporadas exógenamente al modelo de varianza condicional. Este método en dos etapas simplifica significativamente la estimación del modelo multivariado, además de estar en línea con la idea del modelo de Correlación Condicional Dinámica presentado más adelante.

3. Correlación Condicional Dinámica

Siguiendo el modelo escalar de Correlación Condicional Dinámica (DCC) propuesto por Engle (2002), tenemos que la correlación condicional está dada por

$$\rho_{ijt} = \frac{q_{ijt}}{\sqrt{q_{it} q_{jt}}}$$

con

$$q_{ijt} = (1 - a - b) \rho_{ij} + a z_{it-1} z_{jt-1} + b q_{ijt-1} \quad (3)$$

donde

$$z_{it} = \varepsilon_{it} / h_{it}$$

$$\rho_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T z_{it} z_{jt}$$

Para estimar los coeficientes de la ecuación (3), es posible utilizar una versión ARMA(1,1) de la misma, que toma la siguiente forma

$$e_{ijt} = (1 - a - b) \rho_{ij} + (a + b) e_{ijt-1} - b (e_{ijt-1} - q_{ijt-1}) + (e_{ijt} - q_{ijt}) \quad (3')$$

donde

$$e_{ijt} = z_{it} z_{jt}$$

Cabe hacer notar que la estimación de los coeficientes a y b requiere restringir la constante de la ecuación anterior a que tome el valor $(1 - a - b)\rho_{ij}^*$.

4. Asimetría

Para estimar correlaciones que varían en el tiempo, permitiendo a su vez efectos asimétricos provenientes de *shocks* negativos comunes a ambos mercados, se estima el siguiente modelo escalar Asimétrico de Correlación Condicional Dinámica (A-DCC)

$$q_{ijt} = (1 - a - b)\rho_{ij} + az_{it-1}z_{jt-1} + bq_{ijt-1} + gn_{it-1}n_{jt-1} \quad (4)$$

donde

$$n_{it} = I(z_{it-1} < 0)z_{it-1}$$

5. Quiebre Estructural

Ahora, si además se considera la posibilidad de un cambio de régimen en la correlación incondicional, podemos estimar el siguiente modelo escalar A-DCC con Quiebre Estructural

$$q_{ijt} = [(1 - a - b)\rho_{ij1} + gn_{ij1}](1 - d_t) + [(1 - a - b)\rho_{ij2} + gn_{ij2}]d_t + az_{it-1}z_{jt-1} + bq_{ijt-1} + gn_{it-1}n_{jt-1} \quad (5)$$

$$d_t = I(t \leq t_{\text{quiebre}})$$

$$\rho_{ij1} = T^{-1} \sum_{t=1}^{t_{\text{quiebre}}} z_{it}z_{jt}, \rho_{ij2} = T^{-1} \sum_{t=t_{\text{quiebre}}+1}^T z_{it}z_{jt}$$

$$n_{ij1} = T^{-1} \sum_{t=1}^{t_{\text{quiebre}}} n_{it}n_{jt}, n_{ij2} = T^{-1} \sum_{t=t_{\text{quiebre}}+1}^T n_{it}n_{jt}$$

En la siguiente sección, presentamos la muestra para el estudio basada en los principales mercados accionarios del mundo desarrollado, con Santiago y San Pablo.

IV. ANÁLISIS EMPÍRICO

1. Datos

La base de datos corresponde a retornos diarios de los índices accionarios CAC (París), DAX (Frankfurt), UKX (Londres), TPX100 (Tokio), IBX (San Pablo), NYID (Nueva York) e IPSA (Santiago). La muestra cubre el período comprendido entre enero de 1998 y diciembre del 2009, con un total de 3117 observaciones. Los retornos están expresados en las respectivas monedas, por lo que en este artículo no se adopta la posición de un administrador de portafolio internacional cuyo medio de pago sea en una divisa determinada, sino la de una comparación de retornos que involucra tanto el componente de retorno en moneda local como el efecto cambiario.

Bovespa en Brasil y Santiago en Chile son dos de los mayores mercados latinoamericanos. En el caso de San Pablo, el 2010 superó los US\$1500 billones en capitalización bursátil, en tanto que Santiago alcanzó US\$342 billones, lo que en conjunto representó a ese año cerca de un 70% de la capitalización total de América Latina. Santiago, por su parte, ocupa la tercera posición regional en capitalización y constituye la principal plaza dentro del Mercado Integrado Latinoamericano (MILA).

2. Resultados

Los siguientes cuadros presentan los coeficientes estimados para las ecuaciones antes descritas y aplicadas a la muestra de estudio.

El cuadro 1 nos presenta los resultados a nivel de ecuación de media en el proceso VAR(2) seleccionado por criterios estándares de información. Se aprecia una interdependencia entre los diferentes índices accionarios a nivel global, pero con diferente fuerza según el rezago y el mercado en consideración.

CUADRO 1							
Ecuaciones de Retorno							
(test T entre paréntesis)							
	París	Frankfurt	Londres	Tokio	San Pablo	Nueva York	Santiago
París(-1)	-0.25 [-5.982]	-0.014 [-0.307]	-0.095 [-2.662]	0.102 [2.450]	-0.096 [-1.570]	-0.062 [-1.637]	-0.024 [-0.673]
París(-2)	0.03 [0.722]	0.167 [3.600]	0.052 [1.488]	0.079 [1.915]	0.029 [0.476]	0.07 [1.872]	-0.006 [-0.158]
Frankfurt(-1)	0.1 [3.214]	-0.149 [-4.268]	0.039 [1.477]	0.067 [2.166]	0.078 [1.702]	0.099 [3.493]	-0.003 [-0.129]
Frankfurt(-2)	-0.041 [-1.314]	-0.133 [-3.782]	-0.033 [-1.239]	0.014 [0.454]	0.023 [0.498]	0.011 [0.391]	-0.003 [-0.100]
Londres(-1)	-0.145 [-3.690]	-0.111 [-2.521]	-0.263 [-7.851]	0.081 [2.060]	-0.024 [-0.415]	0.029 [0.826]	0.007 [0.204]
Londres(-2)	-0.064 [-1.634]	-0.09 [-2.073]	-0.117 [-3.512]	-0.06 [-1.536]	-0.073 [-1.281]	-0.066 [-1.868]	-0.042 [-1.236]
Tokio(-1)	-0.026 [-1.372]	-0.032 [-1.544]	-0.02 [-1.273]	-0.17 [-9.104]	0.033 [1.185]	-0.006 [-0.341]	-0.036 [-2.220]
Tokio(-2)	-0.052 [-3.005]	-0.053 [-2.737]	-0.044 [-3.311]	-0.044 [-2.605]	-0.018 [-0.702]	-0.03 [-1.921]	-0.024 [-1.588]
San Pablo(-1)	0.004 [0.234]	0.008 [0.477]	0.017 [1.319]	0.063 [4.096]	-0.101 [-4.487]	-0.02 [-1.460]	0.005 [0.389]
San Pablo(-2)	0.028 [1.794]	0.03 [1.754]	0.014 [1.048]	0.023 [1.522]	-0.001 [-0.051]	0.007 [0.472]	0.048 [3.553]
Nueva York(-1)	0.459 [17.365]	0.383 [12.964]	0.422 [18.761]	0.287 [10.940]	0.109 [2.826]	-0.177 [-7.376]	0.102 [4.463]
Nueva York(-2)	0.128 [4.557]	0.109 [3.471]	0.139 [5.808]	-0.033 [-1.200]	-0.002 [-0.045]	-0.088 [-3.475]	0.016 [0.649]
Santiago(-1)	0.017 [0.698]	0.033 [1.198]	0.006 [-0.299]	0.047 [1.914]	0.067 [1.854]	0.055 [2.470]	-0.034 [-1.586]
Santiago(-2)	-0.066 [-2.663]	-0.043 [-1.552]	-0.056 [-2.681]	-0.017 [-0.693]	-0.042 [-1.153]	-0.037 [-1.675]	0.056 [2.597]

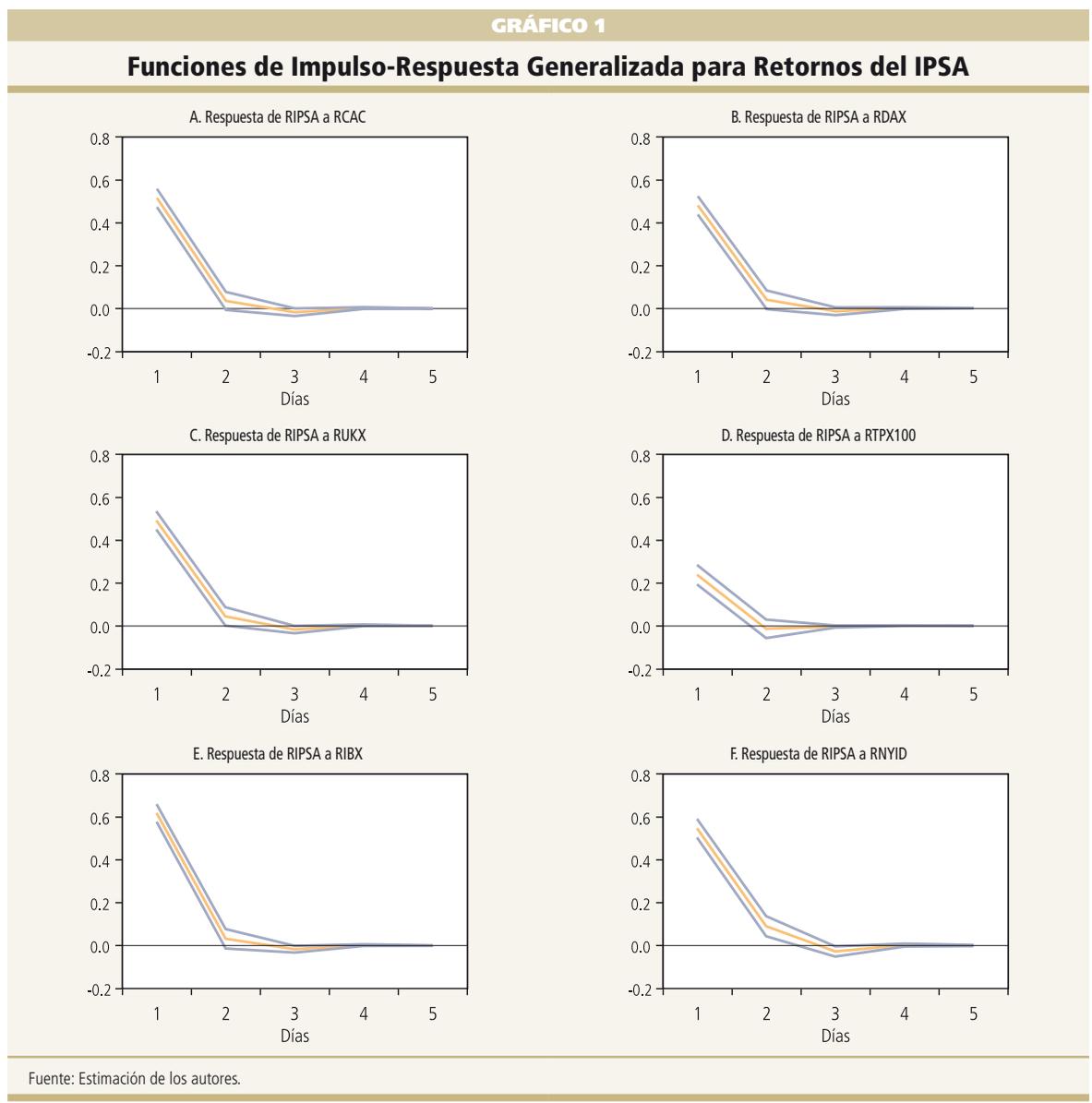
Fuente: Estimación de los autores.

En términos de retornos, se observa una alta interacción entre mercados europeos, a pesar de que estos no tienen efectos significativos sobre los países del continente americano, aunque sí sobre el mercado japonés. Por su parte, EE.UU. (Nueva York) ejerce una importante influencia sobre todos los demás mercados, con particular importancia sobre los retornos de países de Europa.

El mercado de Brasil (San Pablo) se ve afectado solo por los países del continente, al igual que Chile, aunque en este caso también recibe alguna influencia de parte de Japón.

Es importante destacar que el hecho de que los rezagos de Santiago aparezcan estadísticamente significativos en el resto de los mercados, no necesariamente implica un efecto causal. En primer lugar, esto puede obedecer a la potencial omisión de variables que, estando correlacionadas con Santiago, a su vez lo estén con los demás mercados en los períodos siguientes. En segundo lugar —y muy probablemente en el caso de un mercado pequeño como el de Santiago— es posible que los agentes del mercado local estén siguiendo la evolución de los mercados externos relevantes (más que a la inversa) y sean capaces de hacer predicciones de calidad de la evolución futura de los mismos, lo que puede permitir que los rezagos de Santiago aparezcan como estadísticamente significativos en nuestro modelo VAR.

El gráfico 1 muestra las Funciones de Impulso Respuesta Generalizadas de Pesaran-Shin, donde se verifica que los mayores efectos sobre el mercado de Santiago provienen de San Pablo y Nueva York.



A continuación, el cuadro 2 presenta las ecuaciones de varianza estimadas, considerando efectos provenientes de otros mercados, así como asimetría entre buenas y malas noticias del propio mercado.

CUADRO 2							
Ecuaciones de Varianza							
(test T entre paréntesis)							
	París	Frankfurt	Londres	Tokio	San Pablo	New York	Santiago
C	0.013 [3.121]	0.017 [3.558]	0.009 [3.414]	0.024 [2.822]	0.14 [6.630]	0.006 [2.553]	0.037 [4.561]
ARCH(1)	-0.017 [-1.509]	0.02 [2.544]	-0.016 [-1.601]	0.067 [5.941]	0.014 [1.352]	-0.028 [-4.118]	0.088 [7.033]
GARCH(1)	0.907 [90.600]	0.911 [106.701]	0.909 [90.015]	0.854 [63.952]	0.844 [52.786]	0.916 [113.463]	0.791 [50.367]
París(-1) ²		0.007 [0.477]	0.005 [0.753]	0.01 [0.789]	-0.041 [-2.185]	-0.007 [-1.168]	-0.017 [-2.265]
Frankfurt(-1) ²	0.017 [3.526]		0.004 [1.506]	0.005 [1.011]	0.006 [0.659]	0.001 [0.228]	0.001 [0.149]
Londres(-1) ²	0.029 [2.208]	-0.014 [-1.005]		0.023 [1.552]	0.04 [1.468]	0.031 [3.988]	0.028 [3.157]
Tokio(-1) ²	0.002 [0.693]	0.004 [0.905]	0.002 [0.716]		0.005 [0.547]	0.004 [2.133]	0.011 [2.966]
San Pablo(-1) ²	-0.001 [-0.620]	-0.004 [-2.508]	0 [0.414]	0.003 [1.273]		-0.001 [-1.120]	0.006 [2.772]
New York(-1) ²	0.012 [1.444]	0.028 [3.107]	0.023 [3.473]	0.012 [1.223]	0.04 [2.571]		-0.001 [-0.170]
Santiago(-1) ²	0.007 [2.201]	0.008 [2.348]	0.003 [1.028]	0.007 [1.250]	0.028 [2.423]	0.006 [2.975]	
ASYM(-1)	0.092 [6.639]	0.092 [8.116]	0.111 [8.408]	0.041 [2.517]	0.146 [8.905]	0.154 [11.768]	0.126 [6.347]

Fuente: Estimación de los autores.

Desde el punto de vista de la varianza, resulta importante destacar que el efecto asimétrico es significativo en todos los casos, lo que es coherente con los resultados empíricos destacados en la sección anterior. Glosten et al., (1993) plantearon que las malas noticias (no anticipadas) sobre retornos accionarios tendrían un efecto positivo en la volatilidad atribuible al denominado efecto apalancamiento. Esto es, al caer el precio de las acciones, aumenta la relación deuda/patrimonio, dando como resultado una mayor varianza condicional. Ciertamente, la asimetría tiene también que ver con el efecto que tienen los *shocks* negativos en el *trading*. Una mala noticia se relaciona con un incremento de las transacciones y su consecuente volatilidad más que una noticia positiva. Por su parte, los efectos de contagio de los diferentes mercados sobre la varianza son diversos y no se obtiene una conclusión categórica y generalizada. En Europa, solo París se ve afectado por sus vecinos, mientras Londres y Frankfurt responden principalmente a Nueva York. Santiago presenta relación con San Pablo, Londres, París y Tokio. Llama la atención que Nueva York no afecta a Santiago en términos de varianza, aunque sí a San Pablo. Finalmente, los *shocks* de otros mercados no tienen efecto sobre la varianza condicional de Tokio.

Para las correlaciones condicionales, nos concentraremos aquí en los resultados obtenidos para Santiago (esto es, correlaciones de los demás mercados con respecto a Santiago), tal como se observa en el cuadro 3.

CUADRO 3						
Correlaciones Condicionales con Santiago (test T entre paréntesis)						
	París	Frankfurt	Londres	Tokio	San Pablo	Nueva York
<i>a</i>	-0.058 [-4.194]	0.001 [0.212]	-0.083 [-5.404]	-0.006 [-1.346]	-0.008 [-0.966]	-0.003 [-0.371]
<i>b</i>	0.352 [1.454]	0.965 [102.018]	-0.137 [-0.636]	0.969 [83.593]	0.817 [25.788]	0.885 [29.744]
<i>g</i>	0.074 [3.660]	0.021 [3.656]	0.097 [4.805]	0.015 [2.551]	0.059 [4.492]	0.03 [2.776]

Fuente: Estimación de los autores.

Los parámetros del modelo A-DCC expuestos en la sección anterior son coherentes con la restricción $(1 - a - b)\rho_{ij}$ impuesta para el modelo. Los coeficientes estimados se encuentran en los rangos esperados para Frankfurt, Tokio, San Pablo y Nueva York, a pesar de que no resulte estadísticamente significativo para ninguno de ellos. El coeficiente que acompaña el efecto de asimetría es estadísticamente significativo al 5% para todos los casos. Si solo consideramos los casos en que y toman los valores esperados, destaca que la asimetría es más fuerte en el caso de San Pablo (dos veces la que corresponde a Nueva York). Esto implica que una mala noticia proveniente de Brasil tendría un mayor efecto relativo en términos de contagio para el mercado chileno, seguido por EE.UU., luego Europa (Frankfurt) y finalmente Asia (Japón).

Por su parte, el cuadro 4 exhibe los tests de Razón de Verosimilitud para un potencial quiebre estructural en las correlaciones de largo plazo en julio del 2007 y septiembre del 2008.

CUADRO 4							
Test para Quiebre Estructural en Correlaciones Incondicionales							
		París	Frankfurt	Londres	Tokio	San Pablo	Nueva York
Julio 2007	Test LR	15.56	8.81	21.05	1.51	13.68	14.31
	Valor p	0.00	0.00	0.00	-0.22	0.00	0.00
Septiembre 2008	Test LR	6.43	2.88	6.59	1.19	10.22	8.20
	Valor p	-0.01	-0.09	-0.02	-0.28	0.00	0.00

Fuente: Estimación de los autores.

El régimen de correlación de largo plazo (incondicional) respecto de Santiago, cambia significativamente durante la crisis *subprime* para todos los casos, excepto para Tokio. En tanto que la caída de Lehman Brothers afecta la relación con París, Londres, San Pablo y Nueva York (Frankfurt muestra un quiebre significativo al 10%).

Si comparamos entre ambas fechas de quiebre, el test de Razón de Verosimilitud favorece el inicio de la crisis *subprime* en términos estadísticos. Lo anterior podría justificarse intuitivamente, ya que a pesar de que la caída de Lehman Brothers sea aceptada como un *shock* sin precedentes, después de transcurrido un año desde el comienzo de la crisis las expectativas ya habrían estado ajustadas para la ocurrencia de un hecho de esta magnitud, afectando menos en términos de contagio internacional.

Los gráficos 2 y 3 ilustran el cambio de régimen en las dos fechas bajo estudio donde se observa un incremento importante en el acoplamiento de los mercados externos con Santiago.

Este resultado confirma la hipótesis de que las malas noticias provenientes del mundo desarrollado incrementan la correlación con mercados emergentes como Santiago.

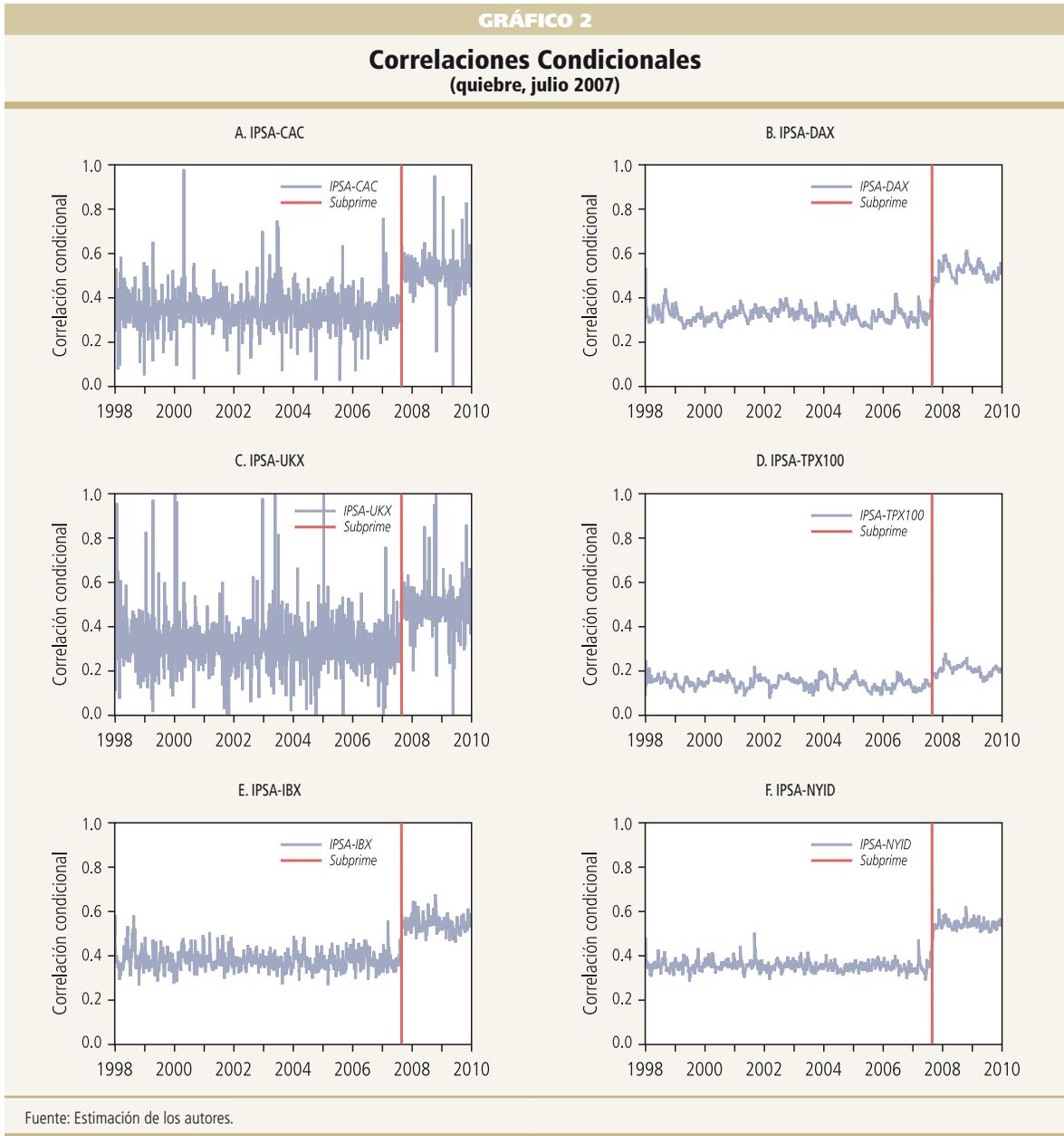
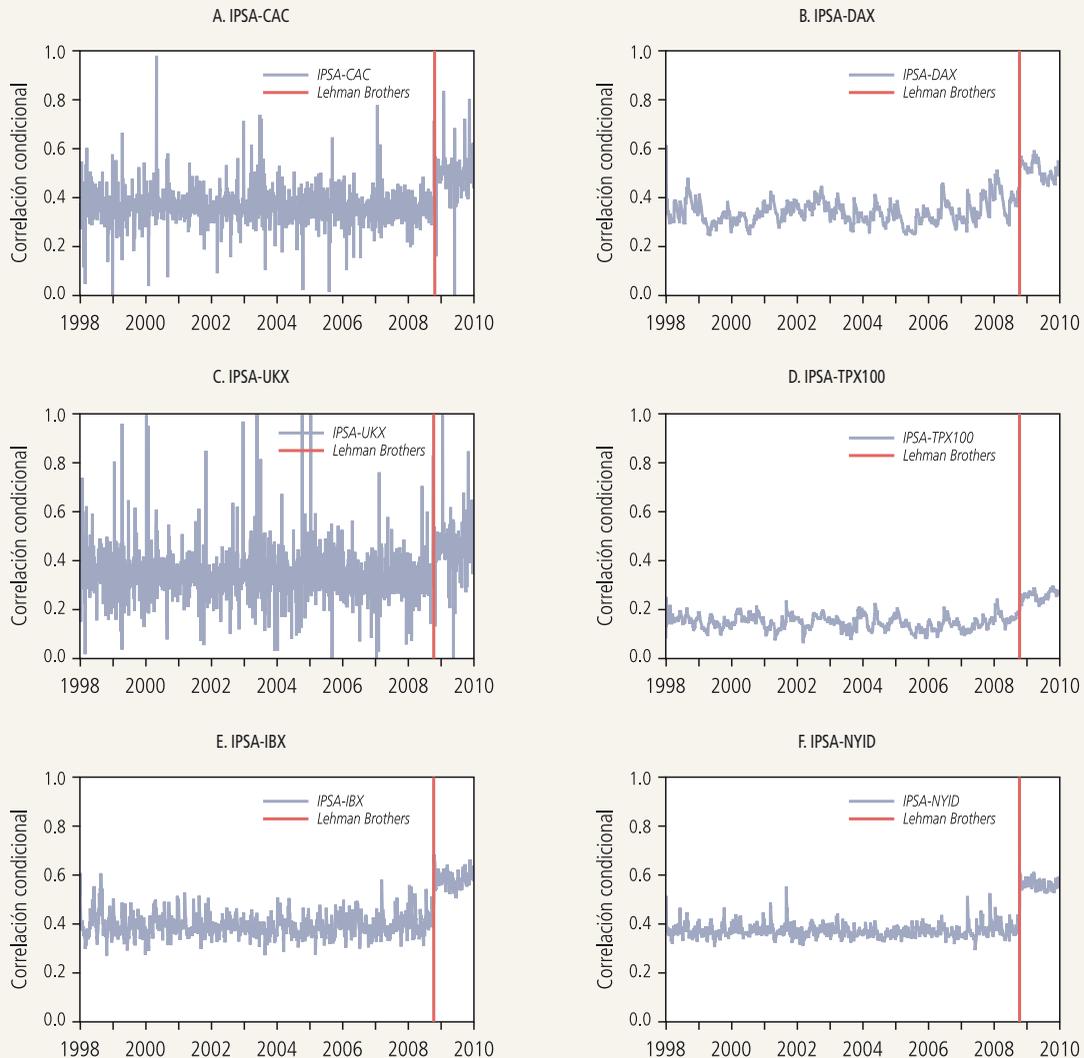


GRÁFICO 3

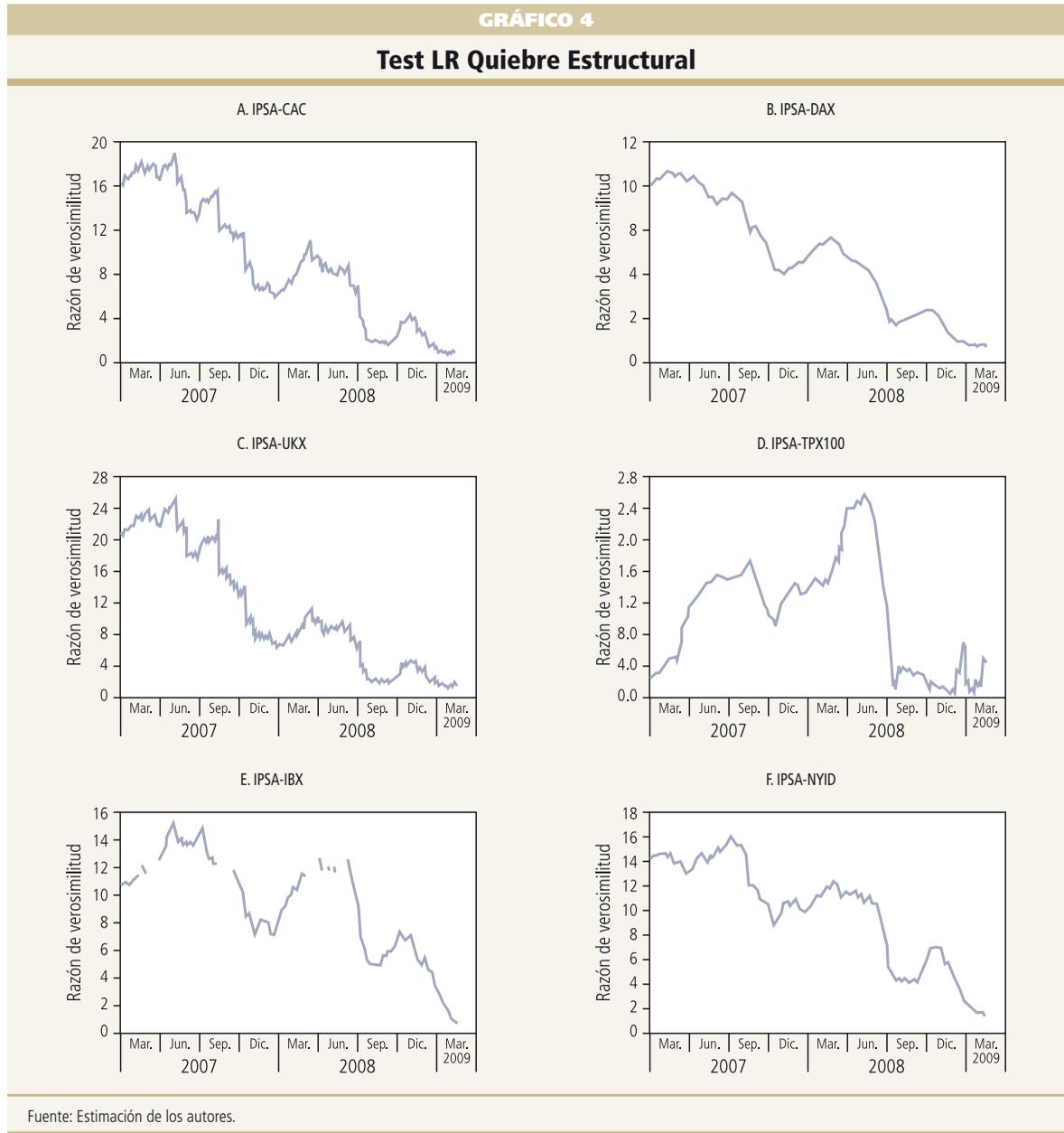
Correlaciones Condicionales
(quiebre septiembre 2008)

Fuente: Estimación de los autores.

Los gráficos 2 y 3 anteriores muestran los quiebres estructurales tanto para el caso de la crisis *subprime* (gráfico 2) como para la caída de Lehman (gráfico 3). Aunque si bien el efecto de la crisis de septiembre del 2008 es elocuente, la mayor parte del acoplamiento de los mercados respecto de Santiago se dio en los eventos de julio del 2007 que es donde el quiebre cobró mayor relevancia. De esta forma, podemos reafirmar la hipótesis de que el importante *shock* negativo de este período de crisis generó un mayor acoplamiento de los mercados, lo que está en línea con Hong et al., (2000), en cuanto a que es indicativo de que los analistas se hayan volcado a efectuar un seguimiento más cercano de otros mercados tras las malas noticias, favoreciendo de esta forma el contagio.

3. Análisis de Sensibilidad para Quiebre Estructural

Si bien las fechas de quiebre estructural impuestas exógenamente son intuitivamente plausibles, parece apropiado hacer un análisis de sensibilidad de las mismas buscando la fecha más posible de quiebre estructural para el conjunto de correlaciones entre Santiago y el resto de los mercados analizados. Es importante señalar que, dado el objetivo del presente estudio, no se pretende encontrar el quiebre estructural que mejor se ajuste a cada serie de correlaciones, sino aquella fecha que resulte ser la más probable para el conjunto de correlaciones con el mercado de Santiago.



Al analizar (gráfico 4) la evolución del test de Razón de Verosimilitud para potenciales quiebres estructurales de las correlaciones de largo plazo en el período alrededor de la crisis, es posible observar que el *peak* se alcanza para tres de los mercados en julio del 2007 (París, Londres y San Pablo). Adicionalmente, los mercados de Frankfurt y Nueva York alcanzan los puntos más altos en fechas cercanas a julio del 2007, en un caso antes y en el otro después. Por su parte, septiembre del 2008 no aparece como una fecha donde el quiebre se manifieste con mayor fuerza, con la sola excepción de Tokio, caso —sin embargo— en que el test sería no significativo en términos estadísticos a lo largo de todo el período considerado.

De esta forma, el análisis de sensibilidad efectuado para el período alrededor de la crisis *subprime* confirma que la fecha con mayor probabilidad de ocurrencia para un quiebre estructural conjunto en la correlación de largo plazo entre Santiago y los demás mercados corresponde a julio del 2007, tal como fue propuesto en la sección anterior.

V. CONCLUSIONES

En este estudio hemos analizado cambios en los comovimientos entre el mercado accionario de Chile y los de algunos países desarrollados, controlando por el efecto del mercado de Brasil. Para ello, hemos considerado fundamental el relacionar los cambios a nivel de media, varianza y covarianzas (correlaciones). Estimamos un VAR(2) para la ecuación de retornos, una adaptación de MGJR para la varianza y una aplicación A-DCC de Engle (2002) para las correlaciones condicionales, considerando además la posibilidad de quiebre estructural en dos fechas intuitivamente plausibles. Finalmente, corroboramos endógenamente que el quiebre más probable se habría producido en julio del 2007.

Hemos encontrado comovimientos a nivel de media entre mercados europeos y entre mercados del continente americano, con un efecto desde EE.UU. a todos los demás países, aunque con mayor importancia sobre Europa. A nivel de varianza, se verifica un efecto asimétrico significativo para la totalidad de los países de la muestra, lo que es coherente con los hallazgos de Glosten et al., (1993) en cuanto a que las malas noticias tienen un efecto más importante en la volatilidad medida a través de la varianza condicional. Por último, a nivel de correlaciones, se verifica para la muestra analizada un cambio significativo en el régimen al inicio de la crisis *subprime* en julio del 2007. No obstante la notoriedad de la caída de Lehman Brothers en septiembre del 2008, estadísticamente la mayor parte del quiebre estructural en correlación de largo plazo se recoge en el episodio de julio del 2007. Observamos que Santiago incrementa de manera importante sus comovimientos con la mayoría de los mercados bursátiles considerados en la muestra, con la sola excepción de Tokio. Asimismo, este estudio encuentra evidencia acerca de la hipótesis de que ante malas noticias provenientes de los mercados desarrollados, los comovimientos entre los mercados de Santiago con el resto de los países aumentan. Esto es coherente con la hipótesis de apalancamiento y con Hong et al. (2000). Este efecto, sin embargo, es particularmente importante para Chile con los países del continente americano analizados (Brasil y Estados Unidos).

REFERENCIAS

- Bae, K.H., G.A. Karolyi y R.M. Stulz (2003). "A New Approach to Measuring Financial Contagion." *Review of Financial Studies* 16(3): 717–63.
- Bekaert, G. y C.R. Harvey (1995). "Time-Varying World Market Integration." *Journal of Finance* 50(2): 403–44.
- Bekaert, G., R.H. Campbell y A. Ng (2005). "Market Integration and Contagion." *Journal of Business* 78(1): 39–70.
- Bracker, K. y P. D. Koch (1999). "Economic Determinants of the Correlation Structure across International Equity Markets." *Journal of Economics and Business* 51(6): 443–71.
- Cappiello, L., R.F. Engle y K. Sheppard (2006). "Asymmetric Dynamics in the Correlations of Global Equity and Bond Returns." *Journal of Financial Econometrics* 4: 537–72.
- Chan–Lau, J.A., D. Mathieson y J.Y. Yao (2002). "Extreme Contagion in Equity Markets." IMF Working Papers N°02/98.
- Chen, G., M. Firth y O. Meng Rui (2002). "Stock Market Linkages: Evidence from Latin America." *Journal of Banking & Finance* 26(6): 1113–41.
- Engle, R. (2002). "Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models." *Journal of Business & Economic Statistics* 20: 339–350.
- Engle, R. (2009). *Anticipating Correlations: A New Paradigm for Risk Management*. Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.
- Engle, R.F. y V.K. Ng (1993). "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility." *Journal of Finance* 48: 1749–78.
- Engle, R. y K. Sheppard (2001). "Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH." NBER Working Paper Series N°8554.
- Engle, R.F. y P. Susmel (1993). "Common Volatility in International Equity Markets." *Journal of Business and Economic Statistics* 11: 167–76.
- Fernández, V. (2007). "Stock Markets Turmoil: Worldwide Effects of Middle East Conflicts." *Emerging Markets Finance and Trade* 43(3): 61–105.
- Forbes, K. y R. Rigobon (2000). "Contagion in Latin America: Definitions, Measurement, and Policy Implications." NBER Working Paper N°7885.
- Forbes, K.J. y R. Rigobon (2002). "No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements." *Journal of Finance* 57(5): 2223–61.
- Glosten, L.R., R. Jagannathan y D.E. Runkle (1993). "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks." *Journal of Finance* 48(5): 1779–801.
- Hamao, Y., R.W. Masulis y V. Ng (1990). "Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets." *Review of Financial Studies* 3(2): 281–307.
- Hartmann, P., S. Straetmans, and C. G. de Vries (2004). "Asset Market Linkages in Crisis Periods." *The Review of Economics and Statistics* 86(1): 313–26.
- Hong, H., T. Lim y J.C. Stein (2000). "Bad News Travels Slowly: Size, Analyst Coverage, and The Profitability of Momentum Strategies." *Journal of Finance* 55(1): 265–95.
- Karolyi, A., and R. M. Stulz (1996). "Why do Markets Move Together? An Investigation of US–Japan Stock Return Comovements." *Journal of Finance* 51: 951–86.
- King, M.A. y S. Wadhvani (1990). "Transmission of Volatility between Stock Markets." *Review of Financial Studies* 3(1): 5–33.
- Kodres, L. y M. Pritsker (2002). "A Rational Expectations Model of Financial Contagion." *Journal of Finance* 57(2): 769–99.
- Lee, H.S. (2004). "International Transmission of Stock Market Movements: A Wavelet Analysis." *Applied Economics Letters* 11(3): 197–201.

- Lin, W-L., R.F. Engle y T. Ito (1994). "Do Bulls and Bears Move across Borders? International Transmission of Stock Returns and Volatility." *Review of Financial Studies* 7(3): 507-38.
- Longin, F. y B. Solnik (2001). "Extreme Correlation of International Equity Markets." *Journal of Finance* 56: 649-76.
- Savva, C.S., D. Osborne y L. Gill (2005). "Spillovers and Correlations between US and Major European Stock Markets: The Role of the Euro." *Applied Financial Economics* 19(19): 1595-604.
- Sola, M., F. Spagnolo y N. Spagnolo (2002). "A Test for Volatility Spillovers." *Economics Letters* 76(1): 77-84.
- Van Dijk, D., H. Munandar y C.M. Hafner (2011). "The Euro Introduction and Noneuro Currencies." *Applied Financial Economics* 21: 95-116.

ESTIMACIÓN DE LA ESTRUCTURA DE TASAS NOMINALES DE CHILE: APLICACIÓN DEL MODELO DINÁMICO NELSON-SIEGEL

Rodrigo Alfaro A.*
 Sebastián Becerra C.**
 Andrés Sagner T.***

I. INTRODUCCIÓN

La estimación de la estructura de tasas de interés ha sido una tarea de interés, tanto para los analistas financieros como para los académicos. Los modelos de un solo factor, usualmente derivados en tiempo continuo como Vasicek (1977) y Cox, Ingersoll y Ross (1985), cumplen con el principio de no-arbitraje, pero muestran un débil ajuste a los datos (Wilmott, 2007). Esta evidencia ha llevado a los analistas a preferir métodos matemáticos más flexibles que permitan un mejor ajuste. En esta línea, uno de los trabajos más destacados es el de Nelson y Siegel (1987), quienes proponen un modelo que no solo presenta un ajuste razonable a los datos, sino que además contiene tasas cortas y largas que son bien definidas. Diebold y Li (2006) señalan que los tres factores que caracterizan este modelo (nivel, pendiente y curvatura) son precisamente los que le permiten un buen ajuste empírico. Coroneo, Nyholm y Vidova-Koleva (2008) reportan una amplia lista de organizaciones públicas, bancos de inversión y bancos centrales que utilizan el modelo, o extensiones de este, tanto para ajustar la curva de rendimiento como para realizar proyecciones. Dentro de las extensiones, destaca Svensson (1994) quien incorpora un cuarto factor que correspondería a una segunda curvatura, permitiendo así una flexibilidad aún mayor del modelo.

Shreve (2004), por su parte, presenta la extensión para dos factores de los modelos de Vasicek y Cox-Ingersoll-Ross (CIR). El autor muestra que el modelo de Vasicek tiene forma cerrada, mientras que para el caso de CIR la resolución es numérica.¹ En ambos casos, los modelos se obtienen luego de imponer que no existe posibilidad de arbitraje, propiedad que también es reconocida para la versión dinámica del modelo de Nelson-Siegel (DNS, de aquí en adelante) propuesta inicialmente por Diebold y Li (2006) en una aplicación empírica de predicción con factores dinámicos. Christensen, Diebold y Rudebusch (2009) presentan los resultados manteniendo la modelación en tiempo continuo, mientras que Alfaro (2011) utiliza el factor de descuento estocástico tal como se plantea en Campbell, Lo y MacKinlay (1997). Bajo homocedasticidad de los factores, sus resultados indican que, en caso de no poder ignorar dicho término, este podría ser entonces considerado como un premio por plazo.

En este artículo presentamos una derivación alternativa del modelo DNS basada en la Hipótesis de Expectativas en Logaritmos. Dicho resultado se obtiene de una modelación explícita de la dinámica de los factores que lo componen (nivel, pendiente y curvatura). Por la imposición de una raíz unitaria en el modelo, demostramos dos propiedades de series de tiempo esperadas para las tasas de interés: (i) la modelación de cada una de ellas debiera ser ARIMA(2,1,2), y (ii) existen relaciones de largo plazo (cointegración) que involucran tres tasas

* BBVA Research. E-mail: ralfaro@bbva.com

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

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

1. El modelo de Vasicek (1977) asume normalidad de los factores, por lo que la suma de estos mantiene dicha propiedad. En el caso de CIR, los factores tienen distribuciones no negativas y la identificación de los parámetros es altamente no lineal.

de distinta madurez. Si bien el primer elemento puede ser útil para determinar empíricamente los parámetros del modelo, notamos que Campbell, Lo y MacKinlay (1997) señalan que los datos siempre rechazarán esta condición de sobre-identificación. Por ello, este artículo explota las relaciones de largo plazo para identificar los parámetros del modelo. Nuestros resultados se encuentran en línea con los de Herrera y Magendzo (1994) y Morales (2008) en lo que se refiere al parámetro de persistencia de los factores.

Adicionalmente, presentamos los resultados de un modelo macrofinanciero reducido donde se relacionan medidas de actividad y precios con los factores pendiente y curvatura de la estructura de tasas derivadas por DNS. Utilizando funciones de impulso-respuesta generalizadas para la identificación de los *shocks* estructurales, se observa la existencia de efectos entre variables financieras y reales. Destacamos el efecto que tienen las medidas de actividad sobre la pendiente, y el efecto que tiene la curvatura sobre la inflación. Si bien el primero ha sido reconocido y documentado en la literatura, el segundo parece ser más novedoso y guardaría relación con la “velocidad” de ajuste de la tasa de corto plazo a su valor de estado estacionario.

El artículo se organiza de la siguiente forma. En la sección II se presenta una revisión de la literatura, se desarrolla el modelo DNS y se presentan los principales resultados teóricos obtenidos. En la sección III, se describe la estrategia empleada en la identificación de los parámetros del modelo para Chile. La sección IV analiza la interacción dinámica entre los factores de la estructura de tasas estimadas y un conjunto de variables macroeconómicas mediante estimaciones VAR. Finalmente, la sección V concluye.

II. DISCUSIÓN TEÓRICA Y EMPÍRICA DEL MODELO DNS

En esta sección presentamos la revisión de la literatura referida a la estimación de la curva de rendimiento en Chile para luego desarrollar en extenso el modelo dinámico de Nelson-Siegel (DNS), y presentar sus principales propiedades.² La sección cierra con las dificultades empíricas relacionadas con la estimación de los factores del modelo.

1. Literatura sobre Estructura de Tasas

Para Chile se han realizado varios estudios que intentan modelar la estructura de tasas de interés a través de distintos métodos. Uno de los primeros trabajos es el desarrollado por Herrera y Magendzo (1997), quienes utilizan los PRC (pagarés reajustables con cupones del Banco Central de Chile) para estimar el modelo de Nelson y Siegel (1987) por mínimos cuadrados no lineales utilizando información tanto de las licitaciones de estos instrumentos como de las transacciones del mercado secundario obtenidas de la Bolsa de Comercio de Santiago. Su metodología consiste en encontrar los factores de descuento que minimizan la distancia entre el precio observado del bono y el estimado. Los autores presentan resultados para las tasas reales entre marzo y junio de 1996, y encuentran que, en promedio, la curva de rendimiento tiene pendiente positiva, existiendo así un premio positivo para los pagarés a mayores plazos. En particular, se encuentra un *spread* entre los PRBC (Pagarés Reajustables del Banco Central de Chile) a 90 días y los PRC a 8 años de 26%. Con la misma metodología, Zúñiga y Soria (1999) estiman empíricamente la estructura temporal de tasas de interés para el período comprendido entre 1994 y 1997 utilizando los bonos de reconocimiento y los pagarés reajustables del Banco Central de Chile transados en la Bolsa de Comercio de Santiago. Agregando la información diaria en un promedio mensual estiman la curva de rendimiento, obteniendo así 48 estimaciones de los parámetros que permiten construir las curvas *spot* y *forward*, donde la primera es siempre descendente.

Por otro lado, Parisi (1998) utiliza instrumentos nominales (pagarés descontables del Banco Central de Chile, PDBC) para el período 1983 a 1995, y estima por GMM una curva de modelos afines para la tasa de interés

2. Las demostraciones de las proposiciones técnicas se encuentran en el Apéndice.

de corto plazo derivada de los modelos de Vasicek (1977) y Cox, Ingersoll y Ross (1985). Esta modelación corresponde a la estimación de un factor posiblemente no homocedástico y se basa en la investigación empírica de Chan et al. (1992). Zúñiga (1999) extiende este análisis mediante máxima verosimilitud para considerar modelos de varianza condicional del tipo GARCH; en tanto, Fernández (1999) realiza estimaciones utilizando la tasa promedio de depósitos interbancarios como una aproximación de los PDBC, a través de métodos no paramétricos.

Lefort y Walker (2000) caracterizan la estructura de tasas de interés reales y sus cambios a través del tiempo en intervalos de 15 días para el período comprendido entre 1992 y 1998. Los autores utilizan información diaria para obtener estimaciones a mitad y a fin de mes, incluyendo datos del mercado secundario, primario, bonos de reconocimiento, PRBC y PRC. Estimando el modelo de Nelson y Siegel encuentran un buen grado de ajuste para la curva de rendimiento, además de una fuerte persistencia de los factores estacionarios del modelo.

Una segunda ola de trabajos de curvas afines se inicia con Ochoa (2006) quien extiende el modelo de Vasicek (1977) con un componente no observado siguiendo a Balduzzi, Das y Foresi (1998), mientras que Cortázar, Schwartz y Naranjo (2007) utilizan de manera comercial un modelo de tres factores para estimar la curva de rendimiento de bonos tanto de gobierno como de empresas. En ambos casos, el objetivo es minimizar las diferencias en los precios de los instrumentos, para lo cual realizan las estimaciones utilizando el filtro de Kalman. Ochoa (2006) permite la estimación con un factor no observado, y Cortázar, Schwartz y Naranjo (2007) permiten también la estimación con transacciones infrecuentes. Morales (2008) utiliza tasas de interés reajustables y explora la motivación de Diebold y Li (2006) al considerar el modelo DNS y su relación con factores macroeconómicos utilizando estimaciones VAR. El autor muestra que el algoritmo simplificado de dos etapas propuesto por Diebold y Li (2006), el cual implica calibrar el parámetro no lineal y realizar estimaciones lineales, no genera diferencias mayores que la estimación con filtro de Kalman.

Finalmente, Alfaro (2011) propone una versión discreta del modelo DNS y demuestra que el modelo pertenece a la clase de los modelos "afines". Esta es una prueba alternativa a la presentada por Christensen, Diebold y Rudebusch (2009), quienes basan sus resultados en la existencia de no-arbitraje.

2. Modelo Dinámico Nelson-Siegel

Nelson y Siegel (1987) establecen un modelo de tiempo continuo donde la tasa de madurez n , $z(n)$, corresponde a la siguiente forma funcional:

$$z(n) = \lambda_1 + \lambda_2 \left[\frac{1 - \exp(-\alpha n)}{\alpha n} \right] + \lambda_3 \left[\frac{1 - \exp(-\alpha n)}{\alpha n} - \exp(-\alpha n) \right], \quad (1)$$

donde $\alpha > 0$ es un parámetro no lineal, el cual supondremos conocido por el investigador, mientras que los parámetros λ son estimados para las distintas fechas en las que se desea computar la curva de rendimiento y los definiremos como factores de la curva. Esta forma funcional ha sido bastante cómoda para ajustar los diversos perfiles de la curva de rendimiento observados en distintos países.

A diferencia de los ajustes vía polinomios, la forma funcional propuesta por los autores contiene en los límites inferior y superior valores acotados para las tasas. En particular, notamos que la función $\exp(\alpha n)$ toma valor 1 cuando la madurez es 0, mientras que converge a 0 cuando la madurez es grande ($n \rightarrow \infty$). Dado que, en general, la madurez se mide en número de meses, n puede tomar un valor máximo de 360 (bono a 30 años). Debido a que la función exponencial es acotada, podemos obtener valores exactos para los casos en que la madurez es cero (tasa instantánea), y para una tasa ficticia cuya madurez es infinita. En el primer caso, el elemento que acompaña al segundo factor converge a 1, mientras que el elemento asociado al tercer factor se hace 0. De este modo, la tasa más corta del modelo es simplemente la suma de los primeros dos factores.

Para el caso de la tasa larga, tenemos que tanto el segundo como el tercer factor se hacen cero. Por tanto, la tasa larga del modelo corresponde solo al primer factor. En conclusión, el modelo implica que el primer factor corresponde a la tasa larga, mientras que el segundo es la diferencia entre la tasa corta y la tasa larga.

Diebold y Li (2006) establecen que el primer factor corresponde al *nivel* de la curva, y el segundo corresponde al negativo del premio por plazo. Este último se entiende como la diferencia entre la tasa larga y la tasa corta, e implica la *pendiente* de la curva de rendimiento. El tercer factor no participa en estas tasas, pero permite que el modelo sea lo suficientemente flexible como para acomodar distintas curvas de rendimiento, por lo que los autores lo denominan *curvatura*. Si bien el modelo Nelson-Siegel ha sido exitoso para ajustar curvas de rendimiento, es importante señalar que él contiene implicancias económicas que pueden ser interesantes para el análisis dinámico del mercado de instrumentos de renta fija.

Siguiendo a Alfaro (2011), tomaremos la versión discreta del modelo DNS, la cual puede ser entendida como una aproximación de la ecuación (1) cuando se considera $\phi = \exp(-\alpha)$ y se toma una aproximación de Taylor:

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

Por la construcción del modelo discreto, observamos que la tasa corta corresponde a $n = 1$, es decir la tasa a 1 mes. Es fácil notar que, cuando $n = 1$, dicha tasa es la suma de los primeros dos factores, al igual que en el modelo de tiempo continuo. Por otra parte, la tasa larga se obtiene de igual forma que en el caso continuo (n grande).

3. Resultados Teóricos

El modelo DNS en tiempo discreto dado por la ecuación (2), puede obtenerse a través de la dinámica de los factores, para lo cual consideraremos dos supuestos: (i) la tasa corta es función de los dos primeros factores dinámicos, es decir, $z_{1t} = \lambda_{1t} + \lambda_{2t}$; y (ii) la tasa de madurez n es un promedio simple de las tasas cortas esperadas.

El primer supuesto se encuentra alineado con la discusión anterior por lo que se enmarca directamente, mientras que en el segundo imponemos como válida la hipótesis de expectativas en logaritmos (Campbell, Lo y MacKinlay, 1997), lo que implica que la tasa larga es el promedio de los valores esperados de las tasas cortas futuras:

$$z_{nt} = \frac{1}{n} \sum_{i=0}^{n-1} E_t(z_{1t+i}). \quad (3)$$

Este último supuesto se basa en que la estrategia de compra de un bono largo y mantención a madurez ofrece una rentabilidad similar a la de comprar sucesivamente bonos cortos. Dado que las rentabilidades de los bonos cortos no son conocidas al inicio de la decisión de inversión, se consideran valores esperados.

El modelo DNS discreto se obtiene de utilizar la ecuación (3) e imponer cierta estructura dinámica a los factores que la componen. La siguiente proposición recoge dichos supuestos.

Proposición 1: Para obtener el modelo DNS presentado en (2), requerimos asumir ciertas dinámicas de los factores. En particular, el nivel o primer factor, debe ser una caminata aleatoria: $\lambda_{1t} = \lambda_{1t-1} + e_{1t}$, mientras que el segundo factor —que corresponde al negativo de la pendiente— debe ser $AR(1)$ estacionario con tendencia estocástica también $AR(1)$; esto es: $\lambda_{2t} = \phi\lambda_{2t-1} + (1-\phi)\lambda_{3t-1} + e_{2t}$, con $\lambda_{3t} = \phi\lambda_{3t-1} + e_{3t}$.

De la proposición anterior, notamos que los factores son dinámicos del tipo $AR(1)$; por ello es posible establecer una modelación en series de tiempo para las tasas de interés. Dado que las tasas son combinaciones lineales de estos factores, entonces una modelación $ARIMA(p,d,q)$ podría caracterizar cada una de ellas, resultado que resumimos en la siguiente proposición.

Proposición 2: El modelo DNS discreto implica que la tasas de madurez finita puede modelarse con un proceso $ARIMA(2,1,2)$. Las raíces del polinomio AR estacionario son iguales, mientras que los signos de los coeficientes del componente MA dependen de la madurez de la tasa.

Si bien la Proposición 2 nos entrega un camino directo para encontrar los parámetros del modelo, el hecho de que el modelo DNS cuente con tres factores fuerza a que la matriz de varianza y covarianza del modelo se encuentre sobreidentificada para más de tres tasas observadas. Campbell, Lo y MacKinlay (1997) discuten el hecho de que los datos siempre rechazarán esta condición de sobreidentificación.

Por lo anterior, en este artículo explotamos la relación de largo plazo (cointegración) de las tasas de interés. En esta línea, Hall, Anderson y Granger (1992) y Shea (1992) emplean esta metodología para testear la hipótesis de expectativas. En nuestro caso, se imponen restricciones adicionales para testear conjuntamente dicha hipótesis más un modelo dinámico de factores. La siguiente proposición resume los elementos que nos permiten explotar la relación de largo plazo.

Proposición 3: Si se seleccionan tres tasas de interés de distinta madurez, entonces pueden obtenerse los factores como una combinación lineal de dichas tasas de interés. En particular, los ponderadores del primer factor suman 1, mientras que los ponderadores del segundo y tercer factor suman 0. Con ello, se puede caracterizar directamente una cuarta tasa mediante las tres anteriores. Vale decir, existe θ_a , θ_b y θ_c , tal que $z_{nt} = \theta_a z_{at} + \theta_b z_{bt} + \theta_c z_{ct}$, donde $\theta_a + \theta_b + \theta_c = 1$.

La Proposición 3 implica que la estimación del parámetro ϕ puede realizarse explotando la relación de cointegración de las tasas de interés. A su vez, esto implica que es necesario imponer restricciones sobre los parámetros.

4. Implementación Empírica

En la práctica, y debido a la inexistencia de bonos cero para los tramos más largos en la curva de rendimiento, la implementación empírica del modelo DNS utiliza la TIR de un bono con madurez n (z_n) para calcular la duración D . En particular, la aproximación supone que z_n es equivalente a la tasa de un bono cero cupón cuya madurez es D (z_D). La relación es evidente si la curva de rendimiento es plana, en cuyo caso la TIR del bono será equivalente a la única tasa que representa la curva. Para los bonos de corta madurez, en general la duración coincide con la madurez, debido a que el pago del principal es relativamente más importante que los pagos de los cupones comprometidos. Alfaro y Becerra (2011) investigan sobre los errores de utilizar esta aproximación bajo el supuesto de que la estructura de tasas se rige por el modelo DNS. Los autores concluyen que el error de la aproximación conlleva 5 puntos base en el caso que la curva de rendimiento presente pendiente o curvatura moderada (cuadro 1). Por otro lado, los instrumentos que se transan en un determinado momento pueden impactar en la estimación de la curva debido a que ellos, en general, se concentran en algunos tramos específicos. Los *benchmarks* son aproximaciones a puntos de la curva que tienen mayor profundidad, por lo que podrían evitar sobreajustes a tramos que están muy transados y subajustes a tramos de baja profundidad. La mayoría de los cálculos para *benchmark* son mecánicos y no contienen supuestos sobre la curva. Por ejemplo el *benchmark* para un bono a 5 años podría incluir todos aquellos bonos que se transan en el período determinado y cuya madurez es entre 3.5 y 6 años.

CUADRO 1						
Error de Aproximación TIR/Duración ^a (puntos base)						
	Madurez			Duración		
	C = 3%	C = 5%	C = 8%	C = 3%	C = 5%	C = 8%
BCP-2	1	2	3	1	2	3
BCP-5	6	9	13	3	5	7
BCP-10	9	14	19	2	4	5

Fuente: Alfaro y Becerra (2011).
 a. BCPx bono bullet emitido a x años por el Banco Central de Chile con tasa de cupón C. Los valores del cuadro se obtienen entre el cálculo exacto de la TIR y su aproximación con la duración bajo el modelo Nelson-Siegel. Por ejemplo, para un BCP a 5 años, existe un error de 7 pb si el bono tiene un cupón de 8%.

Finalmente, la estimación del modelo DNS puede realizarse por el filtro de Kalman, como lo realizan Cortázar, Schwartz y Naranjo (2007), o Tapia (2008) para el caso de Chile. En este último trabajo se reporta una baja estabilidad en la estimación mediante este procedimiento. Esto es un problema conocido en la estimación de estructura de tasas (Duffee, 2002). En particular, Söderlind (2010) propone una solución en la cual el modelo final se estima sobre la base de valores iniciales generados por un modelo con menos factores. En este trabajo se realizan estimaciones en dos etapas para identificar el parámetro ϕ y posteriormente los factores.

III. ESTIMACIÓN DEL PARÁMETRO ϕ

En esta sección presentamos los resultados que se obtienen al estimar el parámetro de persistencia del segundo factor del modelo DNS (ϕ). Los primeros resultados se basan en calcular a través de una grilla el valor óptimo, para luego explotar los resultados de la Proposición 3 en los cuales se hace uso de la relación de cointegración entre las tasas.

Los datos utilizados en esta sección corresponden a las tasas de captación *prime* a 1, 3, 6 y 12 meses, y los bonos nominales (BCP) emitidos por el Banco Central de Chile a 2, 5 y 10 años desde julio de 2004 hasta junio de 2011, considerando como dato mensual el valor diario del cierre de mes.

1. Uso de Grilla

Para cada mes, se estima la ecuación (2) por mínimos cuadrados ordinarios utilizando un sencillo procedimiento de grilla sobre el parámetro no lineal que abarca valores desde $\phi = 0.70$ a $\phi = 0.99$ con intervalos de 0.01. Los resultados coinciden con los encontrados por Herrera y Magendzo (1997) y Morales (2008), quienes realizan la estimación de tasas indexadas para Chile (cuadro 2). Por ejemplo, vía la raíz del error cuadrático medio dentro de muestra (RMSE), se obtiene $\phi = 0.92$. Si basamos nuestra decisión en los criterios de información, obtenemos $\phi = 0.91$. Finalmente, bajo una medida de ajuste global como el R^2 Ajustado (R^2 -A) encontramos que esta se maximiza con $\phi = 0.88$. Con todo, nuestros resultados indican que no existe gran diferencia si consideramos valores de ϕ entre 0.88 y 0.92. Por lo anterior, consideramos finalmente un valor promedio de 0.90 para dicho parámetro.

CUADRO 2				
Criterios para Determinar ϕ^a				
ϕ	RMSE	BIC	AIC	R^2 -A
0.70	0.340	2.325	2.488	0.775
0.71	0.333	2.102	2.265	0.780
0.72	0.325	1.872	2.035	0.786
0.73	0.318	1.635	1.797	0.791
0.74	0.310	1.391	1.553	0.795
0.75	0.302	1.139	1.301	0.799
0.76	0.295	0.879	1.042	0.803
0.77	0.287	0.611	0.774	0.806
0.78	0.280	0.335	0.497	0.808
0.79	0.272	0.049	0.212	0.810
0.80	0.265	-0.243	-0.081	0.811
0.81	0.258	-0.538	-0.376	0.811
0.82	0.251	-0.830	-0.667	0.810
0.83	0.244	-1.115	-0.953	0.808
0.84	0.237	-1.394	-1.232	0.805
0.85	0.231	-1.656	-1.493	0.801
0.86	0.226	-1.867	-1.705	0.806
0.87	0.221	-2.022	-1.859	0.800
0.88	0.217	-2.148	-1.986	0.825
0.89	0.214	-2.266	-2.104	0.818
0.90	0.211	-2.385	-2.223	0.810
0.91	0.210	-2.466	-2.304	0.824
0.92	0.209	-2.463	-2.301	0.816
0.93	0.211	-2.403	-2.240	0.818
0.94	0.214	-2.155	-1.993	0.809
0.95	0.219	-1.789	-1.626	0.800
0.96	0.226	-1.355	-1.192	0.790
0.97	0.234	-0.868	-0.706	0.779
0.98	0.243	-0.349	-0.187	0.778
0.99	0.254	0.192	0.354	0.755

Fuente: Elaboración propia.
a. Los criterios considerados corresponden a la raíz del error cuadrático medio dentro de muestra (RMSE), Schwarz (BIC), Akaike (AIC) y el coeficiente de ajuste global R^2 Ajustado (R^2 A).

Alternativamente, podemos remover el primer factor de las tasas de interés con un filtro que elimine la tendencia estocástica contenida en ellas. Para esto, utilizamos un promedio móvil centrado de 13 períodos. De esta forma, se puede obtener el segundo y el tercer factor con el procedimiento anterior. En este contexto, la elección de ϕ aumenta a 0.97 si utilizamos RMSE o R^2 -A. Los criterios de información de Akaike (AIC) y Schwarz (BIC), por su parte, arrojan valores iguales a 0.95 y 0.97, respectivamente (cuadro 3).

CUADRO 3				
Criterios para Determinar ϕ con Datos Filtrados ^a				
ϕ	RMSE	BIC	AIC	R^2 -A
0.70	0.224	-3.183	-6.280	0.655
0.71	0.222	-3.318	-6.391	0.660
0.72	0.220	-3.457	-6.504	0.665
0.73	0.217	-3.598	-6.621	0.661
0.74	0.215	-3.742	-6.742	0.658
0.75	0.213	-3.888	-6.866	0.664
0.76	0.210	-4.037	-6.994	0.670
0.77	0.208	-4.187	-7.128	0.667
0.78	0.206	-4.339	-7.266	0.664
0.79	0.204	-4.492	-7.411	0.663
0.80	0.201	-4.647	-7.562	0.653
0.81	0.199	-4.806	-7.721	0.637
0.82	0.197	-4.969	-7.889	0.630
0.83	0.194	-5.141	-8.068	0.641
0.84	0.192	-5.329	-8.257	0.644
0.85	0.189	-5.539	-8.460	0.649
0.86	0.186	-5.783	-8.676	0.663
0.87	0.182	-6.073	-8.907	0.678
0.88	0.178	-6.422	-9.152	0.694
0.89	0.174	-6.844	-9.410	0.704
0.90	0.168	-7.346	-9.677	0.723
0.91	0.162	-7.914	-9.949	0.744
0.92	0.155	-8.540	-10.216	0.766
0.93	0.147	-9.241	-10.471	0.788
0.94	0.138	-10.043	-10.694	0.809
0.95	0.130	-10.962	-10.846	0.827
0.96	0.125	-11.656	-10.844	0.836
0.97	0.125	-11.665	-10.610	0.845
0.98	0.132	-10.971	-10.136	0.829
0.99	0.145	-9.518	-9.410	0.795

Fuente: Elaboración propia.
^a Los criterios considerados corresponden a la raíz del error cuadrático medio dentro de muestra (RMSE), Schwarz (BIC), Akaike (AIC) y el coeficiente de ajuste global R^2 Ajustado (R^2 A).

2. Relación de Cointegración

Sobre la base de la Proposición 3, se tomarán como regresores tres tipos de tasas: corta (uno, tres o seis meses), mediana (doce meses o dos años) y larga (cinco o diez años). Con ellas se estimarán para cada una de las cuatro tasas de interés restantes una regresión lineal imponiendo: (i) que la suma de los coeficientes sea 1, y (ii) que el cociente entre el coeficiente de la tasa corta sobre el de la tasa larga (θ_a/θ_b) satisfaga un cierto valor específico de ϕ . Las distintas combinaciones de tasas de interés implican que $\phi = 0.89$ maximiza el promedio armónico de las medidas de ajuste global R^2 obtenidas en las regresiones (cuadro 4).

CUADRO 4

Promedio Armónico R^2 de las Cuatro Regresiones^{a, b}

Regresores / ϕ	0.85	0.86	0.87	0.88	0.89	0.90	0.91	0.92	0.93	0.94	0.95	0.96	0.97	0.98	0.99
Z_1, Z_{12}, Z_{60}	0.93	0.93	0.93	0.93	0.93	0.93	0.92	0.91	0.90	0.87	0.79	0.56	N/D	N/D	N/D
Z_1, Z_{12}, Z_{120}	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.96	0.96	0.95	0.94	0.91	0.86	0.74	0.36	N/D
Z_1, Z_{24}, Z_{60}	0.90	0.90	0.90	0.91	0.91	0.90	0.90	0.89	0.88	0.85	0.80	0.65	0.01	N/D	N/D
Z_1, Z_{24}, Z_{120}	0.96	0.96	0.96	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.96	0.96	0.94	0.92	0.89	0.85
Z_3, Z_{12}, Z_{60}	0.93	0.93	0.93	0.93	0.93	0.93	0.92	0.92	0.90	0.87	0.79	0.56	N/D	N/D	N/D
Z_3, Z_{12}, Z_{120}	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.96	0.96	0.95	0.94	0.92	0.87	0.79	0.57	N/D
Z_3, Z_{24}, Z_{60}	0.91	0.91	0.91	0.91	0.91	0.90	0.90	0.89	0.87	0.83	0.74	0.48	N/D	N/D	N/D
Z_3, Z_{24}, Z_{120}	0.96	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.96	0.95	0.92	0.89	0.85
Z_{6r}, Z_{12}, Z_{60}	0.92	0.92	0.92	0.92	0.92	0.92	0.92	0.91	0.90	0.87	0.80	0.61	N/D	N/D	N/D
Z_{6r}, Z_{12}, Z_{120}	0.96	0.96	0.96	0.96	0.96	0.96	0.96	0.96	0.95	0.94	0.93	0.89	0.83	0.72	0.45
Z_{6r}, Z_{24}, Z_{60}	0.88	0.89	0.89	0.89	0.89	0.89	0.87	0.85	0.82	0.74	0.54	N/D	N/D	N/D	N/D
Z_{6r}, Z_{24}, Z_{120}	0.95	0.95	0.96	0.96	0.97	0.97	0.97	0.97	0.96	0.96	0.95	0.93	0.91	0.88	0.85

Fuente: Elaboración propia.

a. Valores en negrita indican el máximo promedio armónico para el R^2 . Como regresores se consideró una combinación de tasas según su plazo (corto, mediano y largo).

b. N/D: no disponible por ser negativo.

Finalmente, en el cuadro notamos que los residuos de cada una de las ecuaciones son estacionarios, lo que da cuenta de una relación de largo plazo (cointegración) entre las tasas de interés consideradas.

CUADRO 5

Test ADF sobre el Residuo de las Distintas Regresiones^{a, b}

Regresores	$\phi = 0.88$				$\phi = 0.89$				$\phi = 0.90$				$\phi = 0.91$			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
Z_1, Z_{12}, Z_{60}	-5.00	-4.88	-4.67	-4.88	-5.42	-5.27	-4.66	-4.92	-5.79	-5.67	-4.63	-4.93	-6.01	-5.99	-4.60	-4.88
Z_1, Z_{12}, Z_{120}	-4.96	-4.84	-4.93	-4.97	-5.41	-5.29	-4.90	-5.01	-5.74	-5.71	-4.85	-5.01	-5.89	-5.98	-4.76	-4.92
Z_1, Z_{24}, Z_{60}	-5.11	-5.11	-4.71	-3.98	-5.21	-5.14	-4.70	-3.97	-5.27	-5.14	-4.68	-3.96	-5.28	-5.10	-4.64	-3.92
Z_1, Z_{24}, Z_{120}	-5.25	-5.31	-4.95	-4.07	-5.36	-5.33	-4.92	-4.07	-5.39	-5.29	-4.86	-4.06	-5.32	-5.18	-4.75	-4.05
Z_3, Z_{12}, Z_{60}	-5.06	-5.28	-4.62	-4.95	-5.50	-5.62	-4.59	-4.99	-5.84	-5.94	-4.56	-5.00	-6.03	-6.20	-4.52	-4.94
Z_3, Z_{12}, Z_{120}	-5.05	-5.28	-4.87	-5.05	-5.50	-5.69	-4.83	-5.09	-5.79	-6.03	-4.76	-5.08	-5.88	-6.25	-4.67	-4.98
Z_3, Z_{24}, Z_{60}	-4.66	-5.03	-4.67	-3.97	-4.82	-5.03	-4.64	-3.96	-4.93	-5.01	-4.60	-3.95	-4.96	-4.95	-4.54	-3.92
Z_3, Z_{24}, Z_{120}	-4.85	-5.24	-4.88	-4.07	-5.02	-5.22	-4.82	-4.08	-5.07	-5.15	-4.73	-4.08	-5.02	-5.03	-4.60	-4.08
Z_{6r}, Z_{12}, Z_{60}	-4.28	-4.73	-4.50	-5.01	-4.81	-5.16	-4.47	-5.05	-5.31	-5.56	-4.43	-5.07	-5.70	-5.89	-4.39	-5.03
Z_{6r}, Z_{12}, Z_{120}	-4.40	-4.83	-4.74	-5.12	-4.98	-5.32	-4.68	-5.16	-5.46	-5.74	-4.61	-5.17	-5.75	-6.01	-4.52	-5.10
Z_{6r}, Z_{24}, Z_{60}	-3.71	-4.08	-4.47	-3.94	-3.89	-4.18	-4.40	-3.93	-4.02	-4.25	-4.33	-3.91	-4.07	-4.27	-4.25	-3.89
Z_{6r}, Z_{24}, Z_{120}	-4.04	-4.38	-4.62	-4.07	-4.21	-4.47	-4.52	-4.09	-4.27	-4.48	-4.40	-4.11	-4.23	-4.42	-4.26	-4.13

Fuente: Elaboración propia.

a. Corresponde al Test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF).

b. Los valores críticos asintóticos para el test de cointegración al 1%, 5% y 10% son -4.29, -3.74 y -3.45, respectivamente. Valores obtenidos de Davidson y MacKinnon (1993).

V. APLICACIÓN MACROECONÓMICA

En esta sección se estudia la interacción dinámica entre los factores de la estructura de tasas y un conjunto de variables macroeconómicas por medio de estimaciones del tipo $VAR(p)$. En particular, las estimaciones consideran el negativo de la pendiente (λ_2) y la curvatura (λ_3) de la estructura de tasas obtenida en la sección anterior, y el ciclo económico es caracterizado por variables macroeconómicas (cuadro 6).³

CUADRO 6				
Descripción de Variables Empleadas				
Variable	Descripción	Unidades	Fuente	Observaciones
λ_2	Pendiente de la curva de rendimiento	%, anual	Elaboración propia.	
λ_3	Curvatura de la curva de rendimiento	%, anual	Elaboración propia.	
g	Variación del Índice Mensual de Actividad Económica	%, anual	BCCCh ^a	
\tilde{u}	Tasa de desempleo desestacionalizada y filtrada	%, promedio trimestral	INE ^b	El filtro empleado corresponde a una media móvil centrada de 13 períodos.
$\tilde{\pi}$	Inflación	%, anual	INE ^b	Variación anual del IPC general.

a. Banco Central de Chile.
b. Instituto Nacional de Estadísticas.

El análisis de series de tiempo de las variables anteriores indica que ambos factores de la estructura de tasas de interés son estacionarios, mientras que todas las variables macroeconómicas son integradas de orden 1 (cuadro 7). El primer resultado es totalmente esperable debido a que $0 < \phi < 1$ de acuerdo con la Proposición 1. El segundo resultado, por su parte, nos señala la necesidad de transformar las variables que caracterizan el ciclo económico de tal forma que ellas sean estacionarias. En este sentido, la literatura VAR emplea tradicionalmente el componente cíclico de series no estacionarias obtenidas mediante el filtro Hodrick-Precott (HP). Sin embargo, es bien sabido que la utilización de este tipo de filtros conlleva un sinnúmero de problemas. Por ello se empleó un método alternativo similar al aplicado en la sección anterior: la tendencia de las series fue removida mediante una media móvil centrada de 13 períodos. Este procedimiento se aplicó para la tasa de desempleo y la inflación (\tilde{u} y $\tilde{\pi}$, respectivamente). Para el caso del Imacec, en tanto, se utilizó la variación anual (g).

3. Se utiliza un número reducido de variables con el fin de mantener los grados de libertad en valores razonables debido a que la muestra abarca el período de julio 2004 a junio 2011, es decir, conforman una muestra de cerca de 85 observaciones.

CUADRO 7		
Test de Raíces Unitarias ^a		
Variable	t-statistic	p-value
λ_2	-3.566	0.009
λ_3	-4.132	0.002
g	-1.414	0.572
\tilde{u}	-1.326	0.614
$\tilde{\pi}$	-1.925	0.319

Fuente: Elaboración propia.
a. El test empleado corresponde a Phillips-Perron.

Con todo, el modelo $VAR(p)$ se puede describir formalmente como:

$$X_t = c + \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

donde $X_t' = [\lambda_{2,t}, \lambda_{3,t}, g_t, \tilde{u}_t, \tilde{\pi}_t]$ y el vector de errores ε_t se supone independiente e idénticamente distribuido normal, con media cero y matriz de varianzas Ω . De (4) notamos que la estimación del modelo $VAR(p)$ requiere conocer la estructura de rezagos p . Para lo anterior (cuadro 8), optamos por un $VAR(2)$ basado en el error de predicción final (FPE) y los criterios de información de Akaike y Hannan-Quinn (AIC y HQ , respectivamente).

CUADRO 8						
Criterios de Elección de Rezagos ^{a,b}						
Rezago	log(L)	LR	FPE ^c	AIC	BIC	HQ
0	1,259.261		742.000	-32.161	-32.009	-32.100
1	1,457.084	365.213	8.840	-36.592	-35.685	-36.229
2	1,495.576	66.127	6.310	-36.938	-35.276	-36.273
3	1,516.490	33.248	7.150	-36.833	-34.416	-35.865
4	1,544.736	41.282	6.830	-36.916	-33.744	-35.646

Fuente: Elaboración propia.
a. Los criterios considerados corresponden al Test de Razón de Verosimilitud (LR), Error de Predicción Final (FPE), Akaike (AIC), Schwarz (BIC) y Hannan-Quinn (HQ)
b. Valores en negrita indican rezago seleccionado por el respectivo criterio.
c. Valores x10-23.

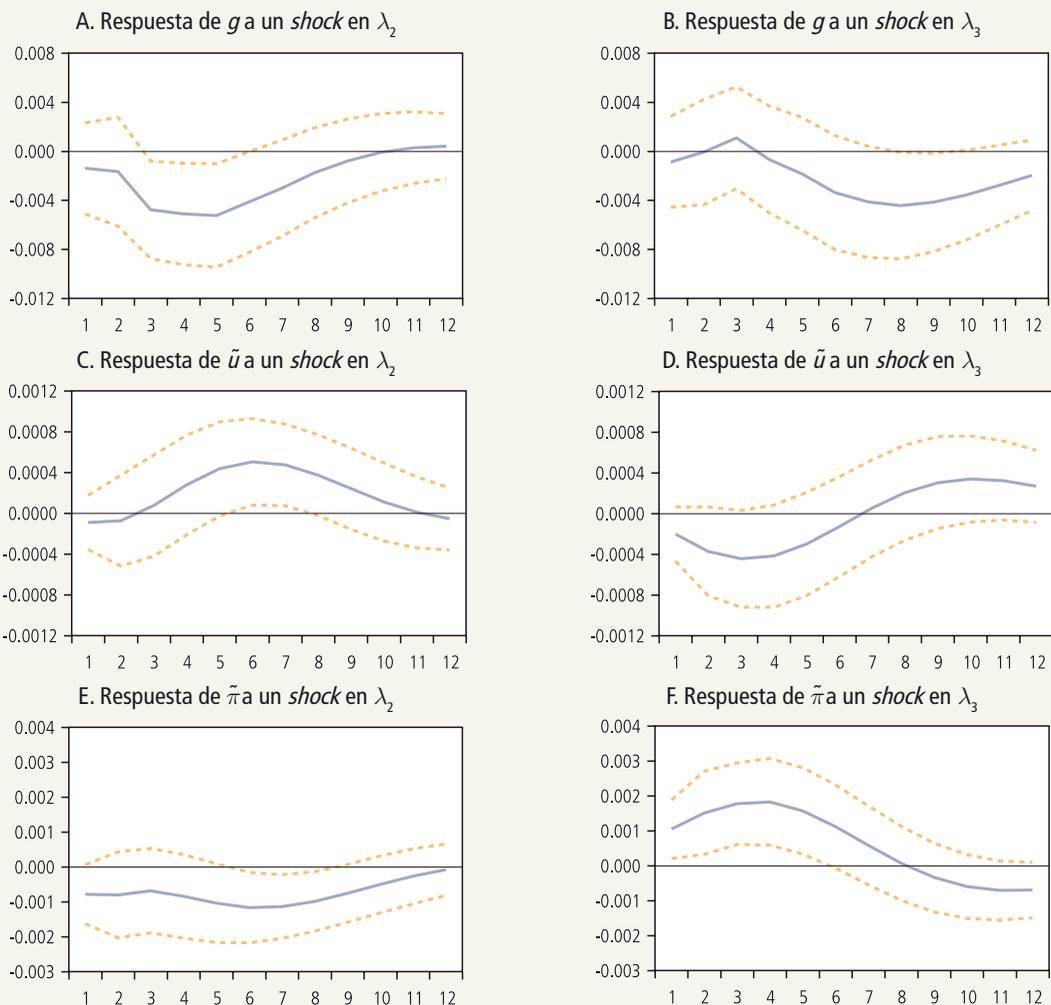
La identificación de los *shocks* estructurales del modelo $VAR(2)$ fue realizada mediante los impulso-respuesta generalizados popularizados por Pesaran y Shin (1998), debido a que esta estrategia no requiere la ortogonalización de los *shocks* y es invariante al orden causal recursivo de las variables del VAR .⁴

El gráfico 1 muestra la respuesta del sector real de la economía ante *shocks* transitorios en el mercado financiero. Un primer resultado que se desprende de este gráfico, y que se encuentra en línea con Estrella y

4. La robustez de nuestros resultados fue examinada empleando estrategias de identificación alternativas (no reportadas). En particular, los resultados obtenidos son similares a la estrategia empleada por Diebold, Rudebush y Aruoba (2006), la cual consiste en una descomposición Cholesky y ordenar primero las variables macroeconómicas seguidas de los factores de la estructura de tasas.

GRÁFICO 1

Respuesta del Sector Real a un Shock en el Sector Financiero



Fuente: Elaboración propia.

Hardouvelis (1991), corresponde a la disminución (aumento) de la actividad económica ante una disminución (aumento) en la pendiente de la estructura de tasas de interés.⁵ A diferencia de la evidencia reportada por Morales (2008), la actividad económica reacciona entre tres y seis meses luego de ocurrido el shock en el sector financiero, mientras que en términos de la tasa de desempleo, la respuesta de dicha variable ocurre con un semestre de rezago.

Un segundo resultado que se observa a partir del gráfico 1 corresponde al aumento de la inflación ante aumentos de la curvatura de la estructura de tasas. De acuerdo con Alfaro y Sagner (2011), la curvatura puede interpretarse como la “velocidad” a la cual las tasas de interés de corto plazo de la economía convergen a su

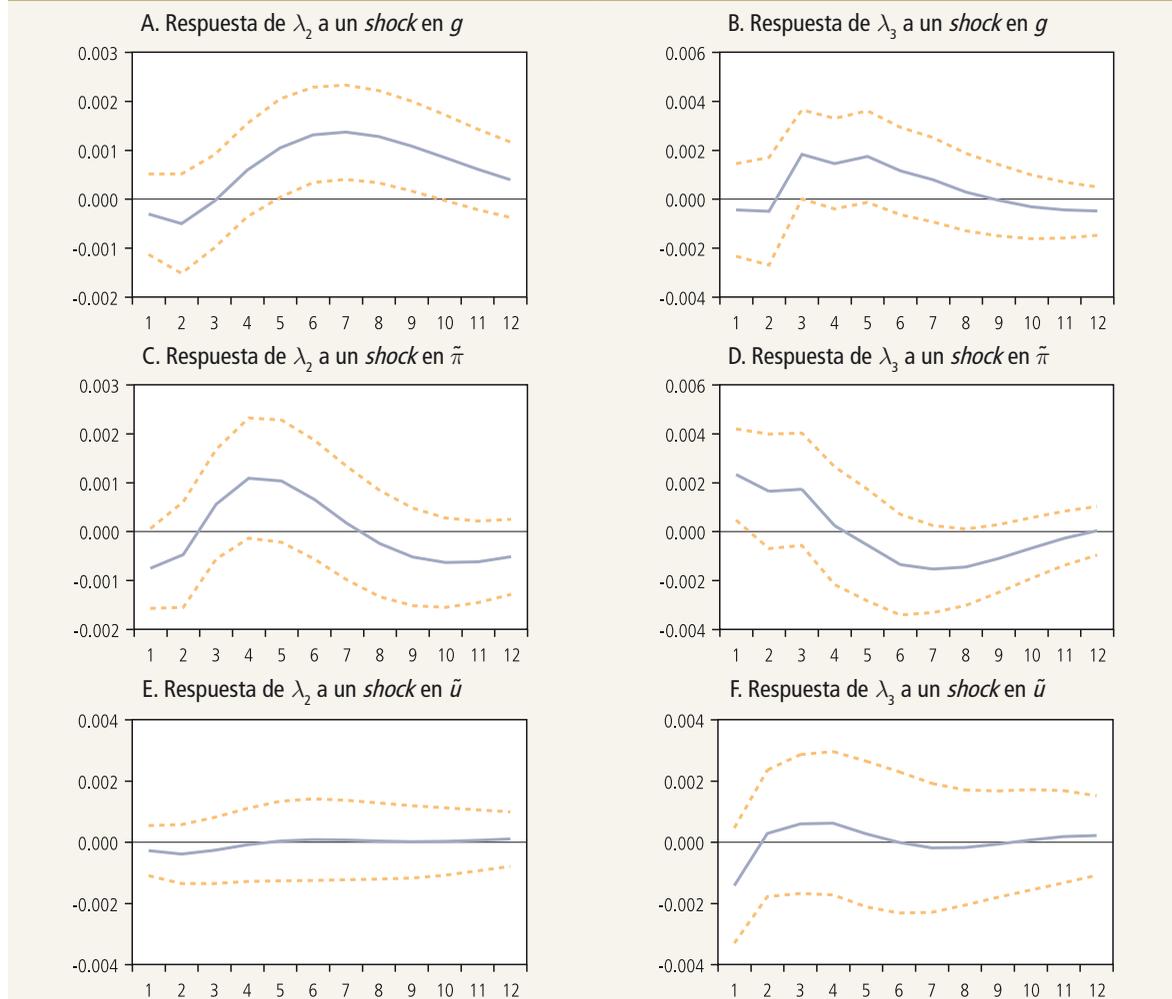
5. Se debe recordar que λ_2 corresponde al negativo de la pendiente de la estructura de tasas, por lo que un aumento de este parámetro es equivalente a una disminución de la pendiente de dicha curva.

valor de largo plazo. Por consiguiente, un aumento transitorio de este parámetro se traduciría en un aumento a mediano plazo de la inflación (en torno a seis meses luego de ocurrido el *shock*).

El gráfico 2, por su parte, muestra la respuesta del mercado financiero ante *shocks* en el sector real de la economía. De ella apreciamos que sólo los *shocks* en la actividad económica afectan de forma estadísticamente significativa a la pendiente de la curva de rendimiento. Si bien en el muy corto plazo un aumento transitorio de la actividad económica no se traduce en un incremento significativo de la pendiente de la curva de rendimiento (una disminución del parámetro λ_2), en el mediano plazo —entre seis y nueve meses luego de ocurrido el *shock*— la pendiente de la curva de rendimiento tendería a disminuir, en línea con Estrella y Hardouvelis (1991).

GRÁFICO 2

Respuesta del Sector Financiero a un *Shock* en el Sector Real



Fuente: Elaboración propia.

V. CONCLUSIONES

En este artículo presentamos la derivación del modelo DNS utilizando la hipótesis de expectativas en logaritmos, lo que lleva a un resultado similar al de Alfaro (2011). De esta forma, es posible resumir la estructura de tasas de interés con tres factores. Adicionalmente se presentan dos características de las tasas de interés las cuales pueden ser utilizadas para estimar la estructura de tasas. En particular, en este artículo se explota la relación de cointegración la cual nos permite identificar el parámetro de persistencia del segundo y tercer factor del modelo DNS. Finalmente, una aplicación macroeconómica da cuenta de la relación entre las variables financieras medidas de actividad y nivel de precios.

REFERENCIAS

- Alfaro, R. (2011). "Affine Nelson-Siegel Model." *Economics Letters* 110(1): 1–3.
- Alfaro, R. y J.S. Becerra (2011). "Uso de la Aproximación TIR/Duración en la Estructura de Tasas: Resultados Cuantitativos Bajo Nelson-Siegel." Documento de Trabajo N°616, Banco Central de Chile.
- Alfaro, R. y A. Sagner (2011). "Stress Testing for Banking Sector: A Technical Note." Documento de Trabajo N°610, Banco Central de Chile.
- Balduzzi, P., S. Das y S. Foresi (1998). "The Central Tendency: A Second Factor in Bond Yields." *Review in Economics and Statistics* 80: 62–72.
- Campbell, J.Y., A.W. Lo y A.C. MacKinlay (1997). *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.
- Chan, K., G. Karolyi, F. Longstaff y A. Sanders (1992). "An Empirical Comparison of Alternative Models of the Short-Term Interest Rate." *Journal of Finance* 47(3): 1209–27.
- Christensen, J.H.E., F.X. Diebold y G.D. Rudebusch (2009). "The Affine Arbitrage-Free Class of Nelson-Siegel Term Structure Models." Documento de Trabajo N°07-029, Departamento de Economía, Universidad de Pennsylvania.
- Coroneo, L., K. Nyholm y R. Vidova-Koleva (2008). "How Arbitrage-Free is the Nelson-Siegel Model?" Documento de Trabajo N°874, Banco Central Europeo.
- Cortázar, G., E. Schwartz y L. Naranjo (2007). "Term Structure Estimation in Markets with Infrequent Trading." *International Journal of Finance and Economics* 12(4): 353–69.
- Cox, J., J. Ingersoll y S. Ross (1985). "A Theory of the Term Structure of Interest Rate." *Econometrica* 53: 385–407.
- Davidson, R. y J. Mackinnon (1993). "Estimation and Inference in Econometrics." Oxford University Press.
- Diebold, F.X. y C. Li (2006). "Forecasting the Term Structure of Government Bond Yield." *Journal of Econometrics* 130: 337–64.
- Diebold, F.X., G.D. Rudebusch y S.B. Aruoba (2006). "The Macroeconomy and the Yield Curve: A Dynamic Latent Factor Approach." *Journal of Econometrics* 131: 309–38.
- Duffee, G.R. (2002) "Term Premia and Interest Rate Forecast in Affine Models." *Journal of Finance* 57(1): 405–43.
- Estrella, A. y G. Hardouvelis (1991). "The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity." *Journal of Finance* 46(2): 555–76.
- Fernández, V. (1999). "Estructura de Tasas de Interés en Chile: La Vía No Paramétrica." *Cuadernos de Economía* 36(109): 1005–34.
- Hall, A.D., H.M. Anderson y C. Granger (1992). "A Cointegration Analysis of Treasury Bill Yields." *Review of Economics and Statistics* 74: 116–26.
- Herrera, L.O. e I. Magendzo (1997). "Expectativas Financieras y la Curva de Tasas *Forward* de Chile." Documento de

Trabajo N°23, Banco Central de Chile.

- Lefort, F. y E. Walker (2000). "The Structure of Real Interest Rates in Chile." *Economía Chilena* 3(2): 31–52.
- Morales, M. (2008) "The Real Yield Curve and Macroeconomic Factors in the Chilean Economy." *Applied Economics* 2008: 1–13.
- Nelson, C. y A. Siegel (1987). "Parsimonious Modeling of Yield Curve." *The Journal of Business* 60(4): 473–89.
- Ochoa, J. (2006). "An Interpretation of an Affine Term Structure Model for Chile." *Estudios de Economía* 33(2): 155–84.
- Parisi, F. (1998). "Tasa de Interés Nominal de Corto Plazo en Chile: Una Comparación Empírica de sus Modelos." *Cuadernos de Economía* 35(105): 161–82.
- Pesaran, H. y Y. Shin (1998). "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models." *Economic Letters* 58: 17–29.
- Shea, G.S. (1992). "Benchmarking the Expectations Hypothesis of the Interest-Rate Term Structure: An Analysis of Cointegration Vectors." *Journal of Business and Economic Statistics* 10: 347–66.
- Shreve, S. (2004). *Stochastic Calculus for Finance II: Continuous-Time Models*, Springer Finance.
- Söderlind, P. (2010) "Reaction of Swiss Term Premia to Monetary Policy Surprises." *Swiss Journal of Economics and Statistics* 146(1): 385–404.
- Spiegel, M. y J. Liu (1999). *Mathematical Handbook of Formulas and Tables*, segunda edición. Schaum's Outline Series: McGraw-Hill.
- Svensson, L.E.O. (1994). "Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992-1994." Documento de Trabajo N°579, Stockholm–International Economic Studies.
- Tapia, C. (2008). "Modelación de Spreads en Mercados Emergentes: Estimación Multi-Familia Usando Filtro de Kalman." Mimeo, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Vasicek, O. (1977). "An Equilibrium Characterization of the Term Structure." *Journal of Financial Economics* 5(2): 177–88.
- Wilmott, P. (2007). *Paul Wilmott Introduces Quantitative Finance*, segunda edición. NJ, EE.UU.: John Wiley & Sons Ltd.
- Zúñiga, S. (1999). "Modelos de Tasas de Interés en Chile: Una Revisión." *Cuadernos de Economía* 36(108): 875–93.
- Zúñiga, S. y K. Soria (1999). "Estimación de la Estructura Temporal de Tasas de Interés en Chile, 1994–1997." *Estudios de Administración* 6(1): 25–50.

APÉNDICE

Demostraciones

Este apéndice presenta las demostraciones de las proposiciones presentadas en el texto.

Proposición 1

Recordemos que el modelo supone que la tasa corta depende de dos factores dinámicos ($z_{1t} = \lambda_{1t} + \lambda_{2t}$), los cuales obedecen a una dinámica conjunta como sigue:

$$\Lambda_t \equiv \begin{pmatrix} \lambda_{1t} \\ \lambda_{2t} \\ \lambda_{3t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & \phi & (1-\phi) \\ 0 & 0 & \phi \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \lambda_{1t-1} \\ \lambda_{2t-1} \\ \lambda_{3t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \end{pmatrix}, \quad (\text{A.1})$$

donde los errores tienen media cero y varianzas y covarianzas finitas. Lo anterior también puede formularse de forma compacta, definiendo:

$$F = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & \phi & (1-\phi) \\ 0 & 0 & \phi \end{pmatrix}. \quad (\text{A.2})$$

De esta forma $\Lambda_t = F\Lambda_{t-1} + U_t$, donde U_t contiene el vector de errores del modelo. Para construir la curva de rendimiento, necesitamos computar $E_t(z_{1t+i})$, el cual corresponde al valor esperado de la tasa corta, la que es una combinación lineal de los factores 1 y 2. Tomando un vector fila como $b = (1 \ 1 \ 0)$, podemos escribir la tasa corta como $b\Lambda_t$. De forma análoga, tenemos que $E_t(z_{1t+i}) = E_t(b\Lambda_{t+i}) = bE_t(\Lambda_{t+i}) = bF^i\Lambda_t$, es decir, lo que necesitamos para conocer el valor esperado es obtener F^i .

Podemos derivar lo anterior de forma recursiva. Notamos que

$$F^2 = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & \phi & (1-\phi) \\ 0 & 0 & \phi \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & \phi & (1-\phi) \\ 0 & 0 & \phi \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & \phi^2 & 2\phi(1-\phi) \\ 0 & 0 & \phi^2 \end{pmatrix},$$

mientras que

$$F^3 = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & \phi^2 & 2\phi(1-\phi) \\ 0 & 0 & \phi^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & \phi & (1-\phi) \\ 0 & 0 & \phi \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & \phi^3 & 3\phi^2(1-\phi) \\ 0 & 0 & \phi^3 \end{pmatrix}.$$

Generalizando, tenemos que

$$F^i = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & \phi^i & i\phi^{i-1}(1-\phi) \\ 0 & 0 & \phi^i \end{pmatrix}. \quad (\text{A.3})$$

Con ello, tenemos que el valor esperado que nos interesa calcular corresponde a

$$\begin{aligned}
 E_t(z_{t+i}) &= bF^i \Lambda_t = (1 \ 1 \ 0) \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & \phi^i & i\phi^{i-1}(1-\phi) \\ 0 & 0 & \phi^i \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \lambda_{1t} \\ \lambda_{2t} \\ \lambda_{3t} \end{pmatrix} \\
 &= \lambda_{1t} + \phi^i \lambda_{2t} + i(1-\phi)\phi^{i-1} \lambda_{3t}
 \end{aligned} \tag{A.4}$$

Así, pese a que la tasa corta no depende directamente del tercer factor, su valor esperado sí, debido a que este corresponde a la tendencia estocástica del segundo factor. Por este motivo, se considera el tercer factor como una variable latente.

Por series, sabemos que (Spiegel y Liu, 1999):

$$\sum_{i=0}^{n-1} \phi^i = \frac{1-\phi^n}{1-\phi} \text{ y } \sum_{i=1}^{n-1} i\phi^i = \phi \left[\frac{1-n\phi^{n-1} + (n-1)\phi^n}{(1-\phi)^2} \right]. \tag{A5}$$

El último resultado es relevante para analizar el componente que acompaña al tercer factor en la predicción de la tasa corta. En particular, notamos que:

$$\sum_{i=0}^{n-1} i(1-\phi)\phi^{i-1} = \left(\frac{1-\phi}{\phi} \right) \sum_{i=1}^{n-1} i\phi^i = \frac{1-n\phi^{n-1} + (n-1)\phi^n}{1-\phi} = \left(\frac{1-\phi^n}{1-\phi} \right) - n\phi^{n-1}.$$

De este modo, aplicando la Hipótesis de Expectativas en Logaritmo, tenemos que

$$\begin{aligned}
 z_{nt} &= \frac{1}{n} \sum_{i=0}^{n-1} [\lambda_{1t} + \phi^i \lambda_{2t} + i(1-\phi)\phi^{i-1} \lambda_{3t}] \\
 &= \lambda_{1t} + \left(\frac{1}{n} \sum_{i=0}^{n-1} \phi^i \right) \lambda_{2t} + \left[\frac{1}{n} \sum_{i=0}^{n-1} i(1-\phi)\phi^{i-1} \right] \lambda_{3t} \\
 &= \lambda_{1t} + \frac{\lambda_{2t}}{n} \left(\frac{1-\phi^n}{1-\phi} \right) + \frac{\lambda_{3t}}{n} \left[\frac{1-\phi^n}{1-\phi} - n\phi^{n-1} \right]
 \end{aligned}$$

La última ecuación se obtiene de aplicar los resultados de series presentados anteriormente. Con todo, observamos que el resultado final implica que el modelo obtenido corresponde a Nelson-Siegel.

Proposición 2

Utilizando el operador de rezagos L , tenemos que los factores 2 y 3 pueden formularse como sigue:

$$\lambda_{3t} = \frac{e_{3t}}{1-\phi L} \text{ y } \lambda_{2t} = \frac{(1-\phi)\lambda_{3t-1} + e_{2t}}{1-\phi L} = \frac{(1-\phi)e_{3t-1} + (1-\phi L)e_{2t}}{(1-\phi L)^2}. \tag{A.6}$$

Considerando $F_n = \phi^n$, $G_n = (1-\phi^n)/[n(1-\phi)]$ y $H_n = G_n - F_{n-1}$, tenemos que la tasa de madurez n es $z_{nt} = \lambda_{1t} + G_n \lambda_{2t} + H_n \lambda_{3t}$. Tomando la primera diferencia, tenemos que

$$\begin{aligned} \Delta z_{nt} &= (\lambda_{1t} - \lambda_{1t-1}) + G_n (\lambda_{2t} - \lambda_{2t-1}) + H_n (\lambda_{3t} - \lambda_{3t-1}) \\ &= e_{1t} + G_n [(\phi-1)\lambda_{2t-1} + (1-\phi)\lambda_{3t-1} + e_{2t}] + H_n [(\phi-1)\lambda_{3t-1} + e_{3t}] \\ &= e_{1t} + G_n e_{2t} + H_n e_{3t} + (1-\phi)(G_n \lambda_{3t-1} - G_n \lambda_{2t-1} - H_n \lambda_{3t-1}) \\ &= e_{1t} + G_n e_{2t} + H_n e_{3t} + (1-\phi)(F_{n-1} \lambda_{3t-1} - G_n \lambda_{2t-1}) \\ &= e_{1t} + G_n e_{2t} + H_n e_{3t} + (1-\phi)X \end{aligned} \tag{A.7}$$

donde

$$\begin{aligned} X &= F_{n-1} \left[\frac{e_{3t-1}}{1-\phi L} \right] - G_n \left[\frac{(1-\phi)e_{3t-2} + (1-\phi L)e_{2t-1}}{(1-\phi L)^2} \right] \\ &= \frac{(1-\phi L)F_{n-1}e_{3t-1} - G_n(1-\phi)e_{3t-2} - G_n(1-\phi L)e_{2t-1}}{(1-\phi L)^2} \end{aligned} \tag{A.8}$$

Reemplazando (A.8) en (A.7), notamos que el lado derecho de este último puede ser factorizado bajo un mínimo común denominador $(1-\phi L)^2$, lo que implica que el numerador tendrá una estructura similar a un proceso $MA(2)$. Notamos que los signos de las autocovarianzas dependen de la madurez de la tasa.

Proposición 3

De acuerdo con lo anterior, la tasa es $z_{nt} = \lambda_{1t} + G_n \lambda_{2t} + H_n \lambda_{3t}$, con G_n y H_n definidos en la Proposición 2. Luego, para tres tasas z_a , z_b y z_c tenemos lo siguiente:

$$\begin{pmatrix} z_{at} \\ z_{bt} \\ z_{ct} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & G_a & H_a \\ 1 & G_b & H_b \\ 1 & G_c & H_c \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \lambda_{1t} \\ \lambda_{2t} \\ \lambda_{3t} \end{pmatrix} \tag{A.9}$$

De forma compacta, $Z_t = A\Lambda_t$. Entonces, para $B = A^{-1}$, tenemos $\hat{\Lambda} = BZ$, siendo

$$B = \frac{1}{D} \begin{pmatrix} G_b H_c - G_c H_b & G_c H_a - G_a H_c & G_a H_b - G_b H_a \\ H_b - H_c & H_c - H_a & H_a - H_b \\ G_c - G_b & G_a - G_c & G_b - G_a \end{pmatrix},$$

con $D = G_a(H_b - H_c) - G_b(H_a - H_c) + G_c(H_a - H_b)$. Tomando b_{ij} como el componente de la fila i y la columna j de B , se tiene que:

$$\sum_{k=1}^3 b_{1k} = D \text{ y } \sum_{k=1}^3 b_{2k} = \sum_{k=1}^3 b_{3k} = 0.$$

Así, existe el vector $\Theta = (\theta_a \theta_b \theta_c)$, tal que $z_{nt} = \theta_a z_{at} + \theta_b z_{bt} + \theta_c z_{ct}$.

Esto, porque: $z_{nt} = (1 \ G_{nt} \ H_{nt}) \hat{\Lambda} = (1 \ G_{nt} \ H_{nt}) BZ_t = \Theta Z_t$. Notamos que $\theta_a = b_{11} + b_{21}G_n + b_{31}H_n$, $\theta_b = b_{12} + b_{22}G_n + b_{32}H_n$ y $\theta_c = b_{13} + b_{23}G_n + b_{33}H_n$; por lo tanto, $\theta_a + \theta_b + \theta_c = 1$.

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.

INCERTIDUMBRE EXTERNA SOBRE LA ECONOMÍA CHILENA*

Yan Carrière-Swallow**

Carlos A. Medel V.***

I. INTRODUCCIÓN

En este trabajo se estima el impacto de *shocks* de incertidumbre externos —específicamente, un fuerte incremento de la volatilidad del mercado accionario estadounidense— sobre algunos sectores de la economía chilena. Mediante vectores autorregresivos estimados en forma reducida, se encuentra que un episodio puede causar una caída del PIB de 1.7% con respecto a su tendencia, y una reducción de la demanda interna de alrededor de 2.2%, ambas cercanas a los tres trimestres siguientes de ocurrido el *shock*. A nivel sectorial, la caída más pronunciada se observa en el sector construcción (cerca de -4.0%) al trimestre siguiente del *shock*, mientras que, por el lado de la demanda, corresponde al consumo durable (alrededor de -7.0%) y a maquinaria y equipos (-10.0%), entre el primer y el segundo trimestre después del *shock*. En línea con la literatura teórica, las estimaciones comprueban que durante las recesiones los efectos son desproporcionados en los sectores relacionados con bienes durables.

Una serie de trabajos empíricos han documentado el efecto real de un aumento repentino del nivel de incertidumbre. Los modelos teóricos que explican este hecho sugieren que el efecto debería ser distinto entre sectores. El objetivo de este trabajo es utilizar la metodología de Bloom (2009) para averiguar en qué magnitud un aumento abrupto de la incertidumbre externa afecta y se propaga a diferentes sectores productivos de la economía chilena.

Las estimaciones se realizan con vectores autorregresivos (VAR) en forma reducida para una economía abierta. Contienen, entre otras variables de control, una medida de incertidumbre externa agregada y el ciclo de las variables reales más representativas de la economía chilena tanto de oferta como de demanda. Los efectos de la incertidumbre externa se computan con la función de impulso-respuesta, considerando un *shock* de una magnitud equivalente al promedio del índice de volatilidad durante los episodios identificados.

En el trabajo de Bloom (2009) se encuentra que un aumento repentino del nivel de incertidumbre bursátil en EE.UU. genera una caída de alrededor de 1% en la producción industrial de ese país, seguida por una rápida recuperación más que compensatoria. Por otra parte, en Carrière-Swallow y Céspedes (2011) se amplían

* Se agradecen las opiniones y comentarios de Álvaro Aguirre, Sebastián Claro, Javier García-Cicco, Luis Óscar Herrera, Ernesto Pastén, de los participantes del Seminario Interno de Investigación y Políticas, Encuentro Anual SECHI 2011, y del XXIX Encuentro de Economistas del Banco Central de Reserva del Perú. Las ideas y opiniones presentadas en este trabajo no necesariamente representan la visión del Banco Central de Chile o de sus autoridades. Los errores u omisiones son responsabilidad exclusiva de los autores.

** Gerencia General, Banco Central de Chile. E-mail: ycarriere@bcentral.cl

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

los resultados de Bloom (2009) y Gourio et al. (2011) a una muestra de países emergentes y desarrollados. Comparan la respuesta a un *shock* de incertidumbre externa entre dos tipos de países, encontrando que: (i) en países emergentes la caída de la inversión puede llegar a ser cuatro veces más pronunciada que en países desarrollados, y alrededor de diez veces más en el caso del consumo privado, y (ii) la recuperación de las economías emergentes es más tardía y menos que compensatoria respecto de países desarrollados.

De acuerdo con Dixit (1992), el rendimiento esperado de las inversiones depende de, entre otros factores, la posibilidad de posponer la inversión hacia el futuro a la espera de mayores beneficios. Así, la existencia de incertidumbre, sumada a un componente de irreversibilidad en la decisión, bastará para explicar un patrón de caída repentina en la producción y una recuperación una vez que esta se disipe con la revelación de nueva información, configurando una actitud por parte de los inversionistas de “esperar a ver”. Algunos determinantes de esta región de inacción son el grado de concentración del mercado, el horizonte de la actividad, y la dependencia del financiamiento externo. La incertidumbre incrementa el valor de la espera, reduciendo la flexibilidad de la inversión frente a un *shock* de demanda, un hecho que ha sido confirmado empíricamente en una muestra de firmas británicas por Bloom et al. (2007). Lo anterior sugiere un espacio acotado para la efectividad de políticas contracíclicas, porque las firmas de manera voluntaria asignan un alto valor a esperar antes de realizar la inversión.¹

A pesar de la dificultad para la identificación de los *shocks*, es posible observar realizaciones de la incertidumbre como repentinos cambios en el nivel de riesgo, siendo indistinguible su origen. En este trabajo se entiende por *shock* de incertidumbre externo un fuerte incremento de la volatilidad —esto es, el segundo momento variante a través del tiempo— del mercado accionario estadounidense hacia la economía mundial, tal como señala Bloom (2009). El efecto financiero se propaga rápidamente, como es posible visualizar en las repentinas alzas de los diferenciales de tasas de activos seguros y los bruscos cambios de dirección de flujos de capitales hacia mercados menos riesgosos (Caballero y Kurlat, 2008). Este trabajo evalúa el efecto de *shocks* de incertidumbre externos sobre los sectores de la economía chilena.

II. DATOS

1. *Shocks* de Incertidumbre Externa

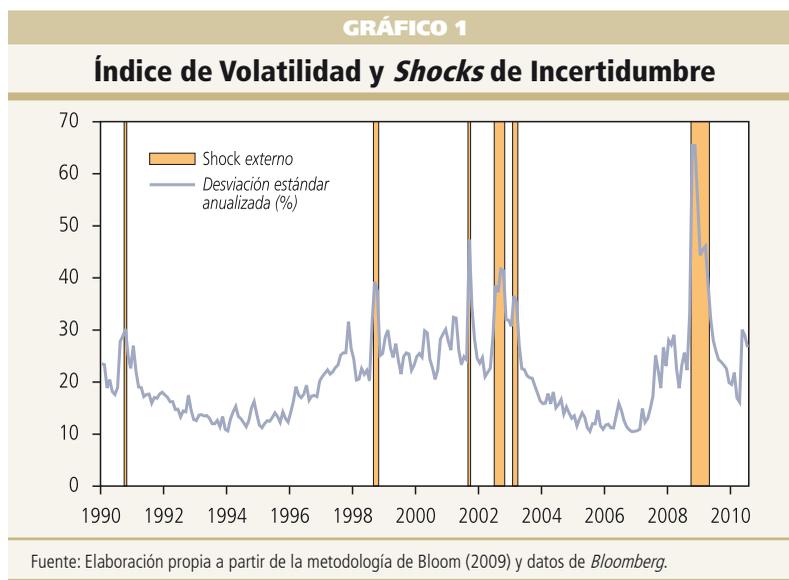
Un *shock* de incertidumbre externa se define como un período de alta volatilidad en los retornos diarios de las opciones sobre acciones del mercado estadounidense. El índice de volatilidad corresponde a una desviación estándar reescalada de los retornos diarios de las opciones a 30 días sobre el índice *S&P-500* transados dentro de una ventana móvil de un mes, definido como x_t . La serie se reconstruye a partir del algoritmo presentado en Bloom (2009), actualizada al presente y exhibida en el gráfico 1.²

Cada evento es ponderado de acuerdo a la magnitud del *shock*. Cuando la volatilidad se mantiene alta por más de un trimestre, como fue el caso del escándalo contable de Worldcom/Enron ocurrido el 2002 y la reciente crisis financiera de 2008-2009, la variable vol_t^* toma un valor positivo hasta que cae por debajo del umbral. Así, formalmente se define un *shock* de incertidumbre global como la siguiente función:

$$vol_t^* = \begin{cases} 0 & \text{si } x_t < \tau_{x_t} + 1.65\sigma_{x_t}, \\ x_t & \text{si } x_t \geq \tau_{x_t} + 1.65\sigma_{x_t}, \end{cases}$$

1. En Bernanke (1983) se desarrolla con mayor detalle el mecanismo por el cual un inversionista preferiría esperar para invertir en proyectos rentables. En Bloom et al., (2010) se extiende el resultado inicial de Bloom (2009) a un contexto de equilibrio general, encontrando que los costos de ajuste no convexos dilatan las decisiones de inversión y contratación de las firmas.

2. Se utiliza una medida exógena y común para la economía agregada, ya que la utilización de indicadores sectoriales genera una mayor correlación entre las variables que componen el VAR y la estimación puede resultar sesgada. No se controla por el efecto en el mercado accionario interno para estimar el efecto de primera vuelta del *shock* de incertidumbre, aunque al hacerlo, el efecto se mantiene.



donde τ_{x_t} corresponde a la tendencia de la serie x_t obtenida con el filtro Hodrick-Prescott. Esta definición genera distintas versiones de la serie a medida se agregan nuevos episodios de alta volatilidad a la muestra.

Se encuentran seis episodios de alta volatilidad dentro de la muestra disponible (desde enero de 1990 hasta diciembre del 2010, 252 datos mensuales), que se asocian a importantes hitos geopolíticos con repercusiones financieras consideradas exógenas para la economía chilena.³

2. Datos Macroeconómicos Chilenos

Los datos de actividad sectorial y demanda agregada corresponden a las Cuentas Nacionales Trimestrales elaboradas por el Banco Central de Chile. La muestra de las series, denominadas en millones de pesos del 2003, abarca desde 1990.I hasta 2010.IV (84 datos trimestrales). Las series son desestacionalizadas utilizando la metodología X12-ARIMA desarrollada por el *US Census Bureau*, y posteriormente se les extrae su tendencia obtenida mediante el filtro Hodrick-Prescott. El análisis se realiza con la primera versión de las Cuentas Nacionales hasta 2010.IV. El conjunto de todas estas variables consideradas se denomina Y_t .

Para el análisis, solo se consideran los componentes de la demanda y sectores productivos donde es más probable que se propague un *shock* de incertidumbre. Además de variables desagregadas, se consideran distintos bloques agregados. Por ejemplo, la variable PIB Recursos naturales agrupa los sectores electricidad, gas y agua (EGA), pesquero y minero, a los cuales se les puede identificar un ciclo determinado por factores productivos idiosincrásicos más que dependientes del ciclo económico. De manera distinta, se espera que los sectores comercio e industria sean más sensibles a las condiciones crediticias y económicas tanto locales como foráneas. Así, por el lado de la oferta, aparte de los desagregados se analizan este tipo de agregados (PIB Recursos naturales y PIB Resto), también para validar la identificación y la respuesta al *shock* de incertidumbre. En el cuadro 1, dentro de un contexto general de cuentas nacionales, se presentan los sectores incluidos en el análisis, y en el cuadro 2, sus estadísticos descriptivos típicos y su participación en el PIB del año 2009.

3. Dichos hitos corresponden a: la Guerra del Golfo Pérsico en 1990-91, la Crisis Rusa en 1998, el escándalo contable de Enron el 2001, los atentados del 11 de septiembre del 2001 en EE.UU., la Segunda Guerra del Golfo en marzo del 2003, y la crisis financiera iniciada con la quiebra de Lehman Brothers en septiembre del 2008 (gráfico 1).

CUADRO 1

Sector es de Oferta y Componentes de la Demanda

Demanda	Oferta
(1) Demanda interna*	(1) PIB Recursos naturales*
(1.1) Consumo privado*	(1.1) EGA
(1.1.1) Consumo habitual*	(1.2) Pesca*
(1.1.2) Consumo durable*	(1.3) Minería*
(1.2) Inversión*	(2) PIB Resto*
(1.2.1) Maquinaria y equipos*	(2.1) Comercio*
(1.2.2) Construcción y obras*	(2.2) Industria*
(1.2.3) Variación de existencias	(2.3) Construcción*
(1.3) Gasto de Gobierno	(2.4) Otros
(2) Demanda externa	(3) Otros

Fuente: Elaboración propia.
* Indica que la variable es incluida en el análisis.

CUADRO 2

Estadísticos Típicos de las Variables Consideradas
(componente cíclico de las series desestacionalizadas, 1990-2010, 84 datos)

	Media	Max.	Min.	Desv. est.	Asimetría	Curtosis	Participación
Demanda interna	0.00	0.09	-0.09	0.03	0.00	2.66	106.0
Consumo privado	0.00	0.05	-0.04	0.02	0.17	2.70	69.9
Consumo habitual	0.00	0.03	-0.03	0.01	0.05	2.61	62.6
Consumo durable	-0.01	0.27	-0.27	0.11	0.02	2.61	7.2
Inversión	-0.01	0.17	-0.13	0.07	0.29	2.65	25.1
Maquinaria y equipos	-0.01	0.25	-0.26	0.11	0.13	2.52	11.6
Construcción y obras	0.00	0.15	-0.13	0.05	0.32	3.12	13.4
PIB	0.00	0.04	-0.04	0.02	-0.17	2.58	100.0
PIB Recursos naturales	0.00	0.05	-0.08	0.02	-0.48	2.72	9.9
Minería	0.00	0.08	-0.08	0.03	-0.05	3.13	6.6
PIB Resto	0.00	0.04	-0.04	0.02	-0.04	2.41	84.3
Industria	0.00	0.06	-0.09	0.03	-0.45	3.03	15.1
Comercio	0.00	0.06	-0.07	0.03	0.03	2.09	10.4
Construcción	0.00	0.13	-0.10	0.04	0.37	3.20	6.9

Fuente: Elaboración propia.

III. ESPECIFICACIÓN EMPÍRICA

Se utiliza una especificación estándar de un VAR de forma reducida que incorpora *shocks* exógenos, precios y variables reales. El conjunto completo de las variables que constituyen el VAR son: el componente cíclico del índice S&P-500, \tilde{sp}_t^* , el indicador ponderado de *shocks* de incertidumbre, vol_t^* , el componente cíclico de la inflación del índice de precios al consumidor, $\tilde{\pi}_t$, y, finalmente, el componente cíclico de las variables reales

contenidas en el conjunto $\mathbf{Y}_t, \tilde{\mathbf{Y}}_t$. Se utilizan dos rezagos de cada variable en las estimaciones. La frecuencia de los datos es trimestral.⁴

La forma reducida del VAR puede formularse como:

$$\begin{bmatrix} \tilde{sp}_t^* \\ vol_t^* \\ \tilde{\pi}_t \\ \tilde{Y}_t^i \\ \tilde{sp}_{t-1}^* \\ vol_{t-1}^* \\ \tilde{\pi}_{t-1} \\ \tilde{Y}_{t-1}^i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \rho_1 & \rho_3 & 0 & 0 & \rho_2 & \rho_4 & 0 & 0 \\ 0 & \delta_1 & 0 & 0 & 0 & \delta_2 & 0 & 0 \\ \beta_1 & \beta_3 & \beta_5 & \beta_7 & \beta_2 & \beta_4 & \beta_6 & \beta_8 \\ \gamma_1 & \gamma_3 & \gamma_5 & \gamma_7 & \gamma_2 & \gamma_4 & \gamma_6 & \gamma_8 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \tilde{sp}_{t-1}^* \\ vol_{t-1}^* \\ \tilde{\pi}_{t-1} \\ \tilde{Y}_{t-1}^i \\ \tilde{sp}_{t-2}^* \\ vol_{t-2}^* \\ \tilde{\pi}_{t-2} \\ \tilde{Y}_{t-2}^i \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{sp^*} \\ \varepsilon_t^{vol^*} \\ \varepsilon_t^\pi \\ \varepsilon_t^y \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

donde \tilde{Y}_t^i es el ciclo obtenido con el filtro Hodrick-Prescott de la variable i , con $i = \{di, cp, ch, \dots, cons\}$.

La inclusión del índice accionario \tilde{sp}_t^* en el VAR se realiza para controlar por cambios en el primer momento de los retornos, por lo que el *shock* $\varepsilon_t^{vol^*}$ se interpreta únicamente como de segundo momento. Las variables \tilde{sp}_t^* y vol_t^* son exógenas para la economía chilena. En otras palabras, se suponen independientes del resto de las variables del VAR, por lo que se cumple la idea principal de la identificación del *shock* de incertidumbre.

El modelo VAR presentado es estimado por el método de máxima verosimilitud para cada variable de la matriz $\tilde{\mathbf{Y}}_t$. Luego, se computa la matriz de impulso-respuesta Φ_i y su contraparte ortogonalizada Θ_i utilizando una descomposición de Cholesky de la matriz $\hat{\Sigma}$, la cual contiene una estimación de las covarianzas de las innovaciones de las variables del VAR. Bajo la notación de Lütkepohl (2006), la función de impulso-respuesta ortogonalizada corresponde a:

$$\Theta_i = \Phi_i \cdot \mathbf{P},$$

donde $\hat{\Sigma} = \mathbf{PP}'$. El ordenamiento de las variables es el presentado anteriormente. La magnitud del *shock* $\varepsilon_t^{vol^*}$ es igual a la media de x_t obtenida con todos los episodios de la muestra. Las respuestas se normalizan a puntos porcentuales para que su interpretación sea la respuesta a una desviación de la variable respecto de su tendencia (en puntos porcentuales) seguida de un *shock* de volatilidad, cuya magnitud equivale al promedio del índice de volatilidad registrado en los seis episodios identificados.

IV. RESULTADOS

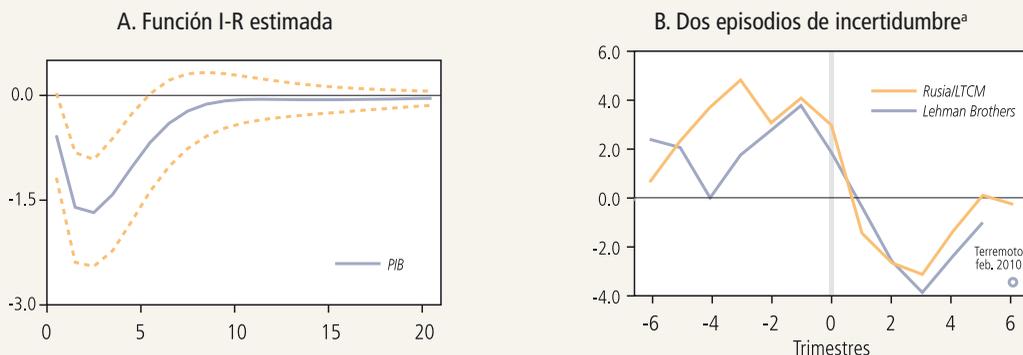
En el panel A del gráfico 2 se presenta la función impulso-respuesta del PIB, incluyendo una banda de confianza de una desviación estándar, en la que se observa que la mayor caída (1.6%) ocurre alrededor de dos trimestres después del *shock*. Para efectos de comparación, en el panel B del mismo gráfico, se ejemplifica la sincronía del impacto de los *shocks* de incertidumbre con dos episodios distanciados diez años en el tiempo

4. La trimestralización de las variables \tilde{sp}_t^* y vol_t^* se realiza considerando el promedio de los tres meses que conforman el trimestre.

(septiembre de 1998 y septiembre del 2008). En el caso de la reciente crisis financiera varios observadores fijan como fecha de inicio el 15 de septiembre del año 2008, cuando el banco de inversión Lehman Brothers se declaró en quiebra. Efectivamente, el mayor impacto en el PIB chileno se apreció tres trimestres más tarde (2009.II), cuando se registró una brecha del producto de -3.9%.

GRÁFICO 2

Funciones de Impulso-Respuesta y Episodios del PIB (desviación porcentual con respecto a la tendencia)



Fuente: Elaboración propia.

a. Se excluye el dato de 2010.I para aislar los efectos del terremoto del 27 de febrero.

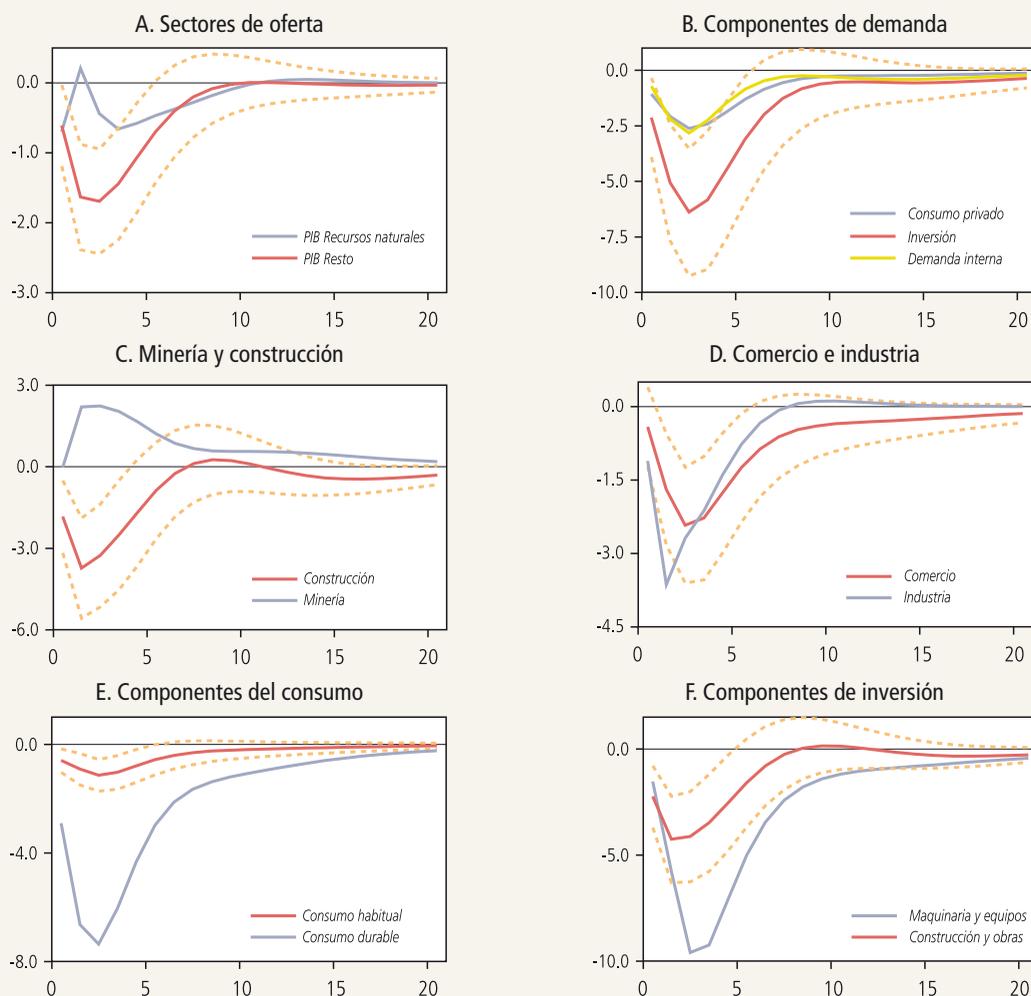
Al avanzar un nivel en términos de desagregación del PIB, en el gráfico 3 se presentan las funciones de impulso-respuesta por el lado de la oferta y por el lado de la demanda, resaltando las primeras diferencias intersectoriales. En el panel A se observa que la caída de la actividad ocurre en PIB Resto, definido como el complemento de los sectores de recursos naturales y otros. En el caso del PIB Recursos naturales, se observa un incipiente aumento de alrededor de 0.3% al segundo trimestre de ocurrido el *shock* mientras que, en contraste, el PIB Resto cae casi 2% entre el segundo y el tercer trimestre después del *shock*. Dicha caída, sumada a la insípida reacción del sector recursos naturales, replica y valida el patrón encontrado para el PIB.

En el panel B se observa una importante caída de alrededor de 6.5% en la inversión agregada y una respuesta del consumo privado similar a la de la demanda interna. De acuerdo con el argumento presentado por Dixit (1992), cabe esperar que la inversión sea el componente de mayor caída frente a *shocks* de incertidumbre, debido a que las firmas voluntariamente retrasan sus decisiones de inversión cuando aumenta el nivel de incertidumbre, aunque parte del efecto también puede deberse al cuidado de la banca antes de otorgar nuevos préstamos a firmas que se visualizan como riesgosas. La consecuencia de ambos efectos se fusiona en un fuerte impacto en la inversión agregada.

Para ahondar en los resultados de los paneles A y B, en los paneles C y D se presentan las funciones de impulso-respuesta un nivel adelante en la desagregación, llegando a nivel sectorial. El panel C indica que en el caso de la minería se observa un efecto positivo, aunque bajo. Despierta mayor interés el sector construcción, estrechamente ligado a la inversión por el lado de la demanda agregada, presentando una caída de alrededor de 4% al trimestre siguiente de producido el *shock*, en línea con el componente de inversión de la demanda. Asimismo, los sectores de comercio e industria presentan caídas de 2.5% y 3.7%, respectivamente, entre el primer y el tercer trimestre del *shock*. Estos sectores, en sintonía con el consumo durable, se espera sean los más sensibles a las variaciones crediticias tanto locales como extranjeras.

GRÁFICO 3

Funciones de Impulso-Respuesta (desviación porcentual con respecto a la tendencia)



Fuente: Elaboración propia.

Finalmente, en los paneles E y F se presenta la respuesta de los componentes de la demanda. Como se muestra en el panel E, el consumo durable sufre una caída cercana al 7%. Como explica Bernanke (1983), la decisión de consumo durable por parte del hogar es la contrapartida de la decisión de inversión por parte de la firma, porque ambos dependen principalmente de un pronóstico de eventos futuros. El consumo habitual presenta un comportamiento coherente con la hipótesis de suavizamiento del consumo, caracterizado por una baja respuesta frente a un *shock* debido al traspaso de los efectos adversos hacia la inversión. Del panel F se destaca la asimetría en la respuesta de dos componentes de la inversión: maquinaria y equipos, y construcción y obras. Con este patrón, dado que ambas variables reflejan las decisiones de inversión frente a altos niveles de incertidumbre, es posible constatar que la transferibilidad de la decisión en el tiempo es mayor para construcción y obras que para maquinaria y equipos, provocando un mayor período de reposición de la inversión.

V. CONCLUSIONES

El objetivo de este trabajo es identificar los sectores de oferta y componentes de la demanda chilena con mayor exposición a *shocks* de incertidumbre externa. Se estima el efecto sobre cada variable considerada, utilizando funciones de impulso-respuesta ortogonalizadas y siguiendo la metodología de Bloom (2009) aplicada a un VAR sectorial para Chile. De acuerdo a la literatura relacionada, los resultados son coherentes tanto en términos teóricos como empíricos. Teóricamente, la incertidumbre tendría un impacto sobre la inversión agregada, debido a la espera voluntaria por parte de las firmas para la realización de inversiones con un componente irreversible al momento de observar una reducción en la volatilidad de los retornos esperados. Este efecto desencadena importantes efectos reales caracterizados por una repentina caída seguida de una rápida recuperación una vez que se reduce la incertidumbre.

De acuerdo a las estimaciones y utilizando la medida de incertidumbre externa propuesta por Bloom (2009), se concluye que la caída del PIB de Chile puede alcanzar 1.7% respecto de su tendencia, y la caída de la demanda interna, alrededor de 2.2%, ambas cercanas a los tres trimestres siguientes de ocurrido el *shock*. A nivel sectorial, las bajas más pronunciadas se observan en los sectores construcción (-4.0%) e industria (-3.5%) al trimestre siguiente de ocurrido el *shock*, mientras que, por el lado de la demanda el consumo durable (-7.0%) e inversión en maquinaria y equipos (-10.0%) presentan las mayores caídas. Estos resultados son importantes al explicitar los sectores de la economía chilena que son más propensos a la incertidumbre externa.

REFERENCIAS

- Bernanke, B. (1983). "Irreversibility, Uncertainty, and Cyclical Investment." *Quarterly Journal of Economics* 97(1): 85–106.
- Bloom, N. (2009). "The Impact of Uncertainty Shocks." *Econometrica* 77(3): 623–85.
- Bloom, N., S. Bond y J. Van Reenen (2007). "Uncertainty and Investment Dynamics." *Review of Economic Studies* 74: 391–415.
- Bloom, N., M. Floetotto y N. Jaimovich (2010). "Really Uncertain Business Cycles." Mimeo, Stanford University, EE.UU.
- Caballero, R. y P. Kurlat (2008). "Flight to Quality and Bailouts: Policy Remarks and a Literature Review." Working Paper 08-21, Department of Economics, Massachusetts Institute of Technology, EE.UU.
- Carrière-Swallow, Y. y L.F. Céspedes (2011). "The Impact of Uncertainty Shocks in Emerging Economies." Documento de Trabajo N°646, Banco Central de Chile.
- Dixit, A. (1992). "Investment and Hysteresis." *Journal of Economic Perspectives* 6(1): 107–32.
- Gourio, F., M. Siemer y A. Verdelhan (2011). "International Risk Cycles." *Journal of International Economics*, por aparecer.
- Lütkepohl, H. (2006). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlín, Alemania: Springer.

UNA EVALUACIÓN DE LOS MODELOS DE PROYECCIÓN DEL PRECIO DEL COBRE: ¿PODEMOS IR MÁS ALLÁ DE LA AUTORREGRESIÓN?*

Eduardo López E.**
Ercio Muñoz S.***
Víctor Riquelme P.****

I. INTRODUCCIÓN

La proyección del precio del cobre tiene una importancia fundamental en la definición del escenario externo que enfrenta la economía chilena. En consecuencia, los ejercicios de evaluación de diferentes metodologías de proyección son cruciales para obtener el mejor precio proyectado posible para el cobre dentro del horizonte de política del Banco Central. Asimismo, este ejercicio permite establecer las ventajas de cada una de las metodologías, su capacidad de predicción relativa y, en definitiva, balancearlas para que puedan ser utilizadas como referente metodológico predictivo.

Engel y Valdés (2001) comparan la capacidad predictiva de mediano plazo (uno a cinco años) de una variada gama de modelos de series de tiempo para el precio del cobre, basados en el criterio del error cuadrático medio de predicciones fuera de muestra. Los autores presentan evidencia que sugiere que los modelos de series de tiempo entregan mejores predicciones de mediano plazo que los modelos econométricos, y concluyen que los dos modelos con mejor capacidad predictiva son el proceso autorregresivo de primer orden y el camino aleatorio.

Tomando como punto de partida estos resultados, el propósito de esta nota es expandir el análisis de Engel y Valdés para incluir modelos de proyección de forma reducida, los cuales incorporan en su estructura información de otras variables explicativas, además de la historia del precio del cobre. Para ello, se consideran criterios de precisión y eficiencia de los modelos utilizados. La evidencia obtenida es útil, pues nos permite evaluar el horizonte relativo de proyección en que cada metodología reporta su mejor desempeño.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En la sección II se presentan los modelos y proyecciones a evaluar. En este contexto, se consideran en la evaluación, en primer lugar, metodologías de proyección basadas en modelos de series de tiempo univariados¹ (uso exclusivo del precio real del cobre); en segundo lugar, los modelos mixtos de De Gregorio et al. (2005), López et al. (2009), y López y Riquelme (2010); y, en tercer lugar, y en contraposición con las metodologías basadas en modelos econométricos, se considera el uso de la información que proveen los contratos de futuros de cobre. En la sección III, se describen los datos usados para los distintos modelos, se establecen los criterios de evaluación y se analizan los resultados obtenidos. Finalmente, en la sección IV se presentan las principales conclusiones.

* Agradecemos los comentarios y sugerencias de Pablo Pincheira, Sergio Lehmann, y Alfredo Pistelli a versiones preliminares de este trabajo. Cualquier error remanente es de exclusiva responsabilidad de los autores.

** Gerencia de Análisis Internacional, Banco Central de Chile. E-mail: elopez@bcentral.cl

*** Gerencia de Análisis Internacional, Banco Central de Chile. E-mail: emunoz@bcentral.cl

**** A la fecha de la redacción de este documento, Gerencia de Análisis Internacional, Banco Central de Chile. E-mail: vriquelme@bcentral.cl

1. La literatura predictiva en diversos campos de la economía ha hecho uso intensivo de los modelos univariados a la hora de evaluar predictibilidad. En esta línea, por citar un par de ejemplos, Meese y Rogoff (1983) encuentran que para proyectar el tipo de cambio del dólar sobre la libra, yen, marco y ponderado por socios comerciales en horizontes de 1 y 20 meses, un modelo random walk predice de forma similar a los modelos estructurales. Por otra parte, Pincheira (2010), al realizar una evaluación en tiempo real de las proyecciones de crecimiento del producto efectuadas por el Banco Central de Chile encuentra que para el horizonte de un período adelante el modelo random walk supera las proyecciones del BCCh en algunas ventanas, aunque no encuentra un solo modelo de series de tiempo que lo haga mejor en todos los ejercicios.

II. MODELOS PARA EL PRECIO DEL COBRE

En esta sección describimos los modelos que serán evaluados. Con ese fin, hemos definido una taxonomía que se sustenta, en un primer nivel, en proyecciones basadas en el uso de modelos econométricos *vis-à-vis* proyecciones de carácter no econométrico. En un segundo nivel, y principalmente en el caso de los modelos econométricos, distinguimos según la incorporación de información superior a la que brinda la propia dinámica del precio.

Una primera familia de modelos considerada en nuestro análisis es aquella cuyas proyecciones se derivan de la información proveniente exclusivamente de las propiedades estadísticas del comportamiento de la serie del precio real del cobre. Para estos efectos, y de acuerdo con Engel y Valdés (2001) consideramos distintas especificaciones de procesos autorregresivos de orden p ($AR(p)$) con y sin tendencia, de entre los cuales se escogerá el mejor como *benchmark*, en base a los criterios de precisión que expondremos adelante (ver subsección III.2).

Una segunda familia de modelos considerada en este análisis es la generada a partir de ecuaciones reducidas para el precio del cobre que incorporan una especificación dinámica compleja, como la inclusión de los fundamentos de largo plazo, así como de variables que explican los movimientos de corto plazo. Un primer modelo de este tipo es el expuesto en De Gregorio et al. (2005) (en adelante, DGJ), en donde se estima un modelo en niveles y primeras diferencias en los términos de Pesaran y Shin (1999), para el retorno del precio real en función del rezago del precio real (p), el valor del dólar multilateral (e), y la razón de producción industrial (y) a inventarios en bolsa (inv), y rezagos del retorno del precio:

$$DGJ: \Delta p_t = a_0 + a_1 \times \frac{y_{t-1}}{inv_{t-1}} + a_2 \times e_{t-1} + a_3 \times p_{t-1} + a_4 \times \Delta p_{t-1}$$

Un segundo modelo es el documentado en López et al. (2009), (en adelante, LMR) que plantea un modelo estilizado, estimado mediante un enfoque de corrección de errores para el precio real del cobre. El modelo controla por la evolución de los inventarios en bolsa como porcentaje de la demanda global ($rinv$), el valor real del dólar multilateral (e), el retorno sobre un portafolio de inversiones alternativas (R), el apetito por riesgo (AR), la proyección del desbalance esperado para el año siguiente (1) entre el consumo y la producción globales, ($E_t(C_1^w - S_1^w)$), y el precio de otros metales (P^{MET})

$$LMR: \Delta p_t = \delta_1 \Delta R_{t-1} + \phi_0 \Delta AR_t + \varphi_0 \Delta P_{t-1}^{MET} \\ + \alpha_0 (p_{t-1} - \lambda_0 - \lambda_2 \cdot rinv_{t-1} - \lambda_3 \cdot e_{t-1} - \lambda_4 \cdot E_t(C_1^w - S_1^w)) + \omega_t$$

Además de estos modelos, se considera el presentado en López y Riquelme (2010) (en adelante, LR), el cual se basa en la metodología de estimación expuesta en Pesaran et al. (2001), y cuyos determinantes son la razón de inventarios en bolsa a demanda ($rinv$), los costos de producción (x), el valor real del dólar multilateral (e), la producción industrial de los principales consumidores (y), las tasas de interés de los bonos del Tesoro (r), y el índice de aversión al riesgo (AR).

$$LR: \Delta p_t = \beta_0 + \beta_1 (p_{t-1} - \alpha_2 y_{t-1} - \alpha_3 e_{t-1} - \alpha_4 x_{t-1} - \alpha_5 r_{t-1} - \alpha_6 rinv_{t-1}) \\ + \theta_1 \Delta e_t + \theta_2 \Delta y_t + \theta_3 \Delta x_t + \theta_4 \Delta r_t + \theta_5 \Delta AR_t + \nu_t$$

Finalmente, consideramos en nuestra evaluación la información contenida en los precios de los contratos futuros de cobre, de modo de considerar el precio futuro como indicador de las expectativas del mercado para diferentes horizontes de tiempo.

III. METODOLOGÍA DE EVALUACIÓN

1. Los Datos

Algunas fuentes de diferenciación entre los modelos considerados en el análisis son el período muestral utilizado y la medición de algunas variables comunes (por ejemplo, la producción industrial, los ratios de inventarios y la medición del índice del dólar). Así, con el fin de hacer competir los modelos bajo las mismas condiciones, se optó por evaluar todos los modelos con una base de datos común para todos. En las estimaciones se utilizaron datos trimestrales que cubren desde el primer trimestre del 2000 al cuarto del 2010.²

La serie nominal de precios de cobre se obtuvo a partir de información de la Bolsa de Metales de Londres. Se ha utilizado como deflactor el índice de precios al productor (IPP) de Estados Unidos. Para la ventana de proyección relevante de análisis, esto es, desde el tercer trimestre del 2006 y hasta el cuarto trimestre del 2010, la serie presenta una media de US\$307/lb, destacando su alta desviación estándar (US\$66/lb), 38 centavos mayor si se compara con el período 1986.I-2005.IV, por ejemplo (cuando la desviación estándar fue de US\$28/lb).³

La variable utilizada para capturar el efecto del dólar real multilateral es un indicador de tipo de cambio real de EE.UU. versus las principales monedas del mundo. El indicador de demanda global es medido como el promedio ponderado del índice de producción industrial desestacionalizado de los cinco bloques principales⁴ en el consumo global de cobre, y donde los ponderadores se calculan en base a la información de la demanda anual de los principales consumidores para los años respectivos. La serie de inventarios corresponde a la suma desestacionalizada de los inventarios en las bolsas de Nueva York (COMEX), Shanghai (SHX), y Londres (BML). Los costos de producción corresponden a una extrapolación de datos anuales provistos por Cochilco.

Para captar el efecto de los factores financieros, tal como lo incluyen LMR y LR, se considera un indicador de rendimiento de activos alternativos (r_f) que se construyó considerando un portafolio balanceado compuesto de índices bursátiles de bolsas desarrolladas (S&P500), bolsas emergentes (MSCI), bonos de renta fija globales de países desarrollados (GBI) y de economías emergentes (EMBIG). Otra variable de carácter financiero, relevante para el precio de las materias primas, es la percepción de riesgo por parte de los inversionistas (AR). Su inclusión se justifica en que comúnmente se postula que los movimientos de corto plazo del precio guardan relación con el carácter de activo financiero del cobre. Para aproximar esta variable se utilizó el índice VIX, que mide la volatilidad esperada sobre el índice accionario S&P y, desde este punto de vista, es una *proxy* del grado de aversión al riesgo prevaleciente en el mercado; se espera que dicha variable afecte negativamente al precio de la materia prima.

Para la aproximación del término prospectivo (*forward-looking*) que incluyen LMR y LR se consideró, respectivamente, la proyección para el consumo y la producción global, y sus revisiones intraanuales reportadas por Cochilco y CRU; en tanto que para LR, se consideraron las proyecciones de precios para el promedio del año siguiente reportadas por CRU.

2. Evaluación

La capacidad predictiva de los distintos modelos se evalúa considerando los criterios de precisión y eficiencia de las proyecciones. Con respecto a la precisión, se usan medidas de la raíz del error de proyección cuadrático medio (REPCM) y de la media del error absoluto de proyección (MEAP). En cuanto a la eficiencia, se utilizan las medidas de Sesgo y Autocorrelación de los errores.

2. Esta elección se debe a que solamente existe disponibilidad de datos para algunas series desde este período hacia adelante. En el caso de los modelos de series de tiempo, no obstante se usan datos desde 1986t1, lo cual puede constituir una condición más favorable para estos modelos, en la medida que se ha considerado una historia más larga para el precio del cobre y el precio del petróleo.

3. En el Apéndice B se discute las implicancias de esta muestra con respecto a su tamaño y comportamiento.

4. Estos bloques son: Eurozona, Estados Unidos, China, Japón y Asia Emergente excluyendo China.

Nuestro ejercicio de capacidad predictiva es realizado fuera de la muestra. Ello se justifica por las críticas habituales que recibe la evaluación “dentro de muestra” principalmente asociadas al sobreajuste inducido por una búsqueda de significancia estadística sobre una misma muestra, comúnmente llamado “*data mining-induced overfitting*” (ver Abarca et al. 2007). No obstante, debemos precisar que éstos ejercicios son “pseudo” fuera de la muestra,⁵ debido a que son realizados con datos revisados y con algunas variables explicativas desestacionalizadas, usando la serie completa, incluido los valores que corresponden a la ventana de proyección, lo que genera condiciones de certidumbre que hacen diferir el ejercicio de un experimento en tiempo real (Pincheira y Calani, 2010).

Los resultados de la evaluación de capacidad predictiva para los diferentes modelos de obtienen de proyecciones hacia delante a diferentes horizontes (uno, cuatro y ocho trimestres), considerando 18 trimestres que van desde el tercero del año 2006 hasta el cuarto del 2010.⁶

Precisión

La evaluación se realiza mediante el cálculo de la raíz del error de proyección cuadrático medio,⁷ que se define como:

$$REPCM = \sqrt{\sum_{i=1}^n \frac{\left(\frac{p_i - \hat{p}_i}{p_i} * 100 \right)^2}{n}}$$

donde p corresponde al precio efectivo a un horizonte dado, y \hat{p}_i es el valor proyectado al mismo horizonte. Para ello, se divide la muestra de T observaciones en dos partes: una es la ventana de estimación correspondiente a $T - n$, y la otra es la ventana de proyección de tamaño n . Mediante un proceso de MCO recursivos,⁸ se estiman los coeficientes de la primera ventana de datos —es decir, información hasta $T - n$ — y proyectamos los valores desde $T - n + 1$ hasta $T - n + 8$. Luego se amplía la ventana de estimación en un dato hasta $T - n + 1$ para recalcular los coeficientes y proyectar $T - n + 2$ hasta $T - n + 9$. Este proceso continúa hasta que la ventana de estimación usa la muestra completa (T datos).

Una medida alternativa de la precisión de las proyecciones corresponde a la media del error absoluto de proyección, cuya diferencia radica en que penaliza los errores grandes de una forma menor que el REPCM, y se define de la siguiente manera:

$$MEAP = \sum_{i=1}^n \left(\frac{\left| \frac{p_i - \hat{p}_i}{p_i} * 100 \right|}{n} \right)$$

5. No obstante estas correcciones, el análisis fuera de la muestra también presenta algunas desventajas asociadas principalmente a la necesidad de dividir las muestras en dos ventanas llamadas de predicción y estimación. Esto, según se explica en Inoue y Kilian (2006) y Abarca et al. (2007), se debe a una pérdida de potencia en los test en relación al ejercicio “dentro de muestra” a causa de la reducción del número de observaciones para realizar la estimación.

6. Se escogió esta ventana debido a que ciertas series de algunos modelos estructurales están disponibles solo desde el año 2003.

7. El error está expresado en términos porcentuales.

8. El método de MCO recursivos agrega una observación en la ventana de estimación para cada período adicional a proyectar. Por ejemplo, si la primera proyección se basa en R observaciones, entonces la segunda proyección se basa en $R + 1$ observaciones, etc. En contraste, el método Rolling OLS preserva el tamaño de la ventana de estimación original, de forma que, si la primera proyección usa desde 1 hasta R observaciones, la segunda se basa en las observaciones desde la 2 a la $R + 1$, y así sucesivamente. (Rogoff y Stavrakeva, 2008)

El cuadro 1 presenta el REPCM y el MEAP para distintos modelos autorregresivos, con el fin de escoger un *benchmark* adecuado.⁹

CUADRO 1						
Raíz del Error de Proyección Cuadrático Medio y Media del Error Absoluto de Proyección para Modelos Autorregresivos Estudiados (porcentaje)						
AR(p)	REPCM			MEAP		
	1	4	8	1	4	8
AR(1)	24.34	50.60	57.70	15.32	37.74	49.71
AR(1) c/tend.	23.81	46.48	48.76	14.85	33.02	40.77
AR(2)	23.99	51.38	54.15	15.65	39.18	47.79
AR(2) c/tend.	23.13	46.60	45.63	14.55	33.57	39.22
AR(3)	22.51	51.44	56.67	14.26	38.89	50.07
AR(3) c/tend.	21.85	46.64	47.13	13.44	33.78	40.62
AR(4)	22.82	52.07	59.76	14.85	39.82	52.50
AR(4) c/tend.	22.18	47.06	48.88	14.00	34.75	42.20

Fuente: Cálculos de los autores.
En negrita, valores mínimos.

Los resultados de la comparación entre modelos autorregresivos (ver cuadro 1), entregan como *benchmark* (basado en el REPCM) para el horizonte 1 y 8 los procesos AR(3) con tendencia y AR(1) con tendencia para el horizonte 4.¹⁰

En el cuadro 2 se presentan los REPCM y MEAP, respectivamente, para todos los modelos comparados a los diferentes horizontes (panel 1), y los resultados del test de Diebold y Mariano (panel 2), los cuales permiten evaluar la diferencia estadística entre los distintos errores de proyección. Este primer ejercicio se realiza proyectando de forma “pseudo” fuera de muestra para todos los modelos en el horizonte 1, mientras desde el horizonte de 2 períodos adelante se realiza una estimación dinámica (para la variable independiente se usan valores previamente proyectados). En el caso de los modelos de series de tiempo, las proyecciones no econométricas no usan información dinámica ni efectiva, ya que se realizaron en tiempo real, mientras que los modelos de forma reducida usan información efectiva rezagada para las variables independientes (supuesto de *perfect foresight*, o perfecta capacidad predictiva), excepto para la dependiente rezagada que corresponde a su proyección mediante predicción dinámica.

Un primer resultado que vale la pena destacar, son los altos niveles de error de proyección presentes en todos los métodos, lo cual era esperable dada la alta volatilidad de la serie dentro de la ventana de proyección. Como se observa en el panel 1, a un horizonte de 1 período adelante ambas medidas de precisión correspondientes al modelo AR(3) con tendencia son las menores; sin embargo, de acuerdo al test de Diebold y Mariano, se observa que para dicho horizonte de proyección los errores no son estadísticamente distintos en ninguno de los modelos utilizados.

9. En el cuerpo del documento se presenta un resumen de los errores de predicción. Una representación gráfica de los ejercicios desarrollados se reporta en el Apéndice A.

10. Engel y Valdés (2001) encuentran un resultado similar, aunque su ventana de estimación es anterior a la nuestra.

CUADRO 2

**A. Raíz del Error de Proyección Cuadrático Medio,
y Media del Error Absoluto de Proyección para Modelos Analizados
(porcentaje)**

	Precisión de modelos alternativos					
	REPCM			MEAP		
	1	4	8	1	4	8
Modelo de Series de tiempo						
AR(3) c/tend.	21.85	46.64	47.13	13.44	33.78	40.62
AR(1) c/tend.	23.81	46.48	48.76	14.85	33.02	40.77
Modelo de forma reducida						
LMR	28.24	78.84	193.99	17.11	62.20	131.54
LR	22.20	40.79	40.37	13.71	29.16	35.34
DGJ	22.40	44.51	42.80	15.26	36.57	36.97
Proyección no econométrica						
Futuros	24.89	47.92	45.88	15.26	37.11	38.90

B. Test de Diebold y Mariano

	Período 1			
	AR (1)	AR (3)	DGJ	LMR
AR (3)	-1.536			
DGJ	-0.601	0.325		
LMR	1.438	1.718	1.328	
LR	-0.705	0.191	-0.149	-1.693
Período 4				
AR (3)	0.192			
DGJ	-0.397	-0.395		
LMR	2.832**	2.926**	2.358**	
LR	-1.227	-1.167	-0.739	-2.701**
Período 8				
AR (3)	-1.010			
DGJ	-0.686	-0.558		
LMR	1.797*	1.798*	1.773*	
LR	-2.135**	-1.929*	-0.361	-1.811*

Fuente: Cálculos de los autores.

En negrita, valores mínimos.

* significativo al 10%; ** significativo al 5%

En segundo lugar, destaca el hecho de que para los horizontes 4 y 8 el modelo LMR presenta peor desempeño y sus errores son estadísticamente distintos. Finalmente, para el último horizonte de proyección, el modelo LR reporta errores menores y estadísticamente distintos a los modelos de serie de tiempo; sin embargo, para este horizonte y el 4, no tiene errores estadísticamente distintos a DGJ.

Como se sabe, los modelos de series de tiempo tienen la ventaja de incorporar solo la información proveniente de la historia de la propia serie de tiempo, lo cual simplifica la tarea de proyección. Los modelos de forma reducida, por su parte, requieren la proyección de las variables explicativas para efectuar la evaluación. En este sentido, en los ejercicios anteriores el supuesto de perfecta capacidad predictiva empleado desde el horizonte 2 en adelante podría resultar en una ventaja espuria para los modelos de forma reducida, principalmente porque existe una dificultad extra para proyectar los valores de las variables independientes que se usan como *inputs*, lo que en algunos casos puede incrementar el error propio del modelo. Para analizar este punto realizamos un segundo ejercicio, consistente en proyectar las variables independientes mediante un proceso AR(1) (excepto la dependiente rezagada, la cual se proyecta automáticamente mediante proyección dinámica). Los resultados de este ejercicio se reportan en el cuadro 3.

CUADRO 3				
A. Precisión de modelos de forma reducida con incertidumbre en proyección de variables explicativas				
	REPCM		MEAP	
	4	8	4	8
LMR	134.78	474.82	79.92	314.10
LR	63.40	68.18	43.68	61.63
DGJ	44.53	40.97	36.34	34.12
B. Test de Diebold y Mariano				
Período 4				
	DGJ	LMR		
LMR	1.921*			
LR	1.479	-1.978*		
Período 8				
LMR	2.619*			
LR	2.601**	-2.613*		

Fuente: Cálculos de los autores.
En negrita, valores mínimos.
* significativo al 10%; ** significativo al 5%.

Un resultado que se mantiene bajo estas condiciones de incertidumbre es que el modelo LMR presenta peor desempeño en ambos horizontes, y su error es estadísticamente distinto al de los modelos alternativos. Sin embargo, a diferencia del caso anterior, bajo estas condiciones el modelo DGJ presenta mejor desempeño en cuatro trimestres hacia adelante, aunque los errores no son estadísticamente distintos a LR, tal como muestra el panel 2. Para el horizonte de mayor longitud (ocho trimestres), el modelo DGJ entrega mayor precisión según ambas medidas y esta diferencia es significativa con respecto a los dos modelos alternativos. Una posible explicación de este mejor desempeño de DGJ en condiciones de incertidumbre puede estar asociada a su mayor simplicidad y su limitado número de variables explicativas. Por último, en la ventana de proyección, DGJ arroja errores menores con incertidumbre debido principalmente a un problema de muestra finita y un quiebre importante en la serie de precios que es mejor capturado de manera puntual con los regresores proyectados mediante un proceso AR(1). Para chequear esto, estimamos el modelo

DGJ ampliando la ventana de proyección a 50 trimestres, lo cual da como resultado un patrón de errores coherente con el aumento de error que debe presentar la proyección cuando se agrega incertidumbre, versus el ejercicio de capacidad predictiva perfecta.¹¹

Eficiencia

La tercera medida de habilidad predictiva es el sesgo, el cual corresponde al error de proyección (valor efectivo menos valor proyectado en términos porcentuales) promedio. Esta medida está relacionada con la eficiencia de la proyección y se define de la siguiente forma:

$$SESGO = \sum_{i=1}^n \left(\frac{p_i - \hat{p}_i * 100}{p_i} \right) / n$$

El cuadro 4 entrega resultados del análisis de sesgo en distintos horizontes basado en el primer ejercicio con supuesto de predicción perfecta. Primero, los modelos de series de tiempo en promedio sobrestiman el precio en todos los horizontes analizados pero dicho valor no resulta estadísticamente distinto de cero. Por otro lado, la proyección del modelo LMR sobrestima el precio en todos los horizontes de manera estadísticamente significativa, el modelo DGJ subestima el precio proyectado a dos años, siendo este sesgo estadísticamente significativo y, por último, la proyección mediante los Futuros subestima el precio a dos años de manera significativa al 90%.

CUADRO 4			
Análisis de Sesgo			
	1	4	8
Modelo de Series de tiempo			
AR(3) c/tend.	-2.71	-6.33	-3.16
AR(1) c/tend.	-2.65	-4.97	-2.73
Modelo de forma reducida			
LMR	-11.38*	-49.70***	-127.95***
LR	-1.68	-2.43	-3.86
DGJ	1.43	10.86	27.23***
Proyección No econométricas			
Futuros	-1.50	3.19	18.59*

Fuente: Cálculos de los autores.
***Estadísticamente distinto de cero al 1%, ** al 5% y * al 10%.

11. En la ventana de proyección de 50 trimestres para el horizonte 4 trimestres adelante el RECMF es 33,8 versus 34,4 con predicción perfecta e incertidumbre. Para el horizonte de ocho trimestres adelante es 34,4 y 42,5 respectivamente.

El análisis de autocorrelación de los errores permite saber la probabilidad de cometer un error en la misma dirección de un período a otro. Para esto se realizan las siguientes regresiones, donde α es el parámetro de interés para cada horizonte.

Horizonte de 1 período adelante: $Error_t = \alpha * Error_{t-1} + \varepsilon_t$.

Horizonte de 4 períodos adelante: $Error_t = \alpha * Error_{t-4} + \varepsilon_t$.

Horizonte de 8 períodos adelante: $Error_t = \alpha * Error_{t-8} + \varepsilon_t$.

CUADRO 5						
Análisis de Autocorrelación de los Errores de Proyección						
	Modelos de series de tiempo		Modelos de forma reducida			Proyecciones no econométricas
	AR(3) c/tend.	AR(1) c/tend.	LRM	LR	DGJ	Futuros
Coeficiente	0.05	0.23	0.27	0.06	0.09	0.19
Error est.	0.25	0.24	0.24	0.25	0.25	0.24
Valor p	0.82	0.35	0.28	0.79	0.72	0.44
Coeficiente	-0.30	-0.33	0.14	-0.31	-0.43	-0.40
Error est.	0.26	0.26	0.27	0.26	0.26	0.25
Valor p	0.27	0.23	0.62	0.26	0.11	0.13
Coeficiente	-0.83	-0.84	1.80	-1.04	-0.25	-0.43
Error est.	0.23	0.24	1.00	0.33	0.17	0.15
Valor p	0.01	0.01	0.11	0.01	0.16	0.02

Fuente: Cálculos de los autores.
En negrita, valores significativamente distintos de 0 al 5%..

El cuadro 5 recopila los resultados del análisis de autocorrelación de los errores de proyección en el horizonte de uno, cuatro y ocho trimestres adelante. La primera conclusión de este ejercicio en cuanto a la eficiencia de los errores es que no existe autocorrelación en los horizontes uno y cuatro trimestres adelante, mientras que para el horizonte de ocho trimestres adelante existe una autocorrelación estadísticamente significativa, por lo que estas proyecciones podrían ser mejoradas incorporando este componente.

IV. CONCLUSIONES

Las principales conclusiones que se extraen de este trabajo son las siguientes:

- i. Al comparar las distintas metodologías se observan altos niveles de error de proyección para todos los horizontes considerados.
- ii. Los análisis de series de tiempo indican que las representaciones AR(3) con tendencia y un AR(1) con tendencia predicen con mayor precisión la trayectoria del precio del cobre para los distintos horizontes evaluados. La significancia estadística de las diferencias entre los errores de proyección de cada modelo no permite discriminar entre ellos para proyectar el precio a un horizonte de un trimestre. Sin embargo, los errores cuadráticos medios del modelo AR(3) son los menores para este horizonte.
- iii. Bajo condiciones de certidumbre respecto de las variables explicativas, LMR presenta errores mayores y estadísticamente distintos al resto de los modelos en los horizontes cuatro y ocho trimestres adelante.

En tanto, DGJ tiene mayor precisión en los horizontes cuatro y ocho trimestres adelante, pero su diferencia con LR es significativa estadísticamente solo para el mayor horizonte. Sin embargo, bajo condiciones de incertidumbre, el modelo DGJ presenta un mejor desempeño cuatro trimestres en adelante, aunque los errores no son estadísticamente distintos a LR, posiblemente asociado a su mayor simplicidad y su limitado número de variables explicativas. Esto evidencia el conflicto habitual entre el logro de la mejor capacidad predictiva pero con el riesgo de sobredimensionamiento en la especificación de los modelos.

En definitiva, considerando nuestra pregunta original, estas conclusiones señalan la importancia que tienen los modelos que incorporan una adecuada descripción de las variables explicativas (fundamentales o de corto plazo) en el proceso predictivo. En particular, para horizontes de un trimestre los modelos de series de tiempo serían una elección apropiada, en tanto que para horizontes superiores los modelos de forma reducida parecen ser los más adecuados.

No obstante, es necesario destacar que, debido principalmente a los problemas que surgen por el tamaño muestral y las propiedades de las proyecciones en muestra finita, estos resultados no permiten obtener una conclusión definitiva. Por esto resulta necesario seguir realizando estos ejercicios de evaluación a medida que se dispone de mayor disponibilidad de datos. Adicionalmente, una posible avenida de profundización de esta evaluación consiste en una revisión más exhaustiva en condiciones de tiempo real.



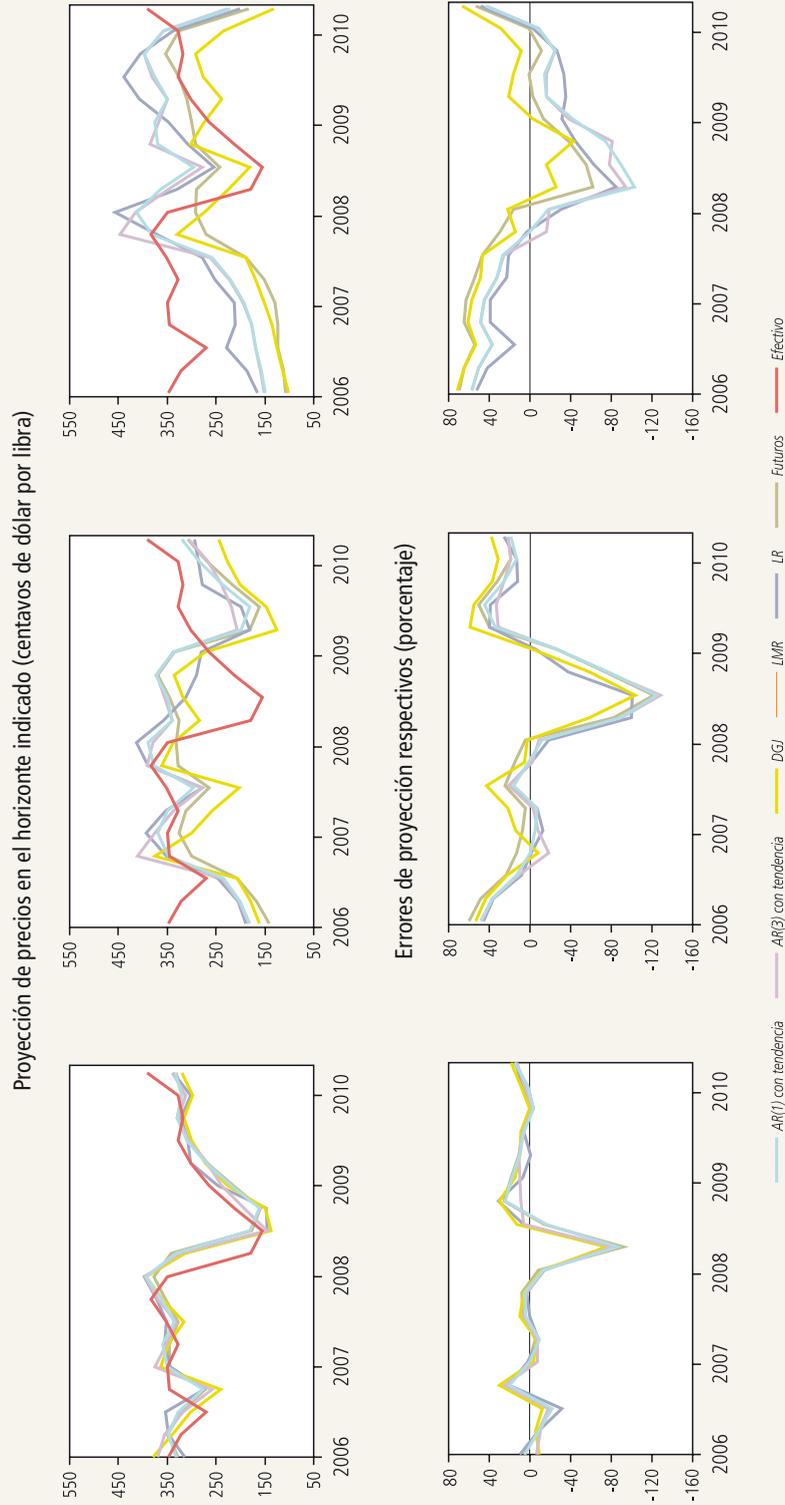
REFERENCIAS

- Abarca, A., F. Alarcón., P. Pincheira y J. Selaive (2007). “Tipo de Cambio Nominal Chileno: Predicción en Base a Análisis Técnico.” Documento de Trabajo N°425, Banco Central de Chile.
- Clements, M. y D. Hendry (1998). *Forecasting Economic Time Series*: Cambridge University Press.
- De Gregorio, J., F. Jaque y H. González (2005). “Fluctuaciones del Dólar, Precio del Cobre y Términos de Intercambio.” Documento de Trabajo N°310, Banco Central de Chile.
- Diebold, F.X. y J. López (1996). “Forecast Evaluation and Combination.” NBER Technical Working Papers N°0192.
- Diebold, F.X. (2007). *Elements of Forecasting*, tercera edición: Thomson/South Western.
- Engel, E. y R.O. Valdés (2001). “Prediciendo el Precio del Cobre: ¿Más Allá del Camino Aleatorio?” Documento de Trabajo N°100, Centro de Economía Aplicada, Universidad de Chile.
- Inoue, A. y L. Kilian (2006). “On the Selection of Forecasting Models.” *Journal of Econometrics* 130(2): 273–306.
- López, E., F. Meneses y V. Riquelme (2009). “Elasticidades de Precios de Productos Relevantes para la Economía Chilena.” *Economía Chilena* 12(3): 103–16.
- López, E. y V. Riquelme (2010). “Auge, Colapso y Recuperación de Precios de Materias Primas, ¿Qué Hay Detrás?” *Economía Chilena* 13(2): 129–45.
- Meese, R. y K. Rogoff (1983). “Empirical Exchange Rate Models of the Seventies, Do they Fit Out of Sample?” *Journal of International Economics* 14: 3–24.
- Patton, A. y A. Timmermann (2007). “Testing Forecast Optimality under Unknown Loss.” *Journal of the American Statistical Association* 102: 1172–84.
- Patton, A. y A. Timmermann (2011). “Predictability of Output Growth and Inflation: A Multi-horizon Survey Approach.” *Journal of Business and Economic Statistics* 29(3): 397-410.
- Pesaran M.H. e Y. Shin (1999). “An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis.” En *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century*, The Ragnar Frisch Centennial Symposium: Cambridge University Press.
- Pesaran, M., Y. Shin y R. Smith (2001). “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships.” *Journal of Applied Econometrics* 16(3): 289–326.
- Pincheira, P. y M. Calani (2010) “Communicational Bias In Monetary Policy: Can Words Forecast Deeds?” *Economía* 11(1): 103-52.
- Pincheira, P. (2010) “A Real Time Evaluation of the Central Bank of Chile GDP Growth Forecasts.” *Money Affairs* XXIII(1): 37-73.
- Rogoff, K. y V. Stavrakeva (2008). “The Continuing Puzzle of Short Horizon Exchange Rate Forecasting.” NBER Working Paper N°14071.
- Schmidt, P. (1974). “The Asymptotic Distribution of Forecasts in the Dynamic Simulation of an Econometric Model.” *Econometrica* 42: 303–9.

APÉNDICE A

GRÁFICO A1

Proyecciones y Errores Predictivos de Modelos Alternativos



Fuente: Cálculo de los autores.

APÉNDICE B

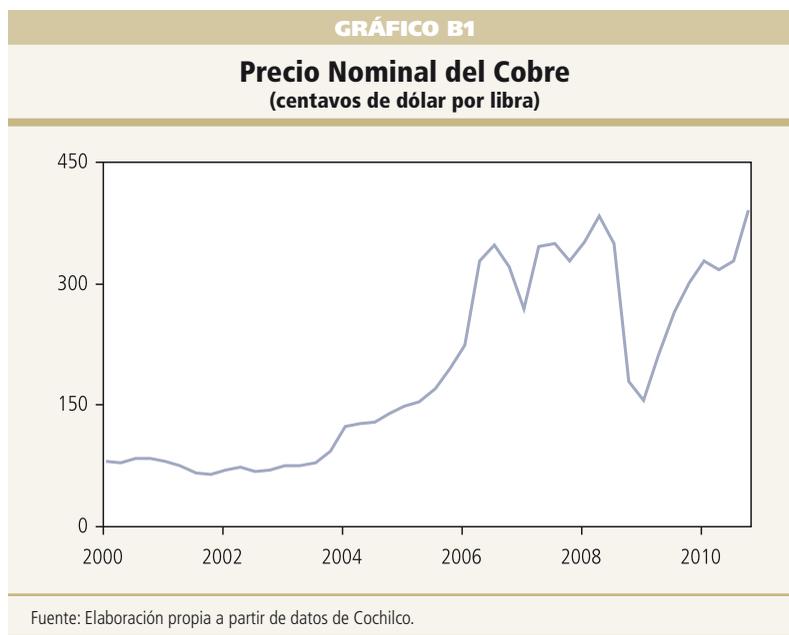
Algunos Comentarios Respecto de los Resultados

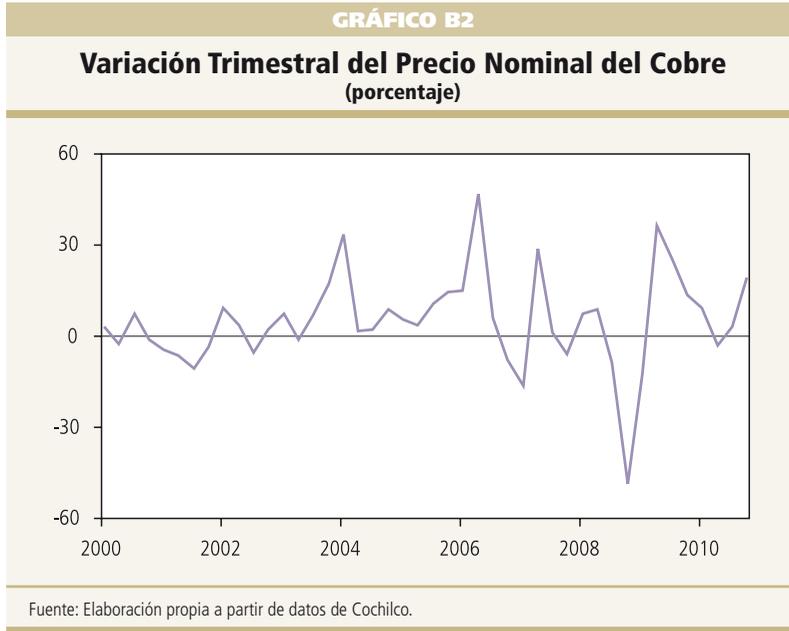
Bajo la función de pérdida consistente en la media de los errores cuadráticos, las proyecciones óptimas y el error de proyección asociado satisfacen un set de condiciones estándares. (ver Diebold y López, 1996; Patton y Timmermann, 2007). Una de ellas corresponde a que la varianza incondicional del error de proyección es una función no decreciente del horizonte de proyección. Esto también implica que la media de los errores cuadráticos debe ser función no decreciente del horizonte de proyección (Patton y Timmermann, 2007, 2011; Diebold, 2007).

En nuestro ejercicio no se cumple dicha condición para los modelos LR, DGJ y el método de futuros en el ejercicio sin incertidumbre; en tanto, para el caso con incertidumbre en los regresores, tenemos que en el modelo DGJ dicha condición no se cumple.

Este hecho obedece a dos motivos: primero, al error en la estimación paramétrica que puede ser importante en muestras finitas, provocando que la media de los errores de proyección no sea función monótonica del horizonte de proyección (Patton y Timmermann, 2011; Schmidt, 1974; Clements y Hendry, 1998), ya que para la evaluación usamos una ventana de proyección de solo 18 datos.

El segundo motivo se refiere a la ventana específica de proyección, la que presenta una caída atípica (ver gráfico 1 y gráfico 2), la cual ninguno de los modelos fue capaz de predecir y cuya respuesta difiere, siendo en algunos casos mejor en los de horizonte mayor. Otro hecho a favor de este argumento, que permite descartar que sea un problema en los modelos econométricos, corresponde a que los errores mediante el método no econométrico de futuros presentan el mismo comportamiento anormal.





Por último, para corroborar esto y ver si se trata de un dato puntual, eliminamos el error de proyección de mayor tamaño en cada horizonte y recalculamos el RECOMP. El resultado fue un patrón monótonicamente creciente a través de los horizontes.

REVISIÓN DE LIBRO

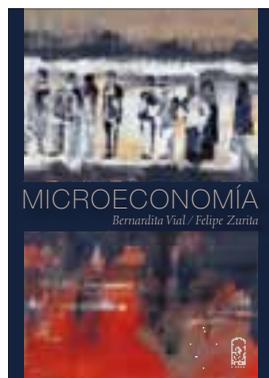
COMENTARIO AL LIBRO

"MICROECONOMÍA"

de Bernardita Vial y Felipe Zurita

Ediciones Universidad Católica de Chile, 2011

Diana Krüger K.*



Una de las primeras y más importantes decisiones al organizar un curso de economía de pregrado es el libro de texto que servirá como material de apoyo para el alumno. Actualmente hay una amplia oferta de libros para el estudio de la microeconomía en el mercado. *Microeconomía*, de Bernardita Vial y Felipe Zurita, es una nueva opción que se encuentra dentro de la tendencia de las últimas ediciones del mercado internacional.

En la primera parte del libro se analizan los modelos clásicos de elección individual: cuatro capítulos profundizan en el estudio de las decisiones del consumidor, sus preferencias y su bienestar, seguidos por cuatro capítulos sobre la teoría de la firma y el rol de la incertidumbre. En la segunda parte, se analiza el equilibrio del mercado perfectamente competitivo. Y, finalmente, la tercera parte introduce el pensamiento estratégico, utilizando la teoría de juegos como la herramienta de análisis: se desarrolla el concepto del equilibrio de Nash y su aplicación a modelos de competencia imperfecta, y a problemas de información como el riesgo moral y la selección adversa.

¿Intuición vs. rigor?

¿Qué características distinguen a *Microeconomía* de Vial y Zurita, del resto? Los libros de microeconomía se pueden clasificar en dos grandes categorías: intuitivos o rigurosos teóricamente. Ya que más del 95% de los alumnos que toman cursos de economía no proseguirán estudios avanzados en economía, la mayoría de los libros de texto de pre-grado son esencialmente intuitivos, apoyándose en ejemplos concretos y herramientas gráficas para exponer los temas de la teoría microeconómica. Estos libros, que son muy atractivos para el alumno de pregrado, lo son en detrimento del desarrollo riguroso de la teoría económica.

En el otro extremo se encuentran volúmenes que apuntaron a llenar ese vacío y que se distinguen por el desarrollo matemático de la teoría, pero que (en muchos casos) sacrifican la intuición que es tan necesaria para un alumno de pregrado. Por lo tanto, al elegir un libro de texto, se opta por uno de estos enfoques, dejando al alumno con uno de dos vacíos: de rigor o de intuición.

El libro de Vial y Zurita es un libro riguroso, pues desarrolla la teoría microeconómica optando por enfatizar la metodología más que los temas. Utiliza matemáticas avanzadas para desarrollar los conceptos, suponiendo como prerrequisito el cálculo multivariado. La mayoría de los libros de texto de microeconomía analizan únicamente las condiciones de primer orden, relegando a un apéndice las condiciones de segundo orden. En cada capítulo de *Microeconomía*, en cambio, se profundizan las condiciones de Karush-Kuhn-Tucker, ubicando el

* Profesora Asociada, Escuela de Negocios, Universidad Adolfo Ibáñez. E-mail: diana.kruger@uai.cl

libro en un nivel avanzado que sirve como preparación para estudios de posgrado en economía.

No obstante lo anterior, la teoría se presenta rodeada de explicaciones intuitivas y de ejemplos que ayudan a aterrizar los conceptos más abstractos. Un vistazo rápido a cualquier capítulo encontrará la teoría desarrollada con mucha formalidad matemática, con lo cual uno podría pensar que el alumno se perderá en las ecuaciones. Pero inmediatamente antes y después de cada nuevo planteamiento teórico, los autores han introducido y motivado el tema intuitivamente, explicando los resultados y sus implicancias a continuación de cada tema nuevo.

Apoyo al alumno

Dado su nivel metodológico, *Microeconomía* es un desafío para alumnos de pregrado, pero a la vez contiene varias herramientas de apoyo. Además de la intuición antes mencionada, un elemento diferenciador de este libro es su hilo conductor. Cada tema individual se desarrolla con claridad y, adicionalmente, el libro guía al lector: indica la relación entre conceptos, y señala por qué los resultados recién desarrollados son relevantes y dónde calzan en la totalidad del libro. Los autores contextualizan los resultados de cada capítulo y explican su lugar y contribución a la teoría: es decir, ayudan al alumno a “ver el bosque.” Esta contribución no es menor para alumnos que recién empiezan a profundizar sus estudios en economía. Después de muchos años de ser profesores de la materia, los autores identificaron el valor que tiene este hilo conductor para los alumnos, y lo comparten con ellos en su libro de texto.

Otra herramienta de apoyo para los alumnos son los ejercicios al final de cada capítulo. En total, el libro contiene 118 ejercicios, clasificados en tres niveles de dificultad, lo cual es útil para el instructor. Muchos ejercicios tratan sobre temas relacionados con la idiosincrasia de nuestros países, y con la experiencia de ser un alumno universitario en América Latina, particularmente en Chile. Por ejemplo, para estudiar las preferencias reveladas, se plantea un ejercicio sobre el proceso chileno de selección universitaria. En el estudio de la demanda por factores, un ejercicio analiza el debate sobre aumentos al salario mínimo, un tema relevante y presente en la mayoría de las economías de nuestra

región. Finalmente, en el capítulo sobre selección adversa, se desarrolla un ejercicio en torno al desafío sobre cómo atraer a mejores alumnos a la carrera universitaria de pedagogía y mejorar así la calidad de la enseñanza, un tema vigente en las políticas de educación en Chile.

Una característica de los libros para el estudio de la economía en América Latina es que son, en su gran mayoría, traducciones de textos que fueron escritos originalmente en inglés para el mercado norteamericano o el europeo. Esto implica que, dependiendo de la casa editorial, uno se encuentra con libros que no se adecúan totalmente al idioma de los alumnos. La gravedad de las fallas de traducción va desde detalles menores, como la traducción literal de chistes o moralejas, que les quita todo sentido en nuestro idioma, a errores graves, cuando se traducen incorrectamente conceptos diversos. La complejidad de la teoría económica que muchos alumnos enfrentan por primera vez es suficientemente desafiante para ellos, sin además tener que descifrar significados no tan obvios del idioma, debidos a malas traducciones del inglés al castellano. El libro de Vial y Zurita fue escrito por autores hispanoparlantes para un público hispanoparlante, liberando el tiempo y la energía del alumno para el estudio de la economía.

La economía en perspectiva

Finalmente, los autores han incluido notas bibliográficas al final de la mayoría de los capítulos, donde dan cuenta del contexto histórico de los contenidos recién expuestos y de su rol en el desarrollo del pensamiento económico. Estas notas ofrecen una visión del desarrollo de nuestra disciplina, que pueden servir para que un alumno de pregrado se interese y se motive en profundizar sus conocimientos de economía. El libro *Microeconomía* se encuentra en la frontera de la ciencia, tanto en contenido como en metodología, y las notas bibliográficas relatan brevemente el camino recorrido por la disciplina en su corta historia. Contraponiéndose con la opinión común, estas notas dan fe de que las ideas y metodologías en economía no son rígidas e inamovibles: siempre han existido y siguen habiendo fuertes debates de ideas, y la ciencia permanece en constante evolución.

REVISIÓN DE PUBLICACIONES

DICIEMBRE 2011

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: O / DESARROLLO ECONÓMICO, CAMBIO TECNOLÓGICO Y CRECIMIENTO

*Fuentes, R. (2011). “A Unified Growth Model for Independent Chile.” *Latin American Journal of Economics* 48(2): 157–79.

Fuentes, R. (2011). “Una Mirada Desagregada del Deterioro de la Productividad en Chile: ¿Existe un Cambio Estructural?” Documento de Trabajo N°401, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

*Giarda, M. y O. Landerretche (2011). “El ‘Efecto Holandés’ en Chile: Heterogeneidad en Competitividad y Dinámica Macroeconómica.” Documento de Trabajo N°343, Facultad de Economía y Negocios, Universidad de Chile.

Landerretche, O. (2011). “Doscientos Años y Cincuenta Más: Economía Política de las Políticas Económicas en Chile.” Documento de Trabajo N°342, Facultad de Economía y Negocios, Universidad de Chile.

Mardones, C. (2011). “Estrategia Robin Hood en Chile. Distribución e Incidencia.” *El Trimestre Económico* LXXIX(4): 781–812.

Ramón, L. y E. Figueroa (2011). “Fiscal Policy in Chile: Hindering Sustainable Development by Favoring Myopic Growth.” Documento de Trabajo N°346, Facultad de Economía y Negocios, Universidad de Chile.

Reyes, A. y R. Lensink (2011). “The Credit Constraints of Market-Oriented Farmers in Chile.” *Journal of Development Studies* 47(12): 1851–68.

Soto, R. y F. Zurita (2011). “Two Centuries of Economic Growth: Latin America at its Bicentennial Celebration.” *Latin American Journal of Economics* 48(2): 113–32.

Griesa, T., M. Krafta y D. Meierriksa (2011). “Financial deepening, trade openness and economic growth in Latin America and the Caribbean.” *Applied Economics*, 43(30): 4729–4739.

Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS

- *Bergoeing R., A. Micco y A. Repetto (2011). “Dissecting the Chilean Export Boom.” Documento de Trabajo N° 339, Facultad de Economía y Negocios, Universidad de Chile.
- Carvalho, E. y P. Lizana (2011). “Transport Policies in Latin America.” Documento de Trabajo N°408, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- *Edwards, S. (2011). “Exchange-Rate Policies in Emerging Countries: Eleven Empirical Regularities From Latin America and East Asia.” *Open Economies Review* 22(4): 533–63.
- Galetovic, A. y C. Muñoz (2011). “Carbón versus Viento. Los Costos de Generar Electricidad Incluyendo las Externalidades Ambientales.” *El Trimestre Económico* LXXIX(4): 753–79.
- Gallego, F. y J. Montero (2011). “The Effect of Transport Policies on Car Use: Theory and Evidence from Latin American Cities.” Documento de Trabajo N°407, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Lahrech, K. y K. Sylwester (2011). “U.S. and Latin American Stock Market Linkages.” *Journal of International Money and Finance* 30(7): 1341–57.
- Meza, F. y C. Urrutia (2011). “Financial Liberalization, Structural Change, and Real Exchange Rate Appreciations.” *Journal of International Economics* 85(2): 317–28.
- Montero, J. (2011). “Cuotas de Pesca y Libre Competencia: Algunas Reflexiones para la Nueva Ley de Pesca.” Documento de Trabajo N°405, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Oliveroa, M., Y. Lib y B. Jeonc (2011). “Consolidation in Banking and the Lending Channel of Monetary Transmission: Evidence from Asia and Latin America.” *Journal of International Money and Finance* 30(6): 1034–54.
- Patrinos, H. y C. Sakellariou (2011). “Quality of Schooling, Returns to Schooling and the 1981 Vouchers Reform in Chile.” *World Development*, 39(12): 2245–56.
- *Petrin, A. y J. Sivadasan (2011). “Estimating Lost Output from Allocative Inefficiency, with an Application to Chile and Firing Costs.” NBER Working Paper N°17373.
- Román, M. y M. Perticará (2011). “La Elección y Permanencia en Colegios de Baja Calidad en Chile.” Documento de Trabajo N°270, Facultad de Economía y Negocios, Universidad Alberto Hurtado.
- Sagner, A. (2011). “Determinantes del Precio de la Vivienda en Chile.” *El Trimestre Económico* LXXIX(4): 813–39.
- Sapelli, C. (2011). “Sudden Stops in Social Mobility: Intergenerational Mobility in Chile.” Documento de Trabajo N°400, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Wua, J., A. Lucab y B. Jeona (2011). “Foreign Bank Penetration and the Lending Channel in Emerging Economies: Evidence from Bank-level Panel Data.” *Journal of International Money and Finance* 30(6): 1128–56.

RESÚMENES DE ARTÍCULOS SELECCIONADOS

Los textos presentados a continuación son transcripciones literales del original.

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

*Fuentes, R. (2011). “A Unified Growth Model for Independent Chile.” *Latin American Journal of Economics* 48(2): 157–79.

This article analyzes long-term patterns of growth of the Chilean economy. Examining 200 years of data, it shows evidence in favor of using a neoclassical growth model to conduct the empirical analysis. It presents a formal analysis of structural breaks in the Chilean growth process, finding structural changes in 1929 and 1971/1981. A further analysis of the country’s economic history indicates that fiscal policy, external shocks and trade policy are plausible explanations for these breaks. When these variables are included in the empirical model, the hypothesis of no breaks during these 200 years cannot be rejected

*Giarda, M. y O. Landerretche (2011). “El ‘Efecto Holandés’ en Chile: Heterogeneidad en Competitividad y Dinámica Macroeconómica.” Documento de Trabajo N°343, Facultad de Economía y Negocios, Universidad de Chile.

En este artículo construimos medidas de tipos de cambio real sectoriales para la economía chilena. Encontramos que hay significativa heterogeneidad en los TCR sectoriales, importantes cambios en esa heterogeneidad y en las posiciones relativas de los sectores para el período 2000-2010. Usando los TCR sectorial, construimos una medida de varianza inter-sectorial como indicador de la heterogeneidad en condiciones de competitividad de los sectores económicos. Introducimos esta medida en un modelo VAR estándar de la economía chilena. Descubrimos que un shock de una desviación estándar a la heterogeneidad en competitividad genera una caída máxima en el crecimiento económico de entre 1.5% a 2.5% con una persistencia de entre uno a tres años. Finalmente usamos esta medida de heterogeneidad en condiciones de competitividad para estimar modelos VAR sectoriales. Encontramos que los sectores perdedores son: agricultura, alimentos, pesca, papel, químicos y posiblemente madera. Los sectores ganadores son quizás no muy sorprendentemente: minería no cobre, manufacturas metálicas y quizás manufacturas de maquinarias.

Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS

*Bergoeing R., A. Micco y A. Repetto (2011). “Dissecting the Chilean Export Boom.” Documento de Trabajo N°339, Facultad de Economía y Negocios, Universidad de Chile.

Since 1975 Chilean exports have boomed growing at a 6% average rate per year in real terms. In this paper we use manufacturing Chilean data at the plant level for years 1990 to 2007 to investigate the relationship between exports, plant dynamics and productivity. Our findings are consistent with the predictions of the new heterogeneous firms’ trade theories. Firstly, 64.4% of the total increase in exports is accounted for by new exporters net of failed exporters. This effect is a combination of a larger fraction of plants that export, a rising fraction of output sold abroad and a larger level of total sales. Secondly, productivity and exports co-moved over the Chilean boom, with a positive correlation of exports with both within plant productivity growth and productivity enhancing reallocation of output across plants.

*Edwards, S. (2011). “Exchange-Rate Policies in Emerging Countries: Eleven Empirical Regularities From Latin America and East Asia.” *Open Economies Review* 22(4): 533–63.

In this paper I discuss some of the most important lessons on exchange-rate policies in emerging markets during the last 35 years. The analysis is undertaken from the perspective of both the Latin American and East Asian nations. Some of the topics addressed include: the relationship between exchange-rate regimes and growth, the costs of currency crises, the merits of “dollarization,” the relationship between exchange rates and macroeconomic stability, monetary independence under alternative exchange-rate arrangements, and the effects of the recent global “currency wars” on exchange rates in commodity exporters.

*Petrin, A. y J. Sivadasan (2011). “Estimating Lost Output from Allocative Inefficiency, with an Application to Chile and Firing Costs.” NBER Working Paper N°17373.

We propose a new measure of allocative efficiency based on unrealized increases in aggregate productivity growth. We show that the difference in the value of the marginal product of an input and its marginal cost at any plant - the plant-input “gap” - is exactly equal to the change in aggregate output that would occur if that plant changed that input’s use by one unit. The mean absolute gap across plants for any input can then be interpreted as an approximation to the gain to society that would occur if every plant had a one-unit change in that input in the efficient direction, holding everything else constant. We show how to estimate this average gap using plant-level data for 1982-1994 from Chilean manufacturing, a sector largely viewed as being one of South America’s least distorted. We find the gaps for blue and white collar labor are quite large in absolute value and imply that a one-unit move in the correct direction for blue collar would increase aggregate value added by almost 0.5%. We also find that the gaps for blue and white collar workers are increasing over time while the gaps for materials and electricity are not. The timing of the two separate increases in firing costs and the sharpest increases in the labor gaps is suggestive that the increases in average within-firm labor gaps may be related to the increases in severance pay.

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.
- Banca Central, Análisis y Políticas Económicas.** Volúmenes 1 al 16.
- Banco Central de Chile.** 1995.
- Banco Central de Chile: Preceptos Constitucionales, Ley Orgánica y Legislación Complementaria.** 2000.
- Boletín Mensual.** Publicación mensual.
- Características de los Instrumentos del Mercado Financiero Nacional.** Diciembre 2005.
- Catálogo de Monedas Chilenas.** 1991.
- Catálogo de Publicaciones Académicas** (periodos 1991-2004 de noviembre del 2005 y 2005-2006 de octubre del 2007).
- 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 Trimestralizadas: 1980-1983.** 1983.
- Cuentas Nacionales de Chile: 2003-2010.** Publicación anual.
- Cuentas Nacionales de Chile: Compilación de Referencia 2003.**
- Cuentas Nacionales de Chile: Compilación de Referencia 2008.**
- Chile: Crecimiento con Estabilidad.** 1996.
- Deuda Externa de Chile. Publicación anual** (edición bilingüe).
- Disposiciones sobre Conversión de Deuda Externa.** 1990.
- Documentos de Política Económica.** N° 1 al 42.
- Documentos de Trabajo.** N° 1 al 647.
- 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° 50 al 88.
- 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.** 2011.
- Gestión de Reservas Internacionales del Banco Central de Chile.** 2006 (ediciones en español y en inglés).
- Gestión de Reservas Internacionales del Banco Central de Chile.** 2011.
- 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).
- Indicadores Económicos y Sociales de Chile 1960-2000.** 2001 (ediciones en español y en inglés).
- Indicadores Económicos / Indicadores Coyunturales.** Publicación trimestral (ediciones en español y en inglés).
- Indicadores Macroeconómicos / Indicadores Coyunturales.** Publicación trimestral. (edición en español. Versión en inglés disponible sólo en forma digital en sitio web).
- Índices de Exportación: 1986-1999.** 2000.
- Informativo Diario.** Publicación diaria.
- Informe de Estabilidad Financiera. Publicación semestral** (edición en español. Versión en inglés disponible sólo en forma digital en CD y en sitio web).
- Informe de Política Monetaria. Publicación cuatrimestral hasta septiembre del 2009 y trimestral a partir de diciembre del 2009.** (edición en español. Versión en inglés disponible sólo en forma digital en CD y en sitio web).
- 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).
- 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 (ediciones en español y en inglés).
- Legislación Económica Chilena y de Comercio Internacional.** 1982.
- Legislación Económica y Financiera.** 2006 (versión digital disponible en sitio web).
- 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. Versión en inglés disponible sólo en forma digital en CD y en sitio web).
- Modelos Macroeconómicos y Proyecciones del Banco Central de Chile.** 2003.
- Pintura Chilena Colección del Banco Central de Chile.** Octubre 2004.
- Política Monetaria del Banco Central de Chile: Objetivos y Transmisión.** 2000 (ediciones en español y en inglés).
- Políticas del Banco Central de Chile 1997-2003.** 2003.
- Presentation of the Bill on the Constitutional Organic Law of the Central Bank of Chile.** 1989.
- Principales Exportaciones y Países de Destino** (Publicación anual desde 1980 a 1982, discontinuada a partir de 1983).
- Proyecto de Ley Orgánica Constitucional del Banco Central de Chile.** 1988.
- Publicaciones Académicas.** (Edición bilingüe. Periodos: 1996-2001 de Junio del 2001; 2001-2004 de Septiembre del 2005; 2005-2006 de Octubre del 2007; y 2007-2010 de Agosto del 2011. Último periodo disponible solo en forma digital en sitio web).
- Recopilación de la Legislación Bancaria Chilena.** 1980.
- Serie de Comercio Exterior 1970-1981.** 1982.
- Serie de Estudios Económicos.** 1 al 49 (Publicación renombrada, a partir del número 50, como Estudios Económicos Estadísticos).
- Series Monetarias.** 1979.
- Síntesis de Normas de Exportación y Otras Disposiciones Legales.** 1987.
- Síntesis Estadística de Chile.** Publicación anual (ediciones en español y en inglés).
- Síntesis Monetaria y Financiera.** Publicación anual.

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

Departamento Publicaciones / Banco Central de Chile
Morandé 115 - Santiago / Fono: 6702888 - Fax: 6702231

DOCUMENTOS DE TRABAJO

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

DTBC-650 Self-employment, Labor Market Rigidities and Unemployment over the Business Cycle Gonzalo Castex y Miguel Ricaurte	Diciembre 2011	DTBC-638 Investment Dynamics in a DSGE Model with Heterogeneous Firms and Corporate Taxation Sergio Salgado	Agosto 2011
DTBC-649 The Risk of Civil Conflicts as a Determinant of Political Institutions Álvaro Aguirre	Diciembre 2011	DTBC-637 Labor Market Dynamics in Chile: the Role of Terms of Trade Shocks Juan Pablo Medina y Alberto Naudon	Agosto 2011
DTBC-648 Propagation of Shocks to Food and Energy prices: An international Comparison Michael Pedersen	Diciembre 2011	DTBC-636 Distribución de la Riqueza, Capital Social y Tasa de Crecimiento Pablo Filippi	Agosto 2011
DTBC-647 Incertidumbre Global sobre la Economía Chilena Yan Carrière-Swallow y Carlos Medel	Noviembre 2011	DTBC-635 Time-Consistent Bailout Plans Ernesto Pastén	Julio 2011
DTBC-646 The Impact of Uncertainty Shocks in Emerging Economies Yan Carrière-Swallow y Luis Felipe Céspedes	Noviembre 2011	DTBC-634 Proyecciones de Inflación con Precios de Frecuencia Mixta: el Caso Chileno Juan Sebastian Becerra y Carlos Saavedra	Julio 2011
DTBC-645 Crédito, Exceso de toma de Riesgo, Costo de Crédito y ciclo Económico en Chile Carlos J. García y Andrés Sagner	Septiembre 2011	DTBC-633 Long-Term Interest Rate and Fiscal Policy Eduardo López, Víctor Riquelme y Ercio Muñoz	Junio 2011
DTBC-644 Optimal Fiscal Policy in a Small Open Economy with Limited Commitment Sofia Bauducco y Francesco Caprioli	Septiembre 2011	DTBC-632 Computing Population Weights for the EFH Survey Carlos Madeira	Junio 2011
DTBC-643 Contracting Institutions and Economic Growth Álvaro Aguirre	Agosto 2011	DTBC-631 Aplicaciones del Modelo Binomial para el Análisis de Riesgo Rodrigo A. Alfaro, Andrés Sagner y Carmen G. Silva	Mayo 2011
DTBC-642 Dinámica de Precios en Chile: Evidencia con datos de Supermercados Gastón Chaumont, Miguel Fuentes, Felipe Labbé y Alberto Naudon	Agosto 2011	DTBC-630 Jaque Mate a las Proyecciones de Consenso Pablo Pincheira y Nicolás Fernández	Mayo 2011
DTBC-641 A Reassessment of Flexible Price Evidence Using Scanner Data: Evidence from an Emerging Economy Gastón Chaumont, Miguel Fuentes, Felipe Labbé y Alberto Naudon	Agosto 2011	DTBC-629 Risk Premium and Expectations in Higher Education Gonzalo Castex	Mayo 2011
DTBC-640 Copper, the Real Exchange Rate and Macroeconomic Fluctuations in Chile José De Gregorio y Felipe Labbé	Agosto 2011	DTBC-628 Fiscal Multipliers and Policy Coordination Gauti B. Eggertsson	Mayo 2011
DTBC-639 Credit Contraction and International Trade: Evidence from Chilean Exporters Ari Aisen, Roberto Álvarez, Andrés Sagner y Javier Turén	Agosto 2011	DTBC-627 Chile's Fiscal Rule as Social Insurance Eduardo Engel, Christopher Neilson y Rodrigo Valdés	Mayo 2011
		DTBC-626 Short-Term GDP Forecasting Using Bridge Models: a Case for Chile Marcus Cobb, Gonzalo Echavarría, Pablo Filippi, Macarena García, Carolina Godoy, Wildo González, Carlos Medel y Marcela Urrutia	Mayo 2011
		DTBC-625 Introducing Financial Assets into Structural Models Jorge Fornero	Mayo 2011

Serie de Libros sobre

Banca Central, Análisis y Políticas Económicas

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

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

Anne Krueger,
Fondo Monetario Internacional



BANCO CENTRAL DE CHILE

Para ordenar:

<http://www.bcentral.cl/books/serie.htm>

bcch@bcentral.cl

Teléfono: (562) 670-2888

Fax: (562) 670-2231

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

MONETARY POLICY UNDER UNCERTAINTY AND LEARNING

Klaus Schmidt-Hebbel y Carl E. Walsh, eds.

“The global financial crisis is a powerful reminder of how uncertainty affects the effectiveness and design of demand policies. This book offers a unique collection of contributions that throw light on how monetary authorities can best set, operate and communicate policy when their information about the economy and shocks is imperfect and learning is underway. Undoubtedly a must-read for policymakers and scholars alike as we slide further into uncharted economic territory.”

Nicoletta Batini, International Monetary Fund

Tapa dura, 601 pp. Ch\$15.000, US\$40.

CURRENT ACCOUNT AND EXTERNAL FINANCING

Kevin Cowan, Sebastián Edwards, Rodrigo O. Valdés, eds.

“A decade ago, capital flows to emerging economies stopped suddenly, leading to financial crises, job destruction, and political upheaval. Partly in response, the world has since restructured in radical ways: financial capital flows now go from developing countries to the United States; the current accounts of emerging economies show huge surpluses, leading to strong pressures for their currencies to appreciate and their net foreign reserves to balloon; and the forces towards recession, banking crises and stock markets crashes are coming from the center, not from the periphery. This excellent volume brings together several first rate contributions to the understanding of the origins, mechanisms, and policy implications of recent developments. This is essential reading, especially as we grapple to respond to the challenges created by the new global landscape.”

Roberto Chang, Professor of Economics, Rutgers University

Tapa dura, 582 pp. Ch\$15.000, US\$40.

MONETARY POLICY UNDER INFLATION TARGETING

Frederic S. Mishkin y Klaus Schmidt-Hebbel, eds.

“What is it about these hardy little Southern Hemisphere central banks? Congratulations to the Central Bank of Chile for once again pushing forward the frontiers of practical policy knowledge—this time on one of the more successful tools to enter the policymakers’ toolkits in recent decades: inflation targeting. This is state of the science.”

Alan Bollard, presidente, Banco de la Reserva de Nueva Zelanda

Tapa dura, 578 pp. Ch\$15.000, US\$40.

EXTERNAL VULNERABILITIES AND PREVENTIVE POLICIES

Ricardo J. Caballero, César Calderón y Luis Felipe Céspedes, eds.

“Emerging markets have experienced substantial fluctuations in external capital flows in the past few years. This volume contains a rich set of studies on the important issues of how countries develop vulnerabilities to these fluctuations and what policies they can adopt to minimize their adverse effects. It should be of great interest to policy makers in emerging market countries, academics, as well as private sector economists.”

Raghuram G. Rajan, Economic Counselor and Director of Research, International Monetary Fund

Tapa dura, 420 pp. Ch\$15.000, US\$40.

INVITACIÓN A ENVIAR ARTÍCULOS Y COMENTARIOS

Se invita a investigadores de otras instituciones a enviar trabajos sobre la economía chilena, en especial en las áreas de macroeconomía, finanzas y desarrollo económico, para ser evaluados para su publicación en esta revista. Para este efecto se deberá enviar a los editores el trabajo con un máximo de 40 páginas tamaño carta, tablas y cuadros incluidos. Debe incluir, además, un resumen en español y otro en inglés (con una extensión de 50 a 100 palabras) y los datos del autor. Los trabajos se deben enviar a Editores de ECONOMÍA CHILENA, Agustinas 1180, Santiago, Chile o vía correo electrónico a rec@bcentral.cl. También se invita a enviar comentarios a artículos publicados en la revista.

INVITACIÓN A ENVIAR RESÚMENES DE TRABAJOS

Se invita a investigadores de otras instituciones a enviar títulos y resúmenes de trabajos sobre la economía chilena para ser publicados en la sección de resúmenes. Deberán estar digitalizados y en idioma español o inglés (con una extensión de 50 a 100 palabras). Es necesario incluir, además, los datos del autor y una copia del trabajo. Estos se deben enviar a Editor de Revisión de Publicaciones, Revista ECONOMÍA CHILENA, Agustinas 1180, Santiago, Chile o vía correo electrónico a rec@bcentral.cl.

SUSCRIPCIÓN

Suscripciones a: Departamento Publicaciones, Banco Central de Chile, Morandé 115, Santiago, Chile. Precios: \$10.000 (US\$50*) por año (3 números), \$4.000 (US\$20*) por número.

(*) Incluye despacho por vía aérea.

CORRECTOR
RODOLFO ERAZO M.

DISEÑO Y DIAGRAMACIÓN
MÓNICA WIDOYCOVICH

IMPRESIÓN
MAVAL LTDA.

<http://www.bcentral.cl/estudios/revista-economia/>



**BANCO CENTRAL
DE CHILE**

**AGUSTINAS 1180
SANTIAGO / CHILE**