

ECONOMÍA CHILENA

Abril 2013 volumen 16 N.º1

ARTÍCULOS

Canales de Transmisión de la Tasa de Interés y el Tipo de Cambio en Economías Dolarizadas y No Dolarizadas: Los Casos de Chile, Nueva Zelanda, Perú y Uruguay

Santiago Acosta-Ormaechea / David Coble

Proyecciones Macroeconómicas en Chile: Una Aproximación Estructural y Bayesiana

Carlos J. García / Pablo González M. / Antonio Moncado S.

Ciclo Económico, Riesgo y Costo del Crédito en Chile desde una Perspectiva de Modelos VAR Estructurales

Carlos J. García / Andrés Sagner T.

NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Precio de Materias Primas y *Spread* Soberano en Economías Emergentes ¿Importa la Concentración de las Exportaciones?

Ercio Muñoz S.

Efecto de Intervenciones Cambiarias Recientes en Economías Emergentes

Gabriela Contreras M. / Alfredo Pistelli M. / Camila Sáez M.

REVISIÓN DE LIBROS

**Why Nations Fail
de Daron Acemoglu y James Robinson**

Alvaro Aguirre R.

REVISIÓN DE PUBLICACIONES

Catastro de publicaciones recientes

Resúmenes de artículos seleccionados



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

EDITORES

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

EDITORES DE NOTAS DE INVESTIGACIÓN

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

EDITOR DE PUBLICACIONES

Rolando Campusano (Banco Central de Chile)

COMITÉ EDITORIAL

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

EDITOR ASISTENTE

Rolando Campusano (Banco Central de Chile)

SUPERVISORA DE EDICIÓN Y PRODUCCIÓN

Consuelo Edwards (Banco Central de Chile)

REPRESENTANTE LEGAL

Alejandro Zurbuchen (Banco Central de Chile)

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

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

ECONOMÍA CHILENA

Abril 2013 volumen 16 N.º 1

ÍNDICE

RESÚMENES DE TRABAJOS	2
RESÚMENES EN INGLÉS (ABSTRACTS)	3
ARTÍCULOS	
Canales de Transmisión de la Tasa de Interés y el Tipo de Cambio en Economías Dolarizadas y No Dolarizadas: Los Casos de Chile, Nueva Zelanda, Perú y Uruguay Santiago Acosta-Ormaechea / David Coble	4
Proyecciones Macroeconómicas en Chile: Una Aproximación Estructural y Bayesiana Carlos J. García / Pablo González M. / Antonio Moncado S.	24
Ciclo Económico, Riesgo y Costo del Crédito en Chile desde una Perspectiva de Modelos VAR Estructurales Carlos J. García / Andrés Sagner T.	64
NOTAS DE INVESTIGACIÓN	
Precio de Materias Primas y <i>Spread</i> Soberano en Economías Emergentes ¿Importa la Concentración de las Exportaciones? Ercio Muñoz S.	100
Efecto de Intervenciones Cambiarias Recientes en Economías Emergentes Gabriela Contreras M. / Alfredo Pistelli M. / Camila Sáez M.	
REVISIÓN DE LIBROS	
Why Nations Fail de Daron Acemoglu y James Robinson Alvaro Aguirre R.	138
REVISIÓN DE PUBLICACIONES	
Catastro de publicaciones recientes	146
Resúmenes de artículos seleccionados	148



RESÚMENES DE TRABAJOS

CANALES DE TRANSMISIÓN DE LA TASA DE INTERÉS Y EL TIPO DE CAMBIO EN ECONOMÍAS DOLARIZADAS Y NO DOLARIZADAS: LOS CASOS DE CHILE, NUEVA ZELANDA, PERÚ Y URUGUAY

Santiago Acosta-Ormaechea / David Coble

Este trabajo realiza un estudio comparativo de dos de los canales de transmisión de la política monetaria —la tasa de interés y el del tipo de cambio— entre dos economías que operan bajo un sistema establecido de metas de inflación, Chile y Nueva Zelanda, y dos economías cuyo régimen de metas de inflación es más reciente y adicionalmente se encuentran expuestas a un alto grado de dolarización, Perú y Uruguay. El trabajo muestra que el canal tradicional de la tasa de interés es más efectivo en Chile y Nueva Zelanda. En Perú y Uruguay, sin embargo, el canal del tipo de cambio parece ser más relevante en la transmisión monetaria. Este último resultado se desprende del limitado efecto que tiene la tasa de política monetaria para contener presiones inflacionarias en estos dos últimos países, conjuntamente con el hecho de que la transmisión del tipo de cambio es significativa y persistente. Por último, se muestra que el actual proceso de desdolarización de Perú y Uruguay parece haber fortalecido la transmisión monetaria a través del canal de la tasa de interés en estos países.

PROYECCIONES MACROECONÓMICAS EN CHILE: UNA APROXIMACIÓN ESTRUCTURAL Y BAYESIANA

Carlos J. García / Pablo González M. / Antonio Moncado S.

En el presente trabajo se evalúa el desempeño de distintos modelos en la proyección de la tasa de inflación, la brecha del producto, el tipo de cambio real y la tasa de interés vinculada a la política monetaria. Los modelos lineales incluidos son de uso generalizado en los bancos centrales: un BVAR, un modelo reducido nekeynesiano y un DSGE; todos estimados con econometría bayesiana. Se utilizan como *benchmark* modelos univariados de series de tiempo (AR(1) y camino aleatorio) pero estimados con mínimos cuadrados ordinarios. Los resultados indican que: i) introducir microfundamentos (modelo DSGE), produce proyecciones claramente satisfactorias en un horizonte de un año para la inflación, la brecha del PIB y la tasa de política monetaria (TPM), ii) los *priors* para los parámetros estimados resultan particularmente útiles para las proyecciones de inflación y TPM, iii) esos *priors* son ventajosos solo si provienen de modelos bien fundamentados, iv) los modelos keynesianos reducidos obtuvieron los peores resultados y v) en las proyecciones de la brecha del tipo de cambio real, los modelos univariados siguen siendo superiores a todas las demás versiones multivariadas que fueron consideradas (puzle de Meese-Rogoff).

CICLO ECONÓMICO, RIESGO Y COSTO DEL CRÉDITO EN CHILE DESDE UNA PERSPECTIVA DE MODELOS VAR ESTRUCTURALES

Carlos J. García / Andrés Sagner T.

Este trabajo estudia la interacción entre el ciclo económico y el mercado de crédito en Chile. Los resultados se obtienen con la identificación de *shocks* mediante un modelo VAR estructural que reproduce el mecanismo de transmisión estándar empírico de la política monetaria que se ha encontrado en otros estudios sobre la economía chilena. Sin embargo, nuestra evidencia apunta a resultados nuevos. A largo plazo, los períodos de expansión económica provocan, en primer lugar, un aumento de los préstamos en mora, y luego una reducción del crédito. Además del *shock* al mercado del crédito que mide el riesgo en el sector, la morosidad genera importantes fluctuaciones agregadas en la economía. Igualmente, los períodos de contracción económica, especialmente las caracterizadas por altas tasas de interés, son seguidas a mediano plazo por una caída en los préstamos morosos y luego por un *boom* de crédito. Finalmente, un *shock* exógeno de morosidad produce incrementos marginales de la inflación.

ABSTRACTS

THE INTEREST RATE AND EXCHANGE RATE CHANNELS IN DOLLARIZED AND NON-DOLLARIZED ECONOMIES: THE CASES OF CHILE, NEW ZEALAND, PERU AND URUGUAY

Santiago Acosta-Ormaechea / David Coble

The paper conducts a comparative study of the interest rate and exchange rate channels in two economies that run a well-established IT regime, Chile and New Zealand, vis-à-vis two economies operating under relatively newer IT regimes, and which are exposed to a significant degree of dollarization, Peru and Uruguay. It is shown that the traditional interest rate channel is effective in Chile and New Zealand. For Peru and Uruguay, the exchange rate channel is instead more relevant in the transmission of monetary policy. This latter result follows from the limited impact of the policy rate in curbing inflationary pressures in these two countries, in combination with the fact that they have a relatively large and persistent exchange rate pass through. Finally, it is shown that the on-going de-dollarization process of Peru and Uruguay has somewhat strengthened their monetary transmission through the interest rate channel.

MACROECONOMIC FORECASTING IN CHILE: A STRUCTURAL BAYESIAN APPROACH

Carlos J. García / Pablo González M. / Antonio Moncado S.

We evaluate the performance of different models projecting the inflation rate, the output gap, the real exchange rate, and the interest rate related to monetary policy. We consider linear models widely used by central banks: a BVAR, a standard reduced-form New Keynesian model, and a DSGE model—all of them estimated by Bayesian econometrics. Our benchmarks are univariate time series models (AR(1) and random walk), but estimated by ordinary least squares. The results indicate that: i) introducing microfoundation (DSGE model) produces reasonable projections within a one-year horizon for inflation, the output gap and the monetary policy rate (MPR), ii) the priors for the parameter estimates are particularly useful for inflation and MPR forecasting, iii) those priors are helpful only if they come from well-founded models, iv) the reduced-form Keynesian model obtains the worst results, and v) forecasting the real exchange rate gap, the univariate models remain better than the multivariate versions that we considered (Meese-Rogoff puzzle).

THE BUSINESS CYCLE, CREDIT COST AND RISK IN CHILE FROM A STRUCTURAL VAR MODEL'S PERSPECTIVE

Carlos J. García / Andrés Sagner T.

This paper studies the interaction between the economic cycle and the credit market in Chile. The results are obtained with identification of shocks using a structural VAR model that replicates the empirical standard transmission mechanism of monetary policy that has been found in other studies on the Chilean economy. However, our evidence indicates new results. The periods of economic expansion triggers in the long run, first, increases in nonperforming loans, and then credit reductions. Besides, credit market shocks that measure the risk in the sector, nonperforming loans (NPL), generate significant aggregate fluctuations in the economy. Similarly, periods of economic contraction, especially characterized by high interest rates, are followed in the mediumterm by falling in the nonperforming loans and then by credit booms. Finally exogenous shocks of NPLs produce marginal increases in inflation.



CANALES DE TRANSMISIÓN DE LA TASA DE INTERÉS Y EL TIPO DE CAMBIO EN ECONOMÍAS DOLARIZADAS Y NO DOLARIZADAS: LOS CASOS DE CHILE, NUEVA ZELANDA, PERÚ Y URUGUAY*

Santiago Acosta-Ormaechea**
David Coble***

I. INTRODUCCIÓN

El estudio del mecanismo de transmisión de la política monetaria, tanto en economías avanzadas como en países en vías de desarrollo, ha sido el objetivo de numerosos trabajos durante los últimos años. En ellos, la transmisión es generalmente concebida como el análisis de cómo las decisiones de política monetaria terminan afectando a la inflación, la cual es en general el principal objetivo de los bancos centrales. Dado que, actualmente, son muchos los países que tienen la tasa de interés de política monetaria (TPM) como su principal instrumento de política, los estudios empíricos se han concentrado específicamente en determinar cómo inciden las perturbaciones a la misma sobre un subconjunto particular de variables económicas, en especial la inflación y el producto. En particular, dentro de un esquema de metas de inflación (MI), la autoridad económica conduce la política monetaria como se sugirió previamente: el banco central normalmente fija una tasa de interés de referencia con el objetivo de lograr una meta de inflación preanunciada, mientras deja que el mercado determine los demás agregados monetarios y el tipo de cambio. Sin embargo, las decisiones de política solo impactan con rezagos a la inflación, ya que primero tienden a afectar a diferentes variables y solo después, a través de diversos canales, al nivel de precios de la economía¹.

El objetivo de este artículo es estudiar la transmisión de la política monetaria de manera empírica, comparando los casos de cuatro economías pequeñas y abiertas que operan bajo un régimen de metas de inflación, pero las cuales están expuestas a diferentes grados de dolarización. Adicionalmente, la intención del estudio es determinar en qué medida, dichas diferencias en el grado de dolarización, ayudan a explicar las características particulares de la transmisión monetaria en cada una de estas economías².

* Las opiniones vertidas en este trabajo pertenecen a los autores y no necesariamente representan al FMI o sus políticas. Agradecemos a Ulric Erickson von Allmen, María González, Rodrigo Valdés, los participantes de un seminario en el Banco Central de Uruguay en diciembre del 2010, y a dos árbitros anónimos por sus muy útiles comentarios. También agradecemos la excelente asistencia de Karlye Dilts por la compilación de las bases de datos, así como la ayuda de María Gutiérrez y Lucía Castro en la edición de los gráficos y cuadros del documento. Cualquier error u omisión es exclusiva responsabilidad de los autores.

** Fondo Monetario Internacional E-mail: sacostaormahechea@imf.org

*** Universidad de Chicago (estudiante de PhD). E-mail: dcoble@uchicago.edu

¹ Véase Mishkin (1996) para una discusión detallada sobre los principales canales de transmisión de la política monetaria.

² Si bien la dolarización es un fenómeno endógeno y como tal depende de la credibilidad de la política monetaria, aquí la suponemos dada, tal y como lo han hecho Aghion et al. (2000) y Céspedes et al. (2004), entre otros. Este tipo de análisis se justifica ya que la dolarización (o desdolarización) es un reflejo de la política monetaria aplicada durante un período amplio de tiempo. Por ello, la autoridad monetaria tiene un campo limitado para producir efectos de corto plazo sobre esta. Aunque en última instancia la misma se modificará de manera endógena, dependiendo de la credibilidad de la política monetaria, los rezagos que tienen estos cambios pueden justificar considerar a la dolarización como dada al estudiar los efectos de un shock de política monetaria en el corto plazo.

Con este objetivo en mente, entre los países estudiados hay dos que tienen un régimen de MI bien establecido y con una baja exposición a problemas de dolarización: Chile y Nueva Zelanda. Además, se analizarán los casos de Perú y Uruguay, que operan con regímenes relativamente recientes de metas de inflación, pero que están expuestos a un alto grado de dolarización de sus respectivos sistemas bancarios^{3,4}.

Con el fin de determinar la secuencia con la que se transmiten las decisiones de política al resto de la economía, el análisis se divide en dos etapas. En términos generales, nuestra intención es evaluar la importancia de lo que en la práctica constituye la primera parte de la transmisión, la cual va desde la tasa de política monetaria hasta las tasas de interés claves de la economía. Adicionalmente, en cuanto a la segunda etapa, utilizamos un modelo de vectores autorregresivos (VAR) para evaluar cómo incide una variación de la tasa interbancaria sobre el producto y la inflación en dichas economías⁵. El propósito es analizar de manera empírica las diferencias en intensidad y operatoria de los distintos canales de transmisión en los diferentes países estudiados. Por último, y para ilustrar los nexos entre las variables del sector financiero y la macroeconomía en general, analizamos mediante diferentes modelos VAR recursivos en qué medida el nivel de crédito y el nivel de dolarización contribuyen a explicar la intensidad de la respuesta de la inflación frente a innovaciones en la TPM en dichos países.

Una parte importante de la investigación empírica sobre política monetaria considera modelos VAR aplicados a Estados Unidos o a la Eurozona⁶. Este artículo sigue una metodología similar, pero aplicada a un conjunto diferente de países, lo cual plantea desafíos adicionales. En particular encontramos una paradoja significativa o puzle en la evolución de los precios cuando consideramos la especificación VAR de Kim y Roubini (2000). Para remediar este problema, modificamos dicha especificación incluyendo una medida novedosa de inflación, eliminando su componente externo, dentro del conjunto de variables que conforman nuestro modelo VAR. Encontramos que este enfoque reduce dicha paradoja de los precios de manera significativa. La explicación es que la intensidad de la transmisión de la política monetaria debería evaluarse solamente considerando las variables que efectivamente controla el banco central. Como claramente este no es el caso respecto de la inflación externa, esta fuente de variabilidad de los precios locales debe eliminarse del modelo. Por otro lado, nuestro artículo incluye una evaluación integral de la forma en que los *shocks* de tasas de interés se

³ En la actualidad Uruguay no tiene un régimen 'pleno' de metas de inflación, ya que comenzó a transitar hacia este esquema recientemente. Esta transición ocurrió a principios del 2005, cuando el país empezó a reorientar su política monetaria con el objetivo de alcanzar una meta de inflación preanunciada. Además, a partir de septiembre del 2007, Uruguay adoptó la TPM como su principal instrumento de política. Hasta entonces, la política monetaria consistía esencialmente en fijar objetivos sobre los agregados monetarios para llegar a la meta inflacionaria.

⁴ En alguna medida nuestra selección de países es arbitraria. Sin embargo, nuestra principal preocupación en este artículo es más bien heurística, y por ello decidimos considerar un número de casos que nos facilitara la comprensión del mecanismo de transmisión monetaria en economías dolarizadas y no dolarizadas. Así, escogimos países de América Latina que operan con metas de inflación con un grado similar de apertura, que dependen en gran medida de los precios de las materias primas, y que presentan diferentes grados de dolarización. Con este objetivo en mente tomamos tres de los países más relevantes de la región: Chile, Perú y Uruguay. La decisión de incorporar a Nueva Zelanda se basó en que constituye un importante referente gracias a su establecido esquema de metas inflacionarias, tiene alta dependencia de los precios de las materias primas, y es también una economía pequeña y abierta. Consideramos que usar este tipo de referencia permite hacer una evaluación más amplia del desempeño de nuestra selección de países latinoamericanos.

⁵ Un número significativo de estudios analizan la transmisión de la política monetaria en países avanzados y emergentes utilizando modelos VAR como hacemos aquí (Kim y Roubini, 2000; Peersman y Smets, 2001; Leiderman et al., 2006).

⁶ Véase, por ejemplo, Kim y Roubini (2000).



transmiten inicialmente al resto de la economía a través del mercado de crédito local, lo cual no es habitual en esta literatura. También incluimos una evaluación empírica de los efectos de la profundización financiera en la transmisión de la política monetaria. En este sentido, mostramos que la respuesta de la inflación a un *shock* de tasas de interés parece no depender del grado de profundidad financiera. Este hallazgo apoya la idea de que, en principio, la política monetaria puede ser eficaz aún cuando el nivel de crédito de la economía es bajo, lo cual ilustra el hecho de que otros canales de transmisión (como el de las expectativas) son particularmente importantes para realizar un control efectivo de la inflación.

Al buscar una caracterización más detallada de nuestros resultados empíricos, encontramos que tanto en Chile como en Nueva Zelanda hay un traspaso significativo desde la TPM a las principales tasas de interés de la economía. Asimismo, también encontramos que un *shock* de política monetaria contractiva reduce la inflación y el producto, lo que sugiere la existencia de una fuerte transmisión a través del canal tradicional de la tasa de interés en estos países. En Perú y Uruguay el traspaso de la tasa de interés es más bien débil, como también lo es la transmisión general al producto y a la inflación. La evidencia para estos dos países, sin embargo, sugiere que el canal del tipo de cambio —más que el de la tasa de interés— parece jugar un rol protagónico para controlar presiones inflacionarias, como se deduce del relativamente mayor traspaso cambiario en ambas economías. Por último, no encontramos pruebas concluyentes en cuanto al rol del crédito en la transmisión. Sin embargo sí encontramos que, en la medida en que Perú y Uruguay han reducido su grado de dolarización, la efectividad de la transmisión de su política monetaria se ha incrementado.

El resto del artículo se organiza de la siguiente manera. La sección II introduce algunos hechos estilizados relevantes de estas economías. La sección III revisa la transmisión vía tasas de interés desde la TPM hacia un subconjunto de tasas en cada una de las economías bajo estudio. La sección IV muestra el análisis empírico de la transmisión utilizando un modelo VAR, en tanto la sección V discute el rol que cumplen las variables financieras en dicha transmisión. La sección VI presenta una serie de conclusiones.

II. HECHOS ESTILIZADOS RELEVANTES

Chile, Nueva Zelanda, Perú y Uruguay son economías pequeñas y abiertas, cuyas políticas monetarias operan bajo metas de inflación. Las cuatro tienen grados similares de apertura comercial y son importantes exportadores de materias primas. Una diferencia importante entre ellas, sin embargo, es el grado de dolarización de su sistema bancario. Mientras que en Chile y Nueva Zelanda casi la totalidad de las captaciones y colocaciones están denominadas en moneda nacional, en Perú y Uruguay existe una alta proporción del crédito y de los depósitos denominados en moneda extranjera, aunque ésta ha tendido a disminuir en los últimos años⁷.

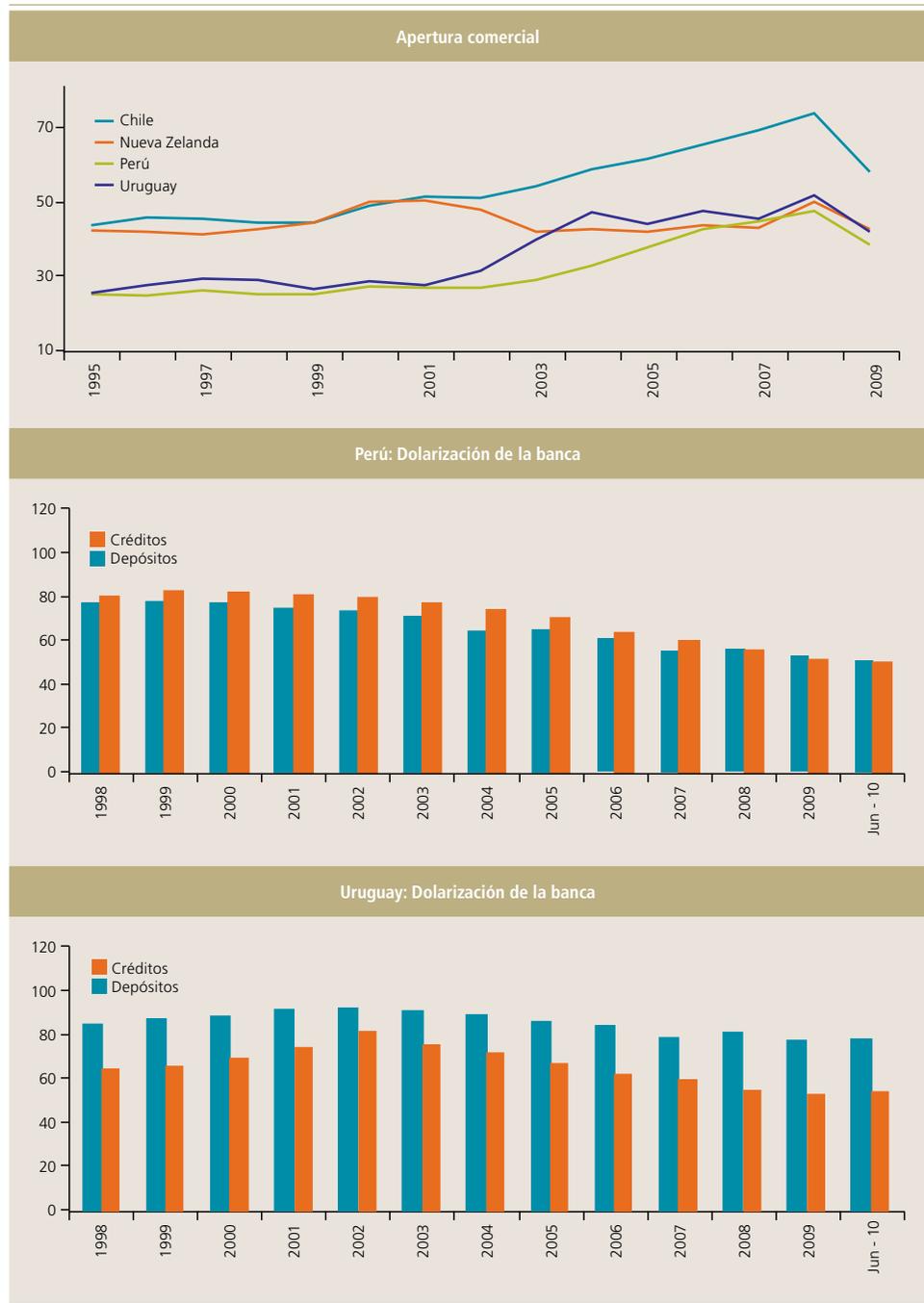
También existen diferencias adicionales en el desempeño de ciertos fundamentos económicos importantes en dichas economías, como se indica en el cuadro 1⁸. Por ejemplo, Uruguay y Perú muestran poca variabilidad tanto en su tipo de cambio nominal con respecto al dólar

⁷ Para un análisis reciente de la tendencia a la desdolarización de Perú y Uruguay, véase García-Escribano y Sosa (2011).

⁸ El apéndice presenta un detalle de las variables utilizadas en el cuadro 1.

Gráfico 1

Indicadores macroeconómicos seleccionados



Fuentes: Autoridades respectivas y cálculos de los autores.



Cuadro 1

Volatilidad de variables seleccionadas^a

	TCRE		TCN		Producto		Inflación IPC		Inflación esperada (a 12 meses)		Reservas internacionales sobre PIB	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Chile	6,4	7,6	5,0	17,2	1,0	3,8	1,4	4,1	0,3	1,1	7,1	34,2
Nueva Zelanda	8,0	12,2	10,1	22,8	1,1	1,8	0,6	1,0	0,2	0,7	20,2	12,8
Perú	2,3	2,9	3,4	7,3	1,8	4,7	0,9	2,3	0,3	0,6	15,5	31,4
Uruguay	6,1	6,9	6,8	14,8	8,2	8,4	1,5	0,8	0,5	0,5	15,8	25,0

Fuentes: Autoridades respectivas y cálculos de los autores.

a. Desviación estándar de cambio anual. Para las variables inflacionarias, se computan valores efectivos de las mismas.

(1): De enero del 2005 a diciembre del 2007.

(2): De enero del 2008 a noviembre del 2010.

de EE.UU. (TCN), como en su tipo de cambio real efectivo (TCRE). Esto podría indicar cierto “miedo a flotar”, asociado a su alto grado de dolarización. Además, Uruguay experimentó un alto grado de volatilidad del producto en comparación con los demás países⁹. En Perú, el producto ha sido menos volátil que en Uruguay, pero mayor que en Chile y en Nueva Zelanda. Sorprende, sin embargo, que en el último tiempo la volatilidad de la inflación IPC se ha reducido en Uruguay, mientras que en las otras tres economías ha mostrado una tendencia alcista¹⁰. La inflación esperada ha seguido un patrón similar: en todos los países, salvo Uruguay, la volatilidad aumentó en el tiempo. Curiosamente, la evidencia sugiere un uso relativamente más activo de las intervenciones en los tres países latinoamericanos en los últimos años, lo que contrasta con el caso de Nueva Zelanda, donde la volatilidad de las reservas ha descendido en el tiempo.

Aunque la inflación del IPC de Uruguay ha sido relativamente más estable, también se ha mantenido a un nivel relativamente mayor que en los otros tres países, en particular durante 2010 (gráfico 2). Se puede observar un patrón similar si se consideran diferentes medidas de inflación subyacente (las cuales no se muestran aquí). Más aún, tanto la inflación efectiva como la esperada han permanecido sistemáticamente en la parte superior del rango meta en Uruguay, mientras que en los otros tres casos ambas variables han oscilado alrededor del centro de sus respectivos rangos. Tal como se esperaba, las expectativas inflacionarias se han movido a la par con la inflación efectiva, aunque con menos variabilidad. Por otro lado, en los cuatro casos la TPM se ha movido junto con la tasa de inflación, lo cual sugiere una política monetaria activa en el esfuerzo por contener presiones inflacionarias.

Vale la pena mencionar, sin embargo, algunas diferencias en cuanto a la evolución de la TPM.¹¹ La muestra considerada se divide en dos períodos: el primero comienza con la

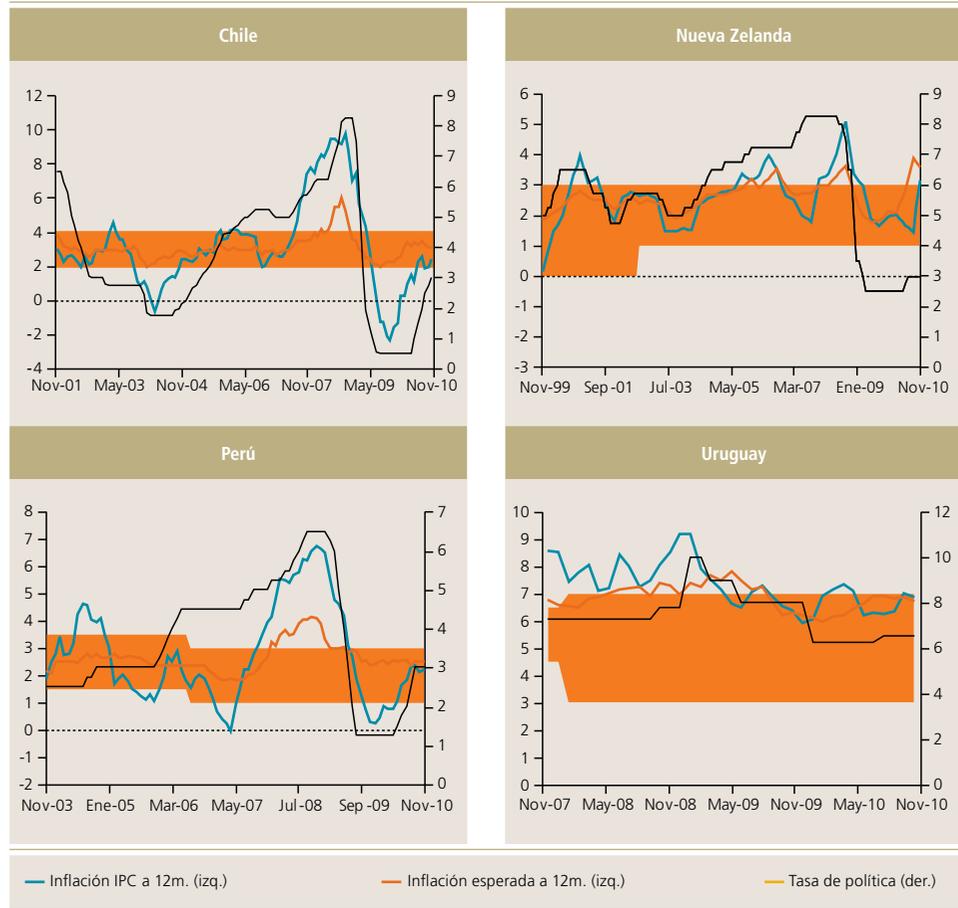
⁹ El informe del Artículo IV del Fondo Monetario Internacional para Uruguay del año 2010 también discute el hecho de que la volatilidad del producto en Uruguay tiende a superar a la de varios países comparables.

¹⁰ Este hecho se explica en parte por la evolución de algunos precios en Uruguay sobre los que la autoridad económica ejerce cierto control, como las tarifas del transporte y algunos servicios públicos. Estas particularidades han limitado en alguna medida la variabilidad de la tasa de inflación uruguaya.

¹¹ La TPM se obtiene de la página web del banco central respectivo, y refleja en cierto grado un objetivo, anunciado públicamente por la autoridad monetaria, respecto del nivel deseado de la tasa de interés interbancaria de cada país.

Gráfico 2

Inflación efectiva, inflación esperada, bandas meta y tasas de política



Fuentes: Autoridades respectivas y cálculos de los autores.

introducción de la TPM como el principal instrumento de política monetaria en Perú en septiembre del 2003, y termina en agosto del 2007; el segundo comienza con la introducción de la TPM en Uruguay, en septiembre del 2007, y concluye con la última observación disponible, en noviembre del 2010. Cabe señalar que Chile muestra el uso más activo de su política monetaria, medido por el número de modificaciones a la TPM implementadas durante los dos períodos. Esto contrasta con Uruguay, que hizo el menor número de modificaciones, aunque la mediana de estos cambios fue mayor. Además, dado que Uruguay ha experimentado la mayor inflación promedio, su TPM ha tenido el nivel más elevado tras su implementación. Estos resultados difieren sustancialmente de los de Perú, donde la evidencia sugiere un uso más activo de la política monetaria, pero con cambios menores en la TPM, cada vez que estos ocurrieron. En general, la evidencia sugiere que no existe un patrón claro del uso de la TPM entre los países, al margen de su nivel de dolarización y el momento en que implementaron el régimen de metas de inflación.

**Cuadro 2****Inflación y tasa de política**

(porcentaje y otras unidades indicadas)

	Inflación IPC promedio	Tasa de Política		Variación de Tasa de Política ^a			
		Nivel promedio	Desv. est.	N° de veces	Mínimo	Máximo	Mediana
2003.9-2007.8							
Chile	2,5	3,7	1,4	29	6	58	15
Nueva Zelanda	2,7	6,7	0,9	13	25	25	25
Perú	2,1	3,5	0,8	10	25	25	25
Uruguay	7,3	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.
2007.9-2010.11							
Chile	3,8	3,7	2,9	23	8	261	33
Nueva Zelanda	2,7	4,7	2,5	9	25	150	50
Perú	3,5	3,8	2,0	19	25	100	25
Uruguay	7,3	7,4	1,0	8	25	225	100

Fuentes: Autoridades respectivas y cálculos de los autores.

a. El mínimo, el máximo y la mediana se basan en el valor absoluto de la variación de la tasa, en puntos base.

n.d.: no disponible.

III. TRANSMISIÓN DE LA TASA DE INTERÉS

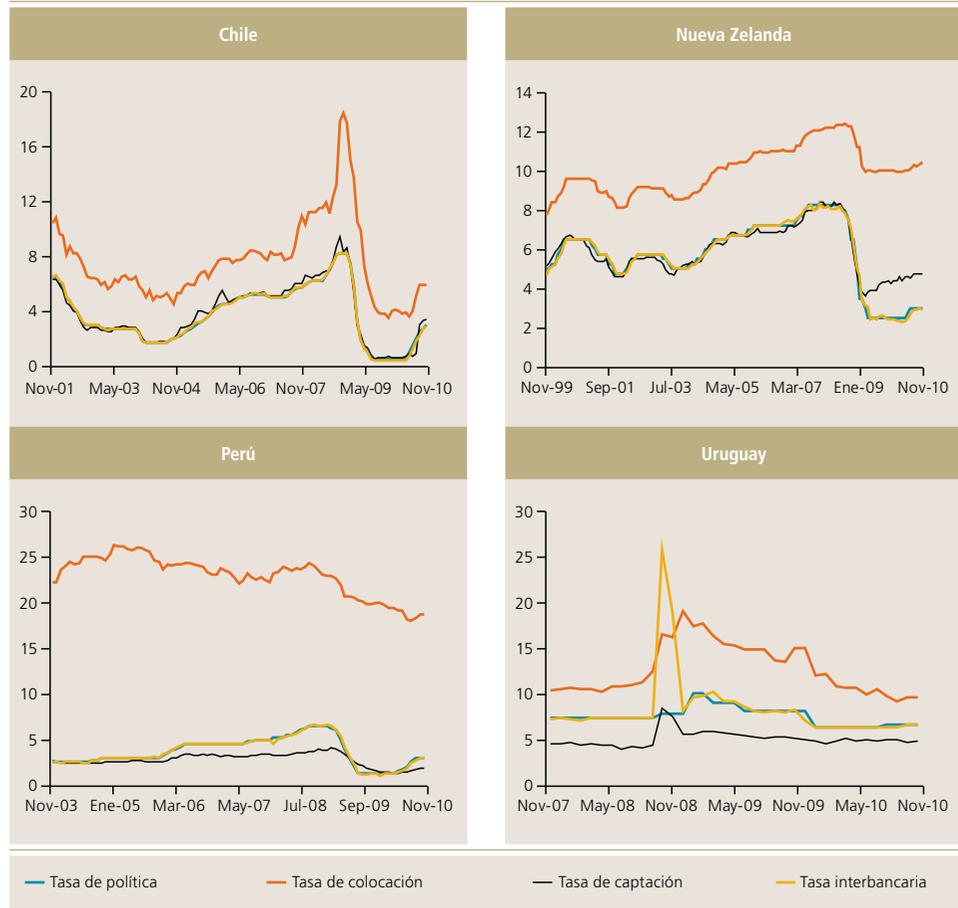
En un esquema de metas de inflación, las decisiones de política monetaria inicialmente se transmiten por la vía de un cambio en la TPM, el que a su vez afecta inmediatamente a la tasa interbancaria. Los cambios en esta última luego se transmiten a las tasas de captación y colocación de depósitos, lo cual posteriormente afecta a las decisiones de consumo y ahorro de personas y empresas, y en consecuencia la demanda agregada y posteriormente la inflación. Al mismo tiempo, cambios en la TPM pueden afectar la disponibilidad general de crédito, así como distintos precios de activos que reaccionan a la tasa de interés de corto plazo, lo que refuerza la transmisión a través de los llamados canales del crédito y de precios. Adicionalmente, como las tasas de interés interna y externa pueden diferir para activos comparables, el arbitraje entre ellas provoca fluctuaciones en el tipo de cambio nominal, que afectan la inflación y la actividad económica a través del llamado canal cambiario.

Como es esperable, el gráfico 3 muestra que en todos los países la TPM y la tasa interbancaria se superponen casi por completo. La única excepción ocurrió en Uruguay entre octubre y noviembre del 2008, período en el cual el Banco Central de Uruguay (BCU) explícitamente evitó intervenir en un mercado interbancario inestable, como parte de su estrategia para hacer frente a la crisis financiera global causada por el colapso de *Lehman Brothers*. Salvo por esta excepción, se infiere del gráfico que el traspaso de la TPM a la tasa interbancaria tiende a ocurrir de manera inmediata y completa entre países.

También se visualiza en el gráfico que el co-movimiento entre la TPM y las tasas de captación y colocación es muy fuerte en Chile y Nueva Zelanda, pero algo más débil en Perú y Uruguay. Ello sugiere que la TPM puede no ser una señal tan eficaz de la situación respecto de la política monetaria en estos últimos dos países.

Gráfico 3

Tasas de captación y de colocación en moneda nacional, y tasa de política



Fuentes: Autoridades respectivas.

Para evaluar formalmente la relación entre estas tasas de interés, recurrimos a una simple regresión de mínimos cuadrados ordinarios:

$$y_{it} = c_i + \alpha_j x_{it} + \varepsilon_{it}$$

donde y_{it} es la variación ya sea de la tasa de captación o de colocación, c_i es una constante, x_{it} es la variación de la tasa interbancaria, y ε_{it} es un componente de ruido blanco, para cualquier país i durante el período t . El efecto de corto plazo de una variación de la tasa interbancaria sobre las demás tasas de interés viene dado por el parámetro α_j . Los cuadros 3 y 4 resumen los principales resultados de estas estimaciones.

**Cuadro 3****Transmisión desde la tasa interbancaria a la tasa de captación**

	c	α	Transmisión a corto plazo	Correlación cruzada	R^2	Muestra
Chile	0,00	0,78	0,78	0,87	0,76	1999.9–2010.11
Estadístico	-0,08	20,72				
Nueva Zelanda	0,01	0,67	0,50	0,71	0,50	1999.4–2010.10
Estadístico	0,70	11,68				
Perú	-0,01	0,32	0,32	0,75	0,57	2003.9–2010.10
Estadístico	-1,49	10,54				
Uruguay	0,03	0,20	0,20	0,30	0,91	2007.9–2010.11
Estadístico	0,71	19,91				

Fuente: Cálculos de los autores.

Cuadro 4**Transmisión desde la tasa interbancaria a la tasa de colocación**

	c	α	Transmisión a corto plazo	Correlación cruzada	R^2	Muestra
Chile	-0,01	0,67	0,67	0,72	0,51	1999.9–2010.11
Estadístico	-0,21	11,88				
Nueva Zelanda	0,03	0,62	0,62	0,84	0,70	1999.4–2010.10
Estadístico	3,18	17,94				
Perú	-0,03	0,19	0,19	0,13	0,02	2003.9–2010.10
Estadístico	0,05	0,16				
Uruguay	0,03	0,10	0,10	0,32	0,00	2007.9–2010.10
Estadístico	0,14	2,05				

Fuente: Cálculos de los autores.

Tal y como se desprende visualmente a partir del gráfico 3, el coeficiente de traspaso de la tasa de interés en los casos de Chile y Nueva Zelanda es elevado. En ambos países, un cambio en la TPM tiene un efecto substancial y significativo tanto en las tasas de captación como de colocación a través de variaciones en la tasa interbancaria. En contraste, en Perú y Uruguay la transmisión de la TPM tiende a ser mucho más débil, aunque al parecer esta tiene un impacto mayor en la tasa de captación con relación a la tasa de colocación.¹² Es probable que la más leve relación entre estas tasas de interés, en estos últimos dos países, refleje diferencias de estructura, profundidad y grado de dolarización de sus sistemas financieros.

¹² Estos resultados deben tomarse con cautela, ya que el período muestral de la estimación es particularmente limitado en el caso de Uruguay. De todas maneras, nuestros resultados son ampliamente coherentes con los de otros estudios que muestran un traspaso bajo desde la tasa interbancaria hacia las tasas de interés de captación y colocación de este país.

IV. ANÁLISIS EMPÍRICO

Luego de la transmisión inicial de la TPM a las distintas tasas de interés, el *shock* de política monetaria se traspasa al resto de la economía vía los distintos canales descritos previamente. Esta sección analiza específicamente la forma en que esta innovación monetaria incide en la inflación y el producto en cada país. En otras palabras, se evalúa la política monetaria teniendo en cuenta cómo reacciona la inflación, objetivo primario del banco central, a un incremento de la tasa de interés interbancaria generado por una medida de política (un *shock* contractivo de política monetaria). Dado que el nivel de la demanda agregada también determina el comportamiento de la inflación, adicionalmente, estudiamos la respuesta del producto. Con este objetivo en mente, estimamos el siguiente modelo VAR:

$$Y_t = A(L)Y_{t-1} + B(L)X_t + U_t \quad (1)$$

donde $A(L)$ y $B(L)$ son matrices polinómicas de dimensión $n \times n$ y $n \times k$ en el operador de rezagos L , respectivamente; Y_t es un vector $n \times 1$ de variables endógenas, X_t es un vector $k \times 1$ de variables exógenas, y U_t es un vector $n \times 1$ de residuos. Incluimos X_t para controlar por aquellas perturbaciones que no son manejadas directamente por la autoridad monetaria y que pueden tener efectos en la dinámica del modelo. El modelo de referencia toma la siguiente forma:

$$Y_t = \begin{bmatrix} R_t & IP_t & \pi_t - \pi_t^w \end{bmatrix} \quad (2)$$

donde R_t es la tasa interbancaria, IP_t es la variación anual del índice de actividad económica, y $\pi_t - \pi_t^w$ es una medida de la inflación anual total que efectivamente controla la autoridad monetaria.¹³ Intuitivamente, dado que estas economías son pequeñas y abiertas, la inflación externa tendrá un efecto significativo en sus respectivas tasas de inflación local. Para aislar efectivamente la inflación de factores externos, se utiliza la brecha entre inflación externa e interna. Esto permite eliminar el problema conocido como "*price puzzle*" en la literatura que analiza la transmisión de la política monetaria (Sims, 1992). A la vez, el vector de variables exógenas viene dado por

$$X_t = \begin{bmatrix} FF_t & WCPI_t & IP_t^{us} \end{bmatrix} \quad (3)$$

donde FF_t es la tasa de política monetaria de Estados Unidos, $WCPI_t$ es la variación anual del índice mundial de precios de materias primas, y IP_t^{us} es la diferencia logarítmica del índice de producción industrial de EE.UU con respecto a su tendencia. En términos de identificación, el modelo utiliza una descomposición estándar de Cholesky, con las variables ordenadas como en el vector Y_t .¹⁴ Esto implica, por ejemplo, que R_t sea afectado contemporáneamente

¹³ Ver el apéndice A para el detalle de las distintas variables utilizadas en el modelo VAR.

¹⁴ Para verificar la robustez de nuestros resultados, se comparan las estimaciones con las que se obtienen de un modelo VAR estructural utilizando una estructura de identificación similar a la propuesta por Kim y Roubini (2000). Los resultados no varían significativamente. Además, el análisis considera todos los demás órdenes posibles en la descomposición de Cholesky. En todos los casos las conclusiones principales de esta sección se mantienen inalteradas.



solamente por su propio *shock*, en tanto $\pi_t - \pi_t^w$, la variable más endógena del modelo, es afectada contemporáneamente por todas las innovaciones estructurales del modelo.

Las estimaciones consideran datos mensuales, con el período muestral adaptado a cada país en particular. En el caso de Chile, la muestra abarca desde la adopción del sistema de metas de inflación en septiembre de 1999, hasta noviembre del 2010. Para Nueva Zelanda, esta comienza en abril de 1999, cuando se estableció la llamada tasa *cash* como el principal instrumento de política hasta septiembre del 2010¹⁵. Para Perú, comienza en septiembre del 2003, mes en que se adoptó el régimen de metas de inflación de manera plena, y concluye en noviembre del 2010. Para Uruguay, por último, a pesar de que se implementó el régimen de metas de inflación vía tasa de política monetaria recién a partir de septiembre del 2010, la muestra aquí utilizada abarca desde enero del 2006 hasta noviembre del 2010. La principal razón es contar con una muestra más amplia que permita estimar el modelo VAR y así obtener resultados relativamente más robustos. Estimamos el modelo con dos rezagos en los cuatro países, siguiendo lo indicado por diferentes *tests* estándares sobre rezagos.

A partir del gráfico 4 se desprende que la intensidad de la transmisión de la tasa de interés varía mucho de un país a otro. El mismo muestra las funciones de impulso-respuesta (IR) a un incremento de 100 puntos base en la tasa interbancaria, es decir un *shock* contractivo de política monetaria¹⁶. En Nueva Zelanda, hay una contracción significativa y persistente de la tasa de crecimiento del producto y de la inflación, lo cual es intuitivo. En Chile, el impacto negativo sobre el producto tarda unos tres meses en materializarse, pero tiende a ser persistente. Además, el efecto sobre la inflación en este país es más inmediato que el efecto en el producto, y adicionalmente tiende a ser muy persistente.

Las dos economías dolarizadas arrojan resultados diferentes. En Perú y Uruguay el alza de la tasa de interés provoca un aumento temporal en la actividad económica durante alrededor de cinco meses (Perú), o un efecto ligeramente positivo aunque no muy significativo en la misma (Uruguay). Además, el efecto del *shock* sobre la inflación puede ser algo contra intuitivo (Perú) o más bien no significativo (Uruguay). Vale la pena mencionar también, que la ausencia de una contracción en la actividad económica, luego del aumento de la tasa de interés, puede estar asociada a la existencia de efectos hojas de balance en estas economías. En otras palabras, la apreciación cambiaria asociada que sigue al alza de la tasa de interés, puede ocasionar una mejora en los balances de aquellos agentes endeudados en moneda extranjera, lo cual puede generar un efecto positivo indirecto en la demanda agregada que contrarresta el efecto contractivo inicialmente dado por el canal tradicional de la tasa de interés (gráfico 5)¹⁷.

¹⁵ En el caso de Nueva Zelanda, la mayor parte de la información disponible es trimestral. La hemos convertido a datos mensuales tomando una tendencia lineal para cada par de trimestres consecutivos. Al momento de hacer las estimaciones, la información trimestral disponible llegaba al tercer trimestre del 2010.

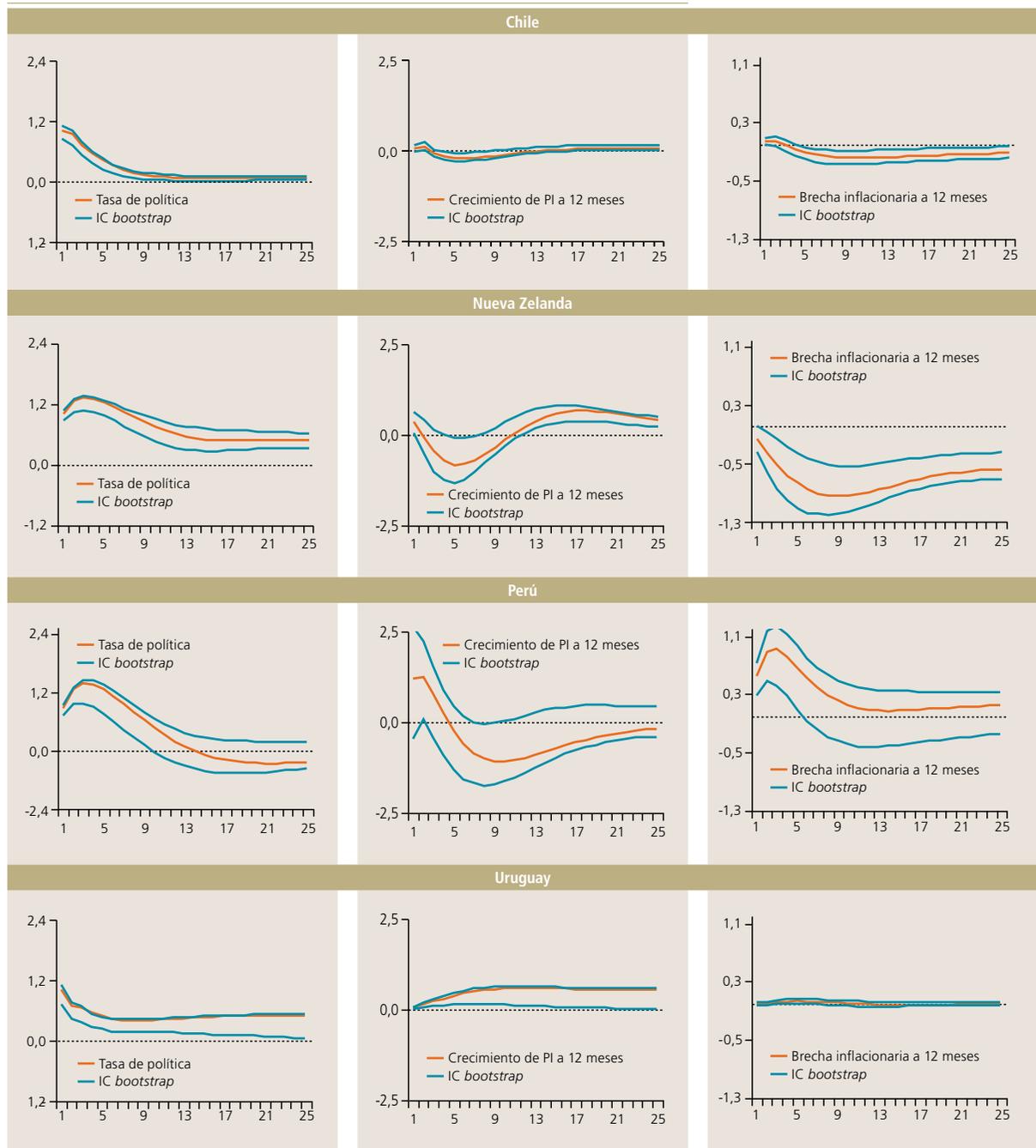
¹⁶ Todos los intervalos de confianza se computan utilizando procedimientos estándares de bootstrapping con 1000 repeticiones.

¹⁷ Rossini y Vega (2007) destacan que la presencia de efectos hojas de balance puede explicar por qué la actividad económica parece expandirse tras un aumento de la TPM al utilizar datos de Perú. Aunque el gráfico 5 sugiere la presencia de dichos efectos, como se menciona en el texto principal, estos resultados no parecen ser estadísticamente significativos cuando se consideran los efectos de la depreciación cambiaria sobre el producto. Pensamos que la no significancia estadística podría estar asociada con el tamaño relativamente pequeño de las muestras utilizadas en estos dos países.

Gráfico 4

Funciones de impulso respuesta a un incremento de 100 puntos base en la tasa de política

(porcentaje, intervalos de confianza al 68% de significancia estadística)



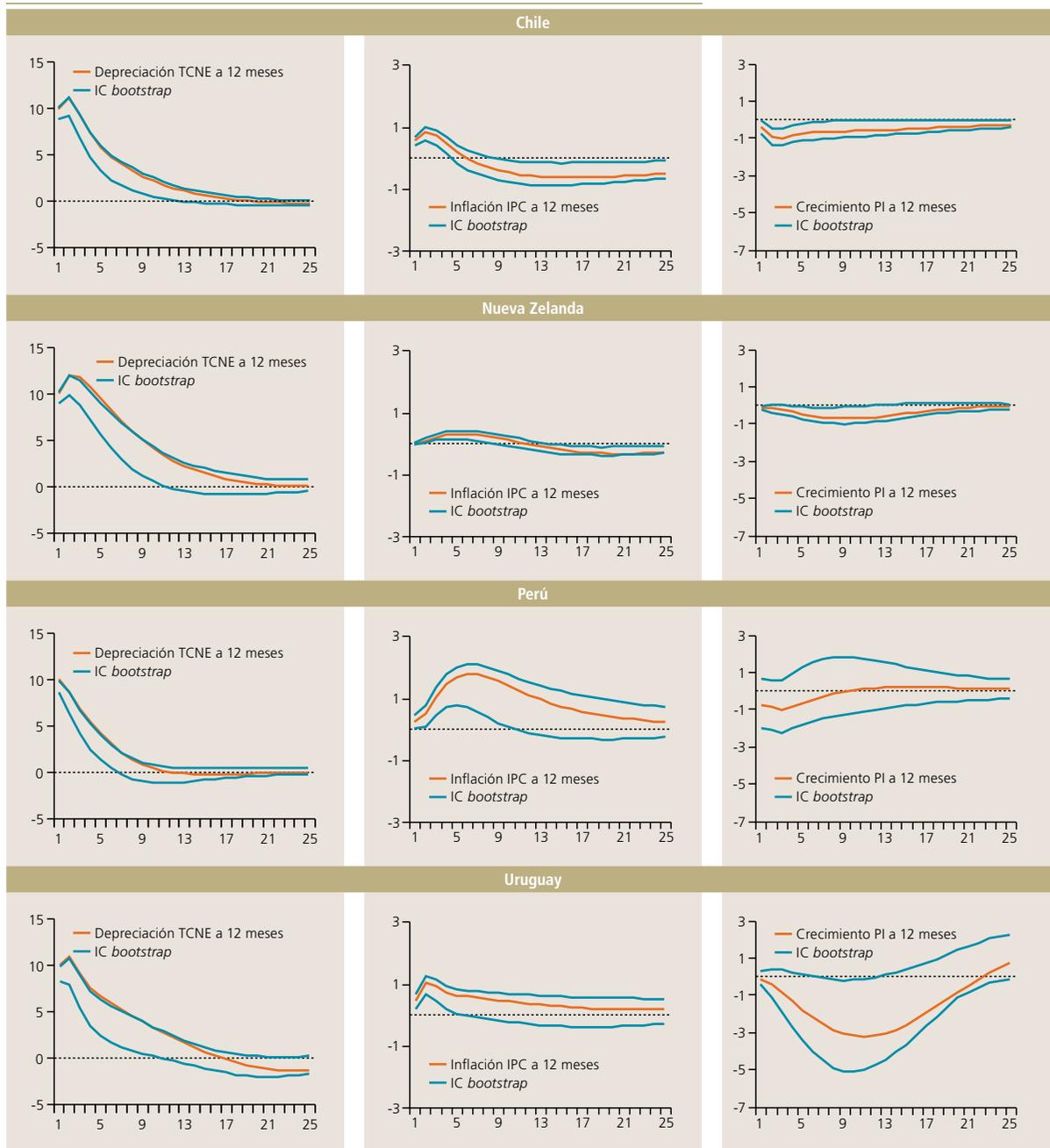
Fuente: Cálculos de los autores.



Gráfico 5

Funciones de impulso respuesta a una depreciación de 10 por ciento en el tipo de cambio nominal efectivo

(porcentaje, intervalos de confianza al 68% de significancia estadística)



Fuente: Cálculos de los autores.

Para analizar si el canal del tipo de cambio —más que el canal de la tasa de interés— es más relevante en Perú y Uruguay, estimamos una versión parcialmente diferente del modelo VAR discutido previamente. Aquí, el vector de variables endógenas toma la siguiente forma:

$$Y_t' = [neer_t \quad IP_t \quad \pi_t \quad R_t] \quad (4)$$

donde $neer_t$ indica la variación anual del tipo de cambio nominal de equilibrio (TCNE), IP_t es la variación anualizada de un índice de actividad económica, π_t representa la inflación anual del IPC y R_t es la tasa interbancaria. El resto del modelo no se modifica en relación con la especificación utilizada como referencia.

Para explorar el rol del tipo de cambio sobre la transmisión monetaria, utilizamos funciones de impulso-respuesta para evaluar cómo el TCNE afecta a la inflación del IPC. Como cabría esperar, Perú y Uruguay muestran el mayor coeficiente de traspaso, lo cual probablemente sea un reflejo de su alto grado de dolarización. En Perú, una depreciación del TCNE de 10% provoca un aumento de la inflación IPC de hasta 1,8% cinco meses después del *shock*, efecto que tiende a ser, además, muy persistente. En el caso de Uruguay, la inflación IPC tiende a aumentar más rápido, a alrededor de un 1,2% a los tres meses, y se mantiene en un rango positivo de manera persistente. Estos resultados contrastan con los de Chile y Nueva Zelanda, donde la depreciación del TCNE parece tener un efecto moderado y por un lapso breve sobre la inflación.

V. EL ROL DE LOS FACTORES FINANCIEROS EN LA TRANSMISIÓN DE LA POLÍTICA MONETARIA

La magnitud de la transmisión monetaria depende de múltiples factores, siendo algunos específicos de cada país. Esta sección explora en qué medida las características del sistema financiero local —en particular su profundidad y grado de dolarización— pueden contribuir a explicar las diferencias entre países respecto de la respuesta de la inflación al *shock* de tasas de interés discutido previamente.

Obsérvese, en primer lugar, que con un grado bajo de profundización financiera puede ocurrir que el canal tradicional de la tasa de interés no sea muy operativo. En efecto, si el mercado local de crédito está poco desarrollado, ello podría limitar la capacidad de la autoridad monetaria para controlar el flujo de crédito y por lo tanto la evolución de la demanda agregada. Además, si el mercado de capitales tiene una importancia limitada, la transmisión desde los precios de activos hacia la demanda agregada podría ser débil, limitando el impacto final de la TPM sobre la inflación. Por otra parte, si además la economía está dolarizada, la transmisión monetaria puede ser aún más débil, debido a que el banco central tiene menos influencia para modificar las tasas de interés claves de la economía, las cuales determinan las decisiones de consumo e inversión.

El cuadro 5 presenta diferentes medidas por país para evaluar las diferencias en el grado de desarrollo de sus sistemas financieros. Se observa que Uruguay tiene el nivel más bajo de crédito al sector privado como porcentaje del PIB, superado levemente por Perú. Sorprende particularmente la baja capitalización financiera observada en Uruguay. No sorprende, en cambio, el hecho de que Uruguay también tenga la mayor tasa de emisión de deuda internacional sobre el PIB, seguido de Perú, dado que ello refleja que su financiamiento en el mercado local es todavía relativamente limitado. Esta tendencia se ha comenzado a revertir en los últimos años, como parte de un proceso intenso de desdolarización observado

**Cuadro 5****Indicadores del sistema financiero**(como porcentaje del PIB^a)

	Total depósitos ^b	Crédito al sector privado ^b	Capitalización de mercado accionario ^c	Emisión de deuda internacional ^d
Chile	49,5	74,3	154,2	6,3
Nueva Zelanda	82,2	142,8	29,3	7,4
Peru	32,3	24,5	67,4	10,2
Uruguay	44,8	20,9	0,4	21,9

Fuentes: Autoridades respectivas, Federación Iberoamericana de Bolsas, New Zealand Exchange, BIS y cálculos del FMI.

a. PIB del 2010 tomada de proyección del FMI (WEO).

b. A noviembre del 2010.

c. A diciembre del 2010.

d. Certificados de deuda internacional de todos los emisores (amortizaciones pendientes) de *BIS Securities Statistics* (tabla 12A) a diciembre del 2010.

en ambos países. En general, la evidencia sugiere que los mercados de crédito son algo más desarrollados en Chile y Nueva Zelanda, lo cual podría explicar la mayor preponderancia del canal de la tasa de interés en dichas economías.

Para hacer una evaluación formal de cómo afecta el grado de desarrollo del mercado local de crédito a la transmisión monetaria, realizamos una serie de ejercicios considerando una vez más nuestro modelo VAR de referencia. Concretamente, exploramos si la respuesta a tres meses de la inflación frente a un incremento de 100 puntos base de la tasa interbancaria se modifica en la medida en que varía el ratio de crédito al producto en los diferentes países. Económicamente, estimamos el modelo VAR de manera recursiva; es decir, establecemos la primera ventana del período muestral de cada país en tres años (36 observaciones). Luego calculamos la función de impulso-respuesta frente a un *shock* de tasas de interés para capturar la respuesta de la inflación al *shock* al cabo de tres meses¹⁸. El proceso continúa con la adición de una nueva observación a la muestra. Entonces, la última (y más amplia) submuestra para cada país coincide con la del modelo VAR de referencia, presentado en la sección anterior. Una vez recopiladas las respuestas de la inflación considerando todas las diferentes submuestras, construimos un gráfico de dispersión que incluye también el ratio del crédito al sector privado sobre el PIB de cada uno de los países¹⁹.

En el gráfico 6 se aprecia que el ratio de crédito al producto no proporciona evidencia suficiente sobre el efecto que tiene el crédito sobre el grado de transmisión monetaria. Ello se debe a que un ratio más elevado debería estar asociado con una respuesta más negativa de la inflación al *shock* de la tasa de interés, puesto que un mercado financiero más desarrollado debería permitir un mejor funcionamiento del canal del crédito. Mientras que los resultados para Chile y Nueva Zelanda son contraintuitivos, para Perú y Uruguay los mismos sugieren que la política monetaria puede haberse hecho aún más efectiva para contener las presiones inflacionarias en la medida en que ha aumentado la disponibilidad de crédito bancario.

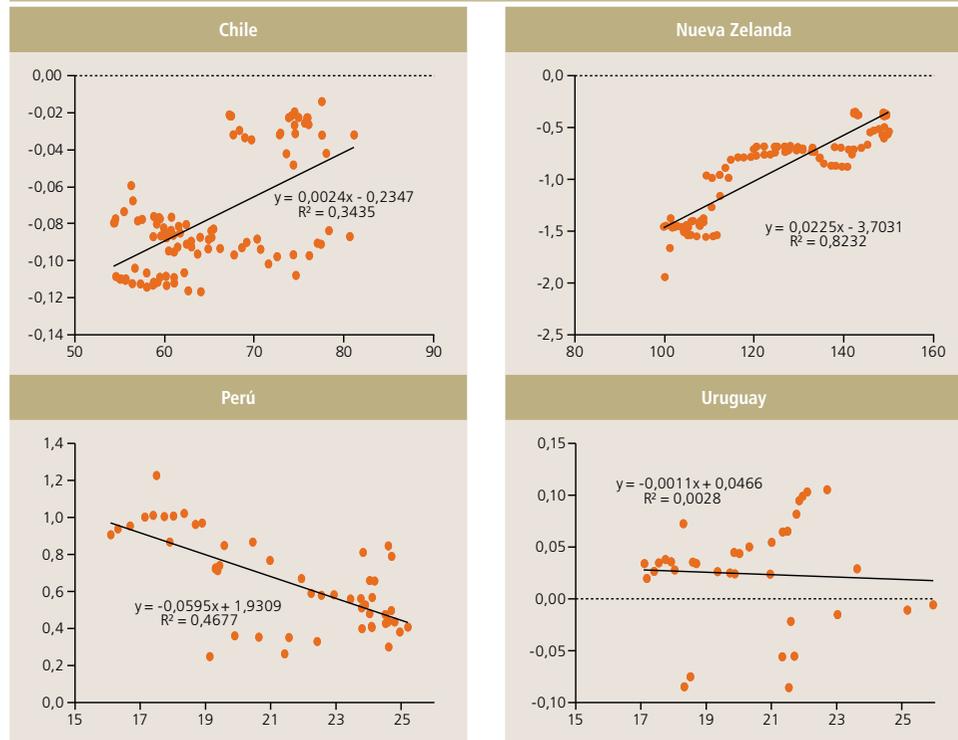
¹⁸ La respuesta de la inflación a tres meses se escogió para incorporar el rezago entre el período en que se modifica la TPM y su efecto final sobre la inflación.

¹⁹ El ratio de crédito al producto de cada punto en el gráfico de dispersión (gráfico 6) coincide con el stock de crédito disponible al final del período muestral del VAR recursivo asociado.

Gráfico 6

Crédito al sector privado y respuesta de la inflación a un *shock* de política de 100 puntos base

(respuesta al tercer período, en porcentaje)



Fuente: Cálculos de los autores.

Sin embargo, la ausencia de resultados concluyentes parece estar en línea con el trabajo de Saizar y Chalk (2008). Dichos autores tampoco encuentran evidencia concluyente sobre una relación positiva entre el ratio de crédito al PIB y la intensidad de la transmisión de los *shocks* de la tasa de interés considerando una muestra de países en desarrollo. Asimismo, también realizamos un ejercicio VAR recursivo similar para determinar si la tendencia a la desdolarización reciente observada en Perú y Uruguay ha fortalecido en algún grado a la transmisión de su política monetaria. Con este objeto, analizamos nuevamente la respuesta a tres meses de la inflación frente a un *shock* de la tasa de interés, siguiendo los pasos previamente descritos. Adicionalmente, utilizamos dos medidas diferentes de dolarización para construir los gráficos de dispersión utilizados para cada país: el crédito en moneda nacional al sector privado (como porcentaje de las colocaciones totales) y los depósitos en moneda nacional (como porcentaje de las captaciones totales)²⁰.

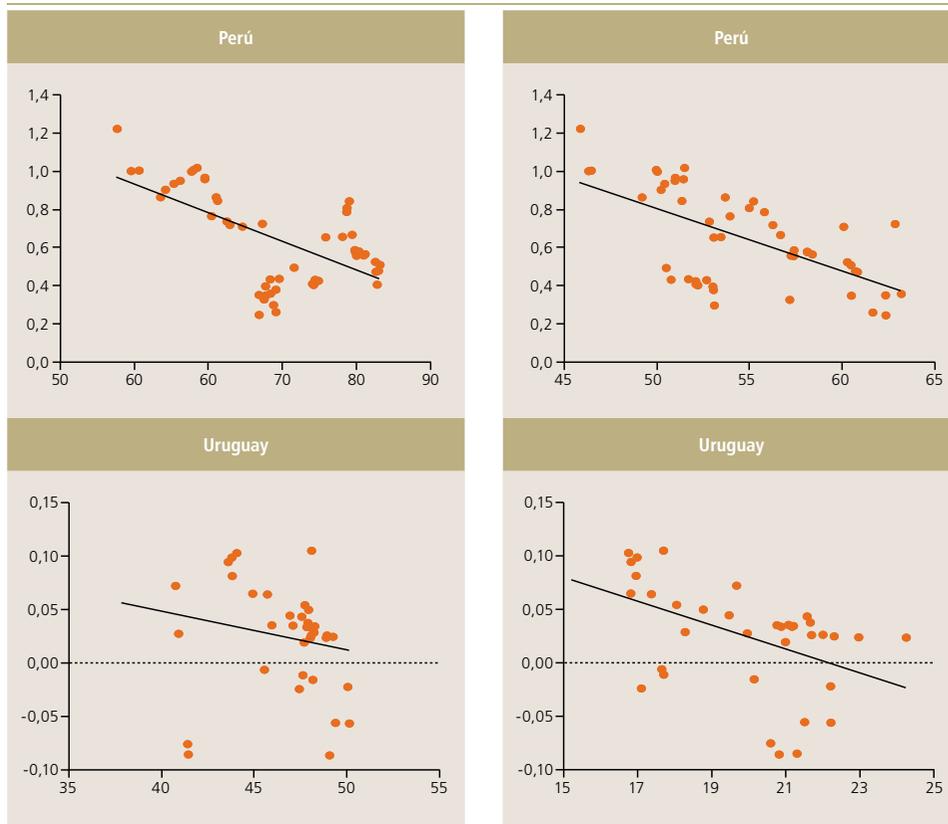
²⁰ Debido a la escasez de datos disponibles no nos resultó posible realizar el ejercicio considerando únicamente los depósitos en moneda local del sector privado en los casos de Perú y Uruguay.



Gráfico 7

Créditos y depósitos en moneda nacional y respuesta de la inflación a un *shock* de política de 100 puntos base

(respuesta al tercer período, en porcentaje)



Fuente: Cálculos de los autores.

Nuestros resultados sugieren que los procesos de desdolarización en Perú y Uruguay observados recientemente, probablemente, aumentaron la eficacia de sus respectivas políticas monetarias (gráfico 7). En efecto, el gráfico 7 indica que la respuesta positiva de la inflación al alza de la tasa de interés (el llamado *price puzzle*) decrece sustancialmente cuando se incrementa la participación de los depósitos y los créditos en moneda nacional, lo cual sugiere que la transmisión de los *shocks* de la tasa de interés en estas economías ha mejorado en la medida en que se ha intensificado el proceso de desdolarización. Aun así, los resultados para Uruguay son relativamente débiles, lo cual puede estar explicado por la corta muestra utilizada en este caso. Un importante ejercicio para estudios futuros sería evaluar si se incrementa la robustez de estos resultados en la medida en que se incluye una mayor cantidad de información.

VI. CONCLUSIONES

El presente estudio encontró diferencias significativas entre Chile, Nueva Zelanda, Perú y Uruguay en términos de la transmisión de las decisiones de política monetaria. Mientras que el canal tradicional de la tasa de interés parece operar adecuadamente en Chile y Nueva Zelanda, la evidencia discutida aquí sugiere que en Perú y Uruguay el canal cambiario sigue siendo el más relevante para controlar las presiones inflacionarias. Esta conclusión se deduce a partir del todavía limitado impacto que se observa por parte de la tasa de política monetaria para controlar la inflación en Perú y Uruguay, lo cual se combina con el hecho de que ambos países tienen un traspaso relativamente fuerte y persistente del tipo de cambio. Esto último, probablemente, esté asociado con la fuerte dolarización observada en estas economías. Es importante notar, sin embargo, que en la medida en que ambos países continúen con su proceso de desdolarización, el canal cambiario probablemente, perderá importancia a lo largo del tiempo. En consecuencia, parece ser necesario el fortalecimiento de otros canales de transmisión para contener las presiones inflacionarias de manera más efectiva, en el mediano plazo.



REFERENCIAS

Aghion, P., P. Bacchetta y A. Banerjee (2000). "A Simple Model of Monetary Policy and Currency Crises". *European Economic Review* 44: 728–38.

Céspedes, L.F., R. Chang y A. Velasco (2004). "Balance Sheets and Exchange Rate Policy". *American Economic Review* 94(4): 1183–93.

García-Escribano, M. y S. Sosa (2011). "What is Driving Financial De-dollarization in Latin America?" IMF Working Paper N°11/10, Fondo Monetario Internacional.

Kim, S. y N. Roubini (2000). "Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution with a Structural VAR Approach". *Journal of Monetary Economics* 45: 561–86.

Leiderman, L., R. Maino y E. Parrado (2006). "Inflation Targeting in Dollarized Economies". IMF Working Paper N°06/157, Fondo Monetario Internacional.

Mishkin, F. (1996). "The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy". NBER Working Paper N°5464.

Peersman, G. y F. Smets (2001). "The Monetary Transmission Mechanism in the Euro Area: More Evidence from VAR Analysis". Working Paper N°91, Banco Central Europeo.

Rossini, R. y M. Vega (2007). "El Mecanismo de Transmisión de la Política Monetaria en un Entorno de Dolarización Financiera: El Caso del Perú entre 1996 y 2006". *Estudios Económicos* 14: 11-32.

Saizar, A.C. y N. Chalk (2008). "Is Monetary Policy Effective when Credit is Low?" IMF Working Paper N°08/288, Fondo Monetario Internacional.

Sims, C. (1992). "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts". *European Economic Review* 36: 975–1011.

APÉNDICE

Cuadro

Fuentes de los datos

Pais	Variable	Descripción	Muestra	Frecuencia	Fuente	Sección
Chile	Inflación del IPC	Índice de precios al consumidor	Ene-2005 a Nov-2010	Mensual	Instituto Nacional de Estadísticas (INE)	II, III y IV
Chile	Crédito al sector privado	Colocaciones internas en pesos	Sep-1999 a Nov-2010	Mensual	Banco Central de Chile	V
Chile	Tasa de captación	Tasa de captación	Sep-1999 a Nov-2010	Mensual	Estadísticas Financieras Internacionales, FMI	II y III
Chile	Inflación esperada	Inflación esperada a doce meses	Ene-2005 a Nov-2010	Mensual	Banco Central de Chile	II y III
Chile	Reservas internacionales	Activos de reserva	Ene-2005 a Nov-2010	Mensual	Banco Central de Chile	II
Chile	Tasa de colocación	Tasa de colocación	Sep-1999 a Nov-2010	Mensual	Estadísticas Financieras Internacionales, FMI	II y III
Chile	Tasa interbancaria	Tasa de interés promedio interbancaria a 1 día	Sep-1999 a Nov-2010	Mensual	Banco Central de Chile	II y III
Chile	TCN	Tipo de cambio nominal, unidades de m/n por US\$	Ene-2005 a Nov-2010	Mensual	Banco Central de Chile	II
Chile	PIB nominal	Producto interno bruto en moneda nacional	1995-2010	Anual	Banco Central de Chile	II y V
Chile	Apertura	Exportaciones más importaciones sobre PIB	1995-2009	Anual	Banco Central de Chile	II
Chile	Producto	Indicador mensual de actividad económica, Imarec	Ene-2005 a Nov-2010	Mensual	Banco Central de Chile	II
Chile	Tasa de política	Tasa de interés de política monetaria	Sep-1999 a Nov-2010	Mensual	Banco Central de Chile	II y III
Chile	TCRE	Tipo de cambio real efectivo, índice 2005=100	Ene-2005 a Sep-2010	Mensual	Estadísticas Financieras Internacionales, FMI	II
Chile	Banda meta	Banda para la meta de inflación	Sep-1999 a Nov-2010	Mensual	Banco Central de Chile	II, III y IV
Nueva Zelanda	Inflación del IPC	Índice de precios al consumidor	Ene-2005 a Nov-2010	Mensual	Banco de la Reserva de Nueva Zelanda	II, III y IV
Nueva Zelanda	Crédito al sector privado	Colocaciones al sector privado	Abril-1999 a Nov-2010	Mensual	Estadísticas Financieras Internacionales, FMI	V
Nueva Zelanda	Tasa de captación	Tasa pagada por depósitos	Abril-1999 a Nov-2010	Mensual	Estadísticas Financieras Internacionales, FMI	II y III
Nueva Zelanda	Inflación esperada	Inflación esperada a doce meses	Ene-2005 a Nov-2010	Mensual	Banco de la Reserva de Nueva Zelanda	II y III
Nueva Zelanda	Reservas internacionales	Reservas totales menos oro	Ene-2005 a Nov-2010	Mensual	Estadísticas Financieras Internacionales, FMI	II
Nueva Zelanda	Tasa de colocación	Tasa de colocación base	Abril-1999 a Nov-2010	Mensual	Estadísticas Financieras Internacionales, FMI	II y III
Nueva Zelanda	Tasa interbancaria	Tasa interbancaria	Abril-1999 a Nov-2010	Mensual	Estadísticas Financieras Internacionales, FMI	II y III
Nueva Zelanda	TCN	Tipo de cambio nominal, unidades de m/n por US\$	Ene-2005 a Nov-2010	Mensual	Estadísticas Financieras Internacionales, FMI	II
Nueva Zelanda	PIB nominal	Producto interno bruto en moneda nacional	1995-2010	Anual	Statistics New Zealand	II y V
Nueva Zelanda	Apertura	Exportaciones más importaciones sobre PIB	1995-2009	Anual	Statistics New Zealand	II
Nueva Zelanda	Producto	PIB real	Ene-2005 a Sept-2010	Trim. mensualizada	Statistics New Zealand	II
Nueva Zelanda	Tasa de política	Tasa de interés de política monetaria	Abril-1999 a Nov-2010	Mensual	Banco de la Reserva de Nueva Zelanda	II y III
Nueva Zelanda	TCRE	Tipo de cambio real efectivo, índice 2005=100	Ene-2005 a Sep-2010	Mensual	Estadísticas Financieras Internacionales, FMI	II
Nueva Zelanda	Banda meta	Banda para la meta de inflación	Abril-1999 a Nov-2010	Mensual	Banco de la Reserva de Nueva Zelanda	II
Perú	Inflación del IPC	Índice de precios al consumidor	Ene-2005 a Nov-2010	Mensual	Instituto Nacional de Estadísticas (INE)	II, III y IV
Perú	Crédito en moneda nacional	Crédito del sistema bancario al sector privado en soles	Sep-2003 a Nov-2010	Mensual	Banco Central de Reserva del Perú	V
Perú	Crédito en moneda extranjera	Crédito en moneda extranjera, fin de período, stock	1995-2009	Anual	Banco Central de Reserva del Perú	II
Perú	Crédito al sector privado	Crédito SB al sector privado	Sep-2003 a Nov-2010	Mensual	Banco Central de Reserva del Perú	V
Perú	Tasa de captación	Tasa pasiva promedio en \$/ (TIPMN)	Sep-2003 a Nov-2010	Mensual	Banco Central de Reserva del Perú	II y III
Perú	Depósitos en moneda nacional	Liquidez SB en MN (mill. \$/.) menos circulante SB (mill. \$/.)	Sep-2003 a Nov-2010	Mensual	Banco Central de Reserva del Perú	V
Perú	Depósitos en moneda extranjera	Depósitos en moneda extranjera, fin de período, stock	1995-2009	Anual	Banco Central de Reserva del Perú	II
Perú	Inflación esperada	Inflación esperada a doce meses, según cálculos del FMI	Ene-2005 a Nov-2010	Mensual	Banco Central de Reserva del Perú	II y III
Perú	Reservas internacionales	Reservas internacionales netas	Ene-2005 a Nov-2010	Mensual	Banco Central de Reserva del Perú	II
Perú	Tasa de colocación	Tasa activa promedio en \$/ (TAMN), y tasa cobrada en préstamos	Sep-2003 a Nov-2010	Mensual	Banco Central de Reserva del Perú y FMI	II y III
Perú	Tasa interbancaria	Tasa interbancaria en soles	Sep-2003 a Nov-2010	Mensual	Banco Central de Reserva del Perú	II y III
Perú	TCN	Tipo de cambio nominal, unidades de m/n por US\$	Ene-2005 a Nov-2010	Mensual	Banco Central de Reserva del Perú	II
Perú	PIB nominal	Producto interno bruto en moneda nacional	1995-2010	Anual	Banco Central de Reserva del Perú	II y V
Perú	Apertura	Exportaciones más importaciones sobre PIB	1995-2009	Anual	Banco Central de Reserva del Perú	II
Perú	Producto	Índice de Producto Interno Bruto	Ene-2005 a Nov-2010	Mensual	Banco Central de Reserva del Perú	II
Perú	Tasa de política	Tasa de interés de política monetaria	Sep-2003 a Nov-2010	Mensual	Banco Central de Reserva del Perú	II y III
Perú	TCRE	Tipo de cambio real efectivo, índice 2005=100	Ene-2005 a Sep-2010	Mensual	Estadísticas Financieras Internacionales, FMI	II
Perú	Banda meta	Banda para la meta de inflación	Sep-2003 a Nov-2010	Mensual	Banco Central de Reserva del Perú	II
Perú	Crédito total	Total de crédito, fin de período, stock	1995-2009	Anual	Banco Central de Reserva del Perú	II
Perú	Depósitos totales	Total de depósitos, fin de período, stock	1995-2009	Anual	Banco Central de Reserva del Perú	II
Uruguay	Inflación del IPC	Índice de precios al consumidor	Ene-2005 a Nov-2010	Mensual	Instituto Nacional de Estadísticas (INE)	II, III y IV
Uruguay	Crédito en moneda nacional	Crédito al sector privado MN	Ene-2006 a Nov-2010	Mensual	Banco Central del Uruguay	V
Uruguay	Crédito en moneda extranjera	Crédito en moneda extranjera, fin de período, stock	1995-2009	Anual	Banco Central del Uruguay	II
Uruguay	Crédito al sector privado	Crédito al sector privado	Ene-2006 a Nov-2010	Mensual	Banco Central del Uruguay	V
Uruguay	Tasa de captación	Tasa de interés pasiva promedio	Sep-2007 a Nov-2010	Mensual	Banco Central del Uruguay	II y III
Uruguay	Depósitos en moneda nacional	Depósitos en moneda nacional	Ene-2006 a Nov-2010	Mensual	Banco Central del Uruguay	V
Uruguay	Depósitos en moneda extranjera	Depósitos en moneda extranjera, fin de período, stock	1995-2009	Anual	Banco Central del Uruguay	II
Uruguay	Inflación esperada	Inflación esperada a doce meses	Ene-2005 a Nov-2010	Mensual	Banco Central del Uruguay	II y III
Uruguay	Reservas internacionales	Activos de reserva	Ene-2005 a Nov-2010	Mensual	Banco Central del Uruguay	II
Uruguay	Tasa de colocación	Tasa de colocación - ordinaria	Sep-2007 a Nov-2010	Mensual	Estadísticas Financieras Internacionales, FMI	II y III
Uruguay	Tasa interbancaria	Tasa	Sep-2007 a Nov-2010	Mensual	Banco Central del Uruguay	II y III
Uruguay	TCN	Tipo de cambio nominal, unidades de m/n por US\$	Ene-2005 a Nov-2010	Mensual	Instituto Nacional de Estadísticas (INE)	II
Uruguay	PIB nominal	Producto interno bruto en moneda nacional	1995-2010	Anual	Banco Central del Uruguay	II y V
Uruguay	Apertura	Exportaciones más importaciones sobre PIB	1995-2009	Anual	Banco Central del Uruguay	II
Uruguay	Producto	Índice de volumen físico de la industria manufacturera (menos refinería)	Ene-2006 a Nov-2010	Mensual	Instituto Nacional de Estadísticas (INE)	II
Uruguay	Tasa de política	Tasa de interés de política monetaria	Sep-2007 a Nov-2010	Mensual	Banco Central del Uruguay	II y III
Uruguay	TCRE	Tipo de cambio real efectivo, índice 2005=100	Ene-2005 a Sep-2010	Mensual	Estadísticas Financieras Internacionales, FMI	II
Uruguay	Banda meta	Banda para la meta de inflación	Sep-2007 a Nov-2010	Mensual	Banco Central del Uruguay	II
Uruguay	Crédito total	Total de crédito, fin de período, stock	1995-2009	Anual	Banco Central del Uruguay	II
Uruguay	Depósitos totales	Total de depósitos, fin de período, stock	1995-2009	Anual	Banco Central del Uruguay	II



PROYECCIONES MACROECONÓMICAS EN CHILE: UNA APROXIMACIÓN ESTRUCTURAL Y BAYESIANA*

Carlos J. García**
Pablo González M.***
Antonio Moncado S.****

Al iniciar mi carrera, no apreciaba la importante diferencia entre el pensamiento bayesiano y el clásico. Por eso no defendí los puntos de vista bayesianos... me parecían irrelevantes. Con el tiempo comprendí que marcaban una gran diferencia...

Christopher A. Sims¹

I. INTRODUCCIÓN

El objetivo de este artículo es analizar si la introducción de información fuera de la muestra tanto en la estructura² de modelos económicos como en la estimación de sus parámetros (econometría bayesiana) mejora las proyecciones de variables macroeconómicas claves en Chile³.

Tomamos como comparador, para evaluar las proyecciones, modelos que tradicionalmente se usan en los bancos centrales. Así, en los registros de estas instituciones, se puede distinguir al menos tres grupos de modelos de proyección de variables económicas, todos en general lineales. El primer grupo considera modelos reducidos del tipo nekeynesiano con expectativas racionales, es decir son modelos IS-LM pero "ampliados" con expectativas racionales en la derivación de la curva de Phillips y la determinación del tipo de cambio, en el caso de considerar una economía

* Se agradece a Francisco Acosta y Ernesto Pastén por su colaboración en los comienzos de este proyecto. Se agradece también la colaboración como asistente de investigación a Daniel Leiva. El documento mejoró sustancialmente por los comentarios de dos árbitros anónimos de Economía Chilena. Sin embargo, todos los errores y opiniones que aparecen en este artículo son de nuestra exclusiva responsabilidad.

** Ilades/Georgetown University y Universidad Alberto Hurtado. E-mail: cgarcia@uahurtado.cl.

*** Ilades/Georgetown University y Universidad Alberto Hurtado. E-mail: pablogon@uahurtado.cl

**** Banco BCI. E-mail: amoncad@bci.cl

¹ Entrevista con Lars P. Hansen. Véase Samuelson y Barnett (2007).

² La incorporación de más estructura microeconómica en los modelos macroeconómicos ha sido una preocupación constante de los economistas desde la aparición de las expectativas racionales a principios de los setenta con Lucas (1973), los cuales han sido resueltos usando diferentes técnicas numéricas (Dejong y Dave, 2011).

³ La estimación de los parámetros de estos modelos a través de priors es parte esencial de lo que se conoce como econometría bayesiana, en contraposición con técnicas econométricas donde las restricciones se concentran esencialmente en la estructura, más que en los parámetros (máxima verosimilitud, método generalizado de momentos, etc.). La econometría bayesiana para los modelos macro, propuesta inicialmente por Zellner (1971) y Leamer (1978), es un camino intermedio entre la técnica de calibración, propuesta por Kyndland y Prescott (1982) para los modelos de ciclos reales (RBC), y la econometría más tradicional construida en torno al método de máxima verosimilitud.

abierta. El segundo grupo de modelos contempla una metodología econométrica que mejora los tradicionales modelos VAR incorporando información fuera de la muestra, conocidos como VAR bayesianos (o BVAR). En la estimación de un BVAR se impone una serie de restricciones de naturaleza probabilística para mejorar la estimación y así las proyecciones. Estas restricciones no reflejan principios derivados de la teoría económica, sino consideraciones más bien sensatas de los investigadores, sin teoría, y asociadas con nociones de tipo puramente estadístico.

En contraste con los modelos anteriores, un tercer grupo considera explícitamente muchos de los fundamentos microeconómicos que se han desarrollado en las últimas décadas en la teoría macroeconomía dinámica para explicar el ciclo económico. Los modelos de esta clase son conocidos como “modelos dinámicos estocásticos de equilibrio general” (o DSGE). Estos modelos incorporan una estructura económica mejor fundamentada —como las ecuaciones de Euler— para definir la dinámica del consumo y la inversión, rigideces de precios y salarios, utilización endógena de capital, bancos, y costos de ajuste, entre otros. Así, estos modelos poseen una gran riqueza estructural para contar “historias”. Si bien en los años ochenta y noventa esto ya era conocido por los macroeconomistas, los DSGE eran difíciles de implementar en los bancos centrales tanto por las dificultades técnicas para resolver estos modelos, como por los problemas para introducir supuestos más realistas para explicar el ciclo económico. Recién desde la década pasada, los DSGE se han popularizado por los avances computacionales que han permitido un desarrollo más armónico entre academia y práctica.

En este artículo realizamos una evaluación de estos tres grupos de modelos (todos lineales) de proyección de variables económicas a través de un número importante de proyecciones fuera de muestra (dos años). Se contó con una muestra trimestral desde 1996.I a 2011.II. Las variables macroeconómicas seleccionadas para la economía chilena son la brecha del producto, la brecha del tipo de cambio, la tasa de política monetaria y la inflación. La principal conclusión de este trabajo es que un modelo del tipo DSGE que utilice fundamentos microeconómicos explícitos produce proyecciones tan buenas como un modelo de series de tiempo tradicional, las que además parecieran ser claramente superiores a las logradas con modelos reducidos nekeynesianos. Además, la incorporación de *priors* específicos sobre los parámetros del modelo DSGE estimado logra mejores proyecciones sobre la inflación, variable clave para la política monetaria, y la TPM que el mismo modelo donde los parámetros no tienen ninguna restricción a priori (o *prior* difusos).

Más específicamente, las conclusiones de este artículo indican que los DSGE entregan proyecciones similares a los BVAR en un horizonte de un año para la inflación, la brecha del PIB y la TPM; los *priors* son útiles solo si provienen de modelos bien fundamentados. Por ejemplo, los modelos nekeynesianos reducidos sin una estructura clara entregan los peores resultados. Sin embargo, ninguno de los modelos multivariados, incluido el BVAR, supera a los modelos univariados en las proyecciones de la brecha del tipo de cambio real (*puzzle* de Meese-Rogoff). Sin duda este es uno de los mayores desafíos de la nueva generación de modelos DSGE para realizar proyecciones razonables en economías abiertas como la chilena.

Este trabajo, en lo que sigue, se estructura de la siguiente manera: en la sección II se realiza una breve presentación y discusión de la literatura sobre modelos de proyección utilizados por los bancos centrales y su uso en Chile. Luego, en la sección III, se presentan los modelos que fueron estimados para el ejercicio de proyección. Estos son: el modelo estructural reducido, el BVAR, el modelo DSGE con intermediarios financieros. La sección IV muestra los resultados obtenidos de la predicción de estas variables por los modelos utilizados. La sección V indica las limitaciones del estudio. Finalmente, en la sección VI, se entregan las conclusiones del trabajo.



II. BREVE REVISIÓN DE LA LITERATURA Y SU DESARROLLO EN CHILE

Dentro de la literatura encontramos trabajos que abordan los tres grupos de modelos comentados en la introducción de este trabajo. Un ejemplo reciente y de mucho interés para los bancos centrales es la propuesta de los economistas del FMI Berg, Karam y Laxton (Berg et al., 2006a,b) que provee lineamientos teóricos y empíricos para el uso de un modelo nekeynesiano reducido para la proyección del PIB, la inflación, el tipo de cambio real y la tasa de interés de política. En la misma línea, está otro trabajo del FMI de Honjo y Hunt (2006), quienes realizan una estimación bayesiana para Canadá, Islandia, Nueva Zelanda, el Reino Unido y Estados Unidos.

La esencia de estos modelos reducidos nekeynesianos está en la curva de Phillips aumentada por expectativas racionales y con costos marginales (o actividad bajo ciertos supuestos), en vez de desempleo (Galí y Gertler, 1999). El soporte empírico se encuentra en Stock y Watson (1999) quienes concluyen que una curva de Phillips univariada con un índice de actividad reemplazando el desempleo produce mejores proyecciones a doce meses en EE.UU. Un resultado similar obtiene Canova (2007) para los países del G7, quien encuentra que una curva de Phillips univariada es mejor para proyectar la inflación que modelos multivariados, incluyendo modelos estadísticos de series de tiempo. Sin embargo, Stock y Watson (2008) revierten su anterior conclusión, al afirmar que la estimación y las predicciones de una curva de Phillips tienen un desempeño “episódico”, ya que los resultados de las predicciones fuera de muestra no son siempre superiores a los modelos univariados simples de series de tiempo.

En Chile, García y Restrepo (2003) estiman una curva de Phillips para el modelo estructural de proyecciones de Chile (llamado MEP, Banco Central de Chile, 2003). Es un primer intento por usar la brecha del producto (en vez del desempleo) para explicar la inflación y hacer explícita la lenta transmisión de las fluctuaciones del tipo de cambio a precios. Más recientemente, Pincheira y Rubio (2010) evalúan la capacidad predictiva de cuatro modelos lineales retrospectivos que describen la curva de Phillips para la economía chilena, utilizando una base en tiempo real con frecuencia mensual y considerando en todas las especificaciones una medida de actividad económica. Los autores concluyen que la capacidad predictiva de estas curvas de Phillips es limitada, y que el aporte del componente de actividad es moderado e inestable. Como alternativa, Pincheira y García (2009) presentan diferentes modelos univariados (SARIMA y ESARIMA) como comparadores alternativos para proyectar la inflación.

El segundo grupo de modelos tiene su génesis en Sims (1980). Una serie de elementos —en especial sobre la arbitrariedad de las restricciones, exclusiones y definición de variables endógenas y exógenas que imponían los modelos keynesianos tradicionales sobre las series de tiempo— llevaron a Sims a cuestionar el uso de estos modelos para realizar proyecciones. Por el contrario, el uso de modelos VAR (es decir, un conjunto de ecuaciones reducidas donde cada variable depende de sus propios rezagos, de los rezagos de las otras variables y de errores correlacionados) representaría una forma más parsimoniosa de modelar estas series de tiempo al no violar las restricciones que se obtienen de la teoría macroeconómica dinámica.

Sin embargo, el número de parámetros de un VAR puede ser muy grande, particularmente en relación con la cantidad de datos que normalmente está disponible para el análisis macroeconómico. Esto es así sobre todo en economías en desarrollo como la chilena, en la que la disposición de datos es limitada y hay datos trimestrales solo a partir de los años noventa. Así los modelos VAR a menudo implican la elección de algún método para imponer

restricciones a los parámetros del modelo. Una estrategia son los modelos VARMA, que al incorporar un componente de media móvil se puede obtener una clase de procesos más flexible y realista según Lütkepohl (1993). Esto, debido a que bajo ciertos supuestos de invertibilidad y estacionariedad se puede escribir un VARMA de orden finito como un VAR de orden infinito, con lo cual se evita la sobreparametrización.

La estrategia más popular para tratar el problema de exceso de parametrización en los bancos centrales son los VAR bayesianos (BVAR). Las referencias seminales son Litterman (1980), Doan et al. (1984) y Sims (1993). Esta estrategia consiste en suponer que el mejor modelo para realizar una proyección es un camino aleatorio. Por lo tanto, el *prior* del primer rezago del VAR se distribuye normal con media uno y varianza γ , en cambio los parámetros de los rezagos mayores que uno de la propia variable se distribuyen normal pero con media cero y una función que depende del largo del rezago, que, por ejemplo, puede ser $(\gamma / p)^2$ es decir, que se reduce con el largo del rezago p . Así, se minimiza el riesgo de estar incorporando parámetros de rezagos muy lejanos que por casualidad son diferentes de cero y que afectan o ensucian el resultado de las proyecciones. Además, las estimaciones bayesianas tienen la propiedad de aliviar el problema de muestras pequeñas en las estimaciones al establecer *priors* para los valores de los parámetros estimados, es decir, se evita que los parámetros tomen valores extraños por el exceso de ajuste de los modelos que puede realizar, por ejemplo, el método de máxima verosimilitud en una muestra pequeña.

La estrategia de Litterman (1980) se conoce por *Minnesota priors* y ha sido la más usada, no solo por sus resultados sino también porque ya está automatizada en programas econométricos como RATS o códigos de EViews. Existen, sin embargo, otras opciones de *priors* como las distribuciones Difusa, Normal-Wishart, Normal-Difusa, etc. (Kadiyala y Karlsson, 1997). Si bien alguna de estas distribuciones puede resultar ser un mejor *prior* que el de Minnesota para un problema económico específico, ninguna de ellas proviene de la teoría económica y con ello su alcance está limitado a las proyecciones y prácticamente no permite construir historias o interpretaciones de esos resultados.

Los modelos VAR en Chile tienen una larga historia, en especial como herramienta de proyecciones en el Banco Central de Chile (BCCh). Por citar solo algunos trabajos, Valdés (1997), Landerretche et al. (1999), Parrado (2001), García (2001), Mies et al. (2002) y Cãtao y Pagan (2010), todos han sido diseñados para medir la transmisión de la política monetaria y realizar tareas de proyección en diferentes versiones: primeras diferencias, diferencias en doce meses, niveles con tendencia, con vectores de cointegración, y con diferentes variables exógenas (PIB externo, tasa de interés externa, precios de materias primas como cobre y petróleo, etc.). La experiencia con BVAR es más reciente. Un trabajo que es el punto de partida de la literatura en Chile es Jaramillo (2009) que concluye que “los BVAR presentan errores comparables o menores que las alternativas tradicionales de series de tiempo y VAR estimado de manera clásica”.

El tercer grupo de modelos tiene su origen en el artículo de Smets y Wouter (2003, 2007) y Christiano et al. (2005). Después de estos trabajos la estrategia de usar DSGE para proyecciones se ha diseminado entre los bancos centrales. Por ejemplo, Christoffel et al. (2008) hacen una estimación bayesiana de un DSGE llamado “*New Area-Wide Model*” (o NAWM) de la Eurozona, diseñado para ejercicios de proyección macroeconómica del Banco Central Europeo. Este modelo incluye rigideces en precios y en salarios, utilización de capital endógeno y costos de ajuste. En Christoffel et al. (2010) se presentan las proyecciones del NAWM y se comparan con las proyecciones de modelos no estructurales, como los BVAR, concluyéndose que el



NAWM lo hace razonablemente bien. Otros ejemplos son el modelo SIGMA de la Fed (Erceg et al., 2006), y el GEM del FMI (Laxton y Pesenti, 2003).

En Chile, se han desarrollado modelos DSGE desde mediados de la década pasada. Las primeras versiones son García y Restrepo (2007), Soto y Medina (2006, 2007), Caputo et al. (2007), Céspedes et al. (2010) y García et al. (2011), las que han sido utilizadas para diferentes propósitos. En el Banco Central de Chile algunos de estos estudios dieron nacimiento al llamado MAS, modelo DSGE que complementa las proyecciones que se realizan con múltiples modelos de series de tiempo univariados, VAR y sus derivados, y el MEP, modelo nekeynesiano reducido (Banco Central de Chile, 2003), el juicio de la autoridad, etc. Desde una perspectiva bayesiana, con los modelos DSGE en Chile ha comenzado una búsqueda de los verdaderos *priors* de la economía chilena, reemplazando los criterios estadísticos que son posibles con un BVAR o VAR con estructuras que se imponen directamente desde la macroeconomía dinámica moderna.

III. MODELOS

1. Modelo estructural reducido

A modo de ejemplo de modelo reducido, utilizamos una versión pequeña y sintetizada de un modelo nekeynesiano con expectativas racionales propuesta por Berg et al. (2006a,b). Este modelo posee cuatro ecuaciones relevantes que describen la relación de la brecha del producto, una curva de Phillips, una ecuación para el tipo de cambio y una función de reacción de la política monetaria. Las ecuaciones son las siguientes:

Demanda agregada

$$ygap_t = \beta_1 \cdot ygap_{t-1} + \beta_2 \cdot ygap_{t+1} - \beta_3 \cdot rrgap_{t-1} + \beta_4 \cdot zgap_{t-1} + \beta_5 \cdot ygap_t^* + \varepsilon_t^{ygap} \quad (1)$$

donde $ygap_t$ denota la brecha del producto, $rrgap_t$ es la brecha entre la tasa de interés real y su valor de equilibrio, $zgap_t$ es la brecha entre el índice del tipo de cambio real y su valor de equilibrio, $ygap_t^*$ es la brecha de producto externa, y ε_t^{ygap} es el proceso estocástico del error.

Inflación

$$\pi_t = \delta_1 \cdot \pi_{t+4}^4 + (1 - \delta_1) \cdot \pi_{t-1}^4 + \delta_2 \cdot ygap_{t-1} + \delta_3 \cdot \Delta z_t + \varepsilon_t^\pi \quad (2)$$

donde π_t es la tasa trimestral anualizada del índice de precios del consumidor, π_t^4 es una media móvil de cuatro trimestres de la inflación trimestral anualizada, Δz_t es la primera diferencia en el índice del tipo de cambio real, y ε_t^π es el proceso estocástico del error.

El tipo de cambio real

$$z_t = \phi \cdot z_{t+1} + (1 - \phi) \cdot z_{t-1} - (rr_t - rr_t^*)/4 + \varepsilon_t^z/4 \quad (3)$$

donde z_t es el logaritmo del índice del tipo de cambio real, rr_t es la tasa de interés real doméstica, rr_t^* es la tasa de interés real extranjera, y ε_t^z es el proceso de error estocástico.

Función de reacción de la política monetaria

$$rs_t = \alpha_1 \cdot rs_{t-1} + (1 - \alpha_1) \cdot (rr_eq_t + \pi_t^4 + \alpha_2 \cdot (\pi_{t+4}^4 - \pi^T) + \alpha_3 \cdot ygap_t) + \varepsilon_t^{rs} \quad (4)$$

donde rs_t es la tasa de política anualizada de corto plazo, rr_eq_t es la tasa de interés de equilibrio, π^T es la tasa de inflación meta, y ε_t^{rs} es el proceso estocástico del error.

El sector externo, las definiciones y los *shocks* se explican con detalle en el apéndice E.

2. Modelo BVAR

Formalmente, consideremos n variables del vector autorregresivo $VAR(p)$ de orden p dado por:

$$y_t = \Gamma_1 y_{t-1} + \dots + \Gamma_p y_{t-p} + \mu + \varepsilon_t \quad (5)$$

donde y_t es un vector $N \times 1$ de series de tiempo no estacionarias, μ es un vector $N \times 1$ de coeficientes constantes y ε_t es un vector $N \times 1$ de errores. Las matrices Γ_1 a Γ_p representan las matrices $N \times N$ de parámetros a estimar. El $VAR(p)$ es, por lo tanto, un set de ecuaciones en las cuales cada variable depende de una constante y de los rezagos de las N variables del sistema.

En este artículo, decidimos utilizar el *prior* de Minnesota del BVAR, es decir, cada serie del sistema estaría mejor descrita como un camino aleatorio alrededor de un componente determinístico desconocido. Así, la distribución *prior* para la variable n está dada por:

$$y_{n,t} = \mu_n + y_{n,t-1} + \varepsilon_{n,t} \quad (6)$$

La ecuación n del VAR puede formularse, considerando el supuesto de camino aleatorio, así:

$$y_{n,t} = \mu_n + \sum_{j=1}^N \sum_{i=1}^p \delta_{n,j}^i y_{n,t-i} + \varepsilon_{n,t} \quad (7)$$

Entonces los *priors* para las medias de los parámetros se distribuyen en forma normal:

$$\delta_{n,j}^i = \begin{cases} \sim N(1, S(i, j)^2) & \text{si } i = 1, n = j \\ \sim N(0, S(i, j)^2) & \text{si } i > 1, n \neq j \end{cases} \quad (8)$$

Litterman (1987) propone la siguiente función para la dispersión de los parámetros alrededor de los *priors*, donde además considera las desviaciones estándares de cada una de las n ecuaciones (S_n) obtenidas de regresiones no restringidas con MCO:

$$S(i, j) = \frac{\lambda_{s_i}}{i S_j} \quad (9)$$

El *prior* depende de los diferentes λ definidos (o grado de "estrechez" o hiperparámetro). Por ejemplo, Litterman (1987) selecciona rangos entre 0,1 y 0,5 y luego compara los resultados de las proyecciones, y obtiene sus mejores resultados con un valor de 0,2. Zaman (1996)



propone estimaciones directas del hiperparámetro λ a través de ML o GMM, pero nuevamente en el espíritu bayesiano, este debería responder al juicio de los investigadores más que a un simple ajuste de los datos.

Las estimaciones (*posteriors*) bayesianas de modelos lineales con parámetros distribuidos linealmente son tan fáciles de calcular (Zaman, 1996) como los MCO de la econometría tradicional. Estas estimaciones son solo medias ponderadas entre los valores de los *priors* y los obtenidos a través de MCO para un VAR reducido estándar. Litterman (1987) reduce la ecuación (5) a $Y = X\beta + \varepsilon$, donde los X representa los rezagos. Suponiendo por simplicidad que σ^2 es conocido, si la estimación de MCO es $\beta^{MCO} \sim N(\beta, \sigma^2 X'X^{-1})$ y el *prior* expresado en términos simples es $\beta^{prior} \sim N(\mu, \lambda^2 \Omega)$, entonces el *posterior* es $\beta^{posterior} \sim N(m, V)$, donde $V^{-1} = (X'X)/\sigma^2 + \Omega^{-1}/v^2$ y $V[(X'X\beta^{MCO})/\sigma^2 + \Omega^{-1}\mu/v^2]$.

En consecuencia, si existe mucha imprecisión en los datos, porque estos son pocos o de mala calidad, como muchas veces ocurre en el análisis macro, es decir, un σ^2 alto, entonces las estimaciones serán más cercanas al *prior* y hay una probabilidad de mejorar las proyecciones. El ajuste de datos que hace la econometría “de frecuencia” con muestras que presentan estos problemas, simplemente produce un sobreajuste del modelo con parámetros difíciles de explicar, inestables, en la medida en que se agregan nuevos datos, y que en la práctica resulta en proyecciones fallidas.

3. Modelos DSGE

En términos esquemáticos, el gráfico 1 ilustra la estructura general del modelo DSGE estimado en este artículo y tiene por único objetivo presentar un modelo macro con múltiples restricciones microeconómicas (detallado en el apéndice E), en oposición a las restricciones que imponen los modelos estadísticos como los VAR o los BVAR. Debemos recordar que la estructura de estos modelos y las restricciones sobre los valores de sus parámetros funcionan en sí como *priors* para las estimaciones bayesianas. Por eso la gran cantidad de detalle de los fundamentos microeconómicos de los DSGE es sin duda una importante fuente de *priors* que permite restringir en forma más precisa las estimaciones, y en consecuencia mejorar las proyecciones.

En el caso particular de este trabajo, los DSGE suponen dos tipos de consumidores, los “ricardianos”, es decir, aquellos que tienen acceso al mercado de capitales, y los restringidos, que financian su consumo con el ingreso de su trabajo, neto de las transferencias del gobierno. Existen dos tipos de firmas, las productoras de bienes y las productoras de capital. Estas últimas financian sus inversiones con préstamos de los bancos privados que a su vez reciben fondos desde las familias. Las empresas de bienes necesitan petróleo para distribuir sus productos y los ofrecen no solo al mercado doméstico sino también al sector externo (exportaciones). Se adiciona también un sector exportador de cobre, cuya oferta, por motivos de simplicidad (García et al. 2011), la hacemos completamente inelástica. Todas las fluctuaciones de los ingresos provienen de variaciones del tipo de cambio y del precio internacional del cobre. El sector externo también contribuye con fondos —deuda externa— pero con una tasa de interés internacional ajustada por el premio por riesgo, que se supone crece con el nivel de deuda externa.

Las imperfecciones de los DSGE de este trabajo son variadas, razón por la cual pertenecen a la clase de modelos keynesianos, especialmente con respecto a los precios. Precios y salarios son rígidos, con lo cual la producción es determinada en el corto plazo por la demanda. En

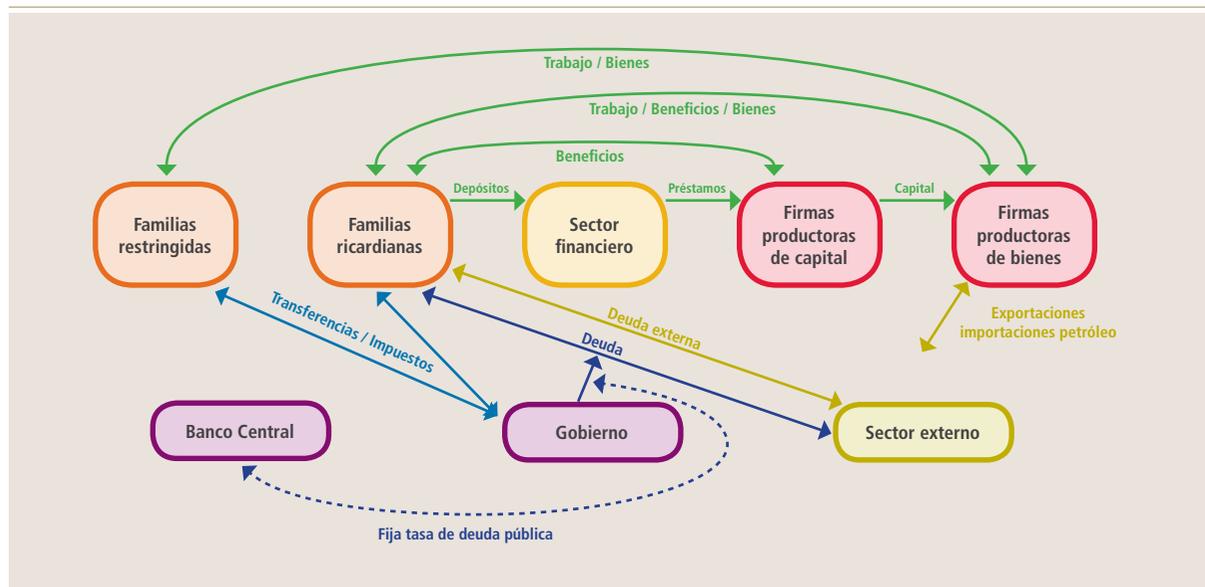
forma adicional, hay rigideces reales como las utilizadas también en modelos más clásicos, como los RBC, derivadas de costos de ajustes en la inversión y en las demandas por insumos. Se introducen además diferentes imperfecciones en el mercado de capitales, tema que se ha vuelto más contingente desde la crisis financiera internacional de 2008-2010. Primero, restricciones de crédito a un grupo de las familias (consumidores restringidos); segundo, una oferta no completamente elástica de fondos externos (premio por riesgo) y tercero, los bancos privados pueden también restringir el crédito privado. El objetivo último de la introducción de este elemento es capturar el comportamiento del sector financiero observado a lo largo del ciclo económico y sus efectos en las proyecciones del producto.

Decidimos modelar las restricciones de crédito impuestas por los bancos basándonos en el trabajo de Gertler y Karadi (2011). De esta forma los bancos privados pueden decidir devolver o no los fondos a las familias (riesgo moral). Por lo tanto, las familias estarán más dispuestas a entregar más fondos y los bancos a aumentar sus préstamos (apalancamiento) si existen expectativas positivas sobre la economía. En caso contrario, un empeoramiento de las perspectivas económicas hace que las familias estén menos dispuestas a entregar fondos a los bancos, con lo cual estos agentes se desapalancan y por ende termina disminuyendo el crédito privado a las empresas productoras de capital.

Por último, el banco central y el gobierno son modelados a través de reglas simples. Así el banco central sigue una regla de Taylor en función de la inflación, la brecha del producto, y el tipo de cambio real, dada la evidencia encontrada por García y González (2010). En cambio, el gasto del gobierno es modelado —solo por simplicidad— por una variable aleatoria, y financiado con deuda, doméstica y externa, e impuestos de suma alzada.

Gráfico 1

Estructura de los DSGE



Fuente: Elaboración propia.



IV. RESULTADOS DE LAS PROYECCIONES

1. Metodología

El ejercicio de proyección se centra en las principales variables que los bancos centrales consideran para definir su política monetaria (ver, por ejemplo, los informes de inflación de los bancos centrales de Chile, Inglaterra y Brasil, entre otros.). Este consiste en predecir el comportamiento de las siguientes variables: inflación subyacente (IPCX1), brecha del producto, brecha del tipo de cambio y tasa de política monetaria.

Para la estimación bayesiana del modelo estructural reducido, se utilizaron datos de la brecha del producto, la brecha del tipo de cambio real, la tasa de política monetaria y la inflación. Las series desestacionalizadas son publicadas por el Banco Central de Chile.

Para la brecha del producto y la brecha del tipo de cambio se utilizó el filtro de Hodrick y Prescott modificado. Dado que el filtro de Hodrick y Prescott tiende a igualar los valores iniciales y finales a la tendencia obtenida, ajustamos los valores iniciales y finales conforme a las proyecciones reportadas en los *Informes de Política Monetaria* del BCCh (IPoM).

En la estimación bayesiana se utilizaron adicionalmente datos de la brecha del producto, la inflación y la tasa de política monetaria externas. Para la construcción de estas variables, los datos corresponden a los principales países con los cuales Chile tiene intercambio comercial: China, Japón, EE.UU. y Europa, los que fueron obtenidos del Departamento de Información Estadística de la OCDE. La periodicidad de las series internas y externas es trimestral, y el período de muestra va desde 1996.I a 2011.III. Una vez obtenidas las series de la brecha del producto, la inflación y la tasa de política monetaria de cada uno de estos países, procedimos a ponderar estas series de modo que estas reflejaran el grado de importancia comercial que cada uno de ellos tiene con Chile, para finalmente construir las tres series de los datos externos.

Para el modelo bayesiano DSGE con intermediarios financieros y el modelo BVAR se utilizaron 16 series de tiempo: producto interno bruto, consumo, inversión, gasto de gobierno, exportaciones, importaciones, tipo de cambio real, tasa de ocupación, precio del petróleo, precio del cobre, índice bursátil (IPSA), salario real, producto externo, tasa de interés nominal de corto plazo, inflación y tasa de interés nominal de corto plazo externa. En estos casos, los datos fueron construidos a base de información publicada por el Banco Central de Chile.

La metodología de predicción utilizada contempla proyecciones de las cuatro variables mencionadas para los períodos 2005.IV a 2010.IV. En cada período el ejercicio consiste en hacer proyecciones ocho períodos hacia adelante. Luego, se procede a calcular el error cuadrático medio o RMSE para cada una de las ocho proyecciones obtenidas en cada período. El RMSE se calcula de la manera tradicional:

$$RMSE(\hat{\theta}) = \sqrt{E\left((\hat{\theta} - \theta)^2\right)} \quad (10)$$

donde $\hat{\theta}$ es el valor medio de la variable obtenido en el ejercicio de predicción y θ es el valor que efectivamente tomó la variable en el período del ejercicio. Los comparadores son los modelos de series de tiempo: AR(1), camino aleatorio y BVAR. En el caso particular del

modelo DSGE, se estimó utilizando tanto *priors* de Minnesota como *priors* difusas, aportando una estrategia de testeo de robustez con respecto a la sensibilidad del modelo en ese punto.

Además, con el objetivo de medir el impacto de restringir los parámetros en el modelo DSGE, es decir, la utilidad de los *priors* en los parámetros, se estimó este usando *priors* difusas (distribución uniforme) para todos los parámetros. El objetivo de esto fue aproximarse lo más posible a una estimación de máxima verosimilitud sin ningún tipo de restricción a priori en los parámetros y así comparar si los *priors* seleccionados contribuían o no a las proyecciones de las variables macro seleccionadas.

2. Resultados^{4,5}

En general, las estimaciones realizadas permiten confirmar el buen desempeño de los modelos AR(1) y un desempeño levemente superior del modelo DSGE con intermediación financiera sobre los modelos BVAR. En el campo específico de los modelos DSGE, la evidencia luego del ejercicio de proyección permitiría confirmar la inferioridad de los *priors* no informados (difusos), resaltando la robustez y el aporte de aquellos del tipo *prior* de Minnesota.

Los resultados de las estimaciones para los modelos DSGE y el nekeynesiano reducido están reportados en los apéndices A y B. En estos se demuestra que, en general, los resultados estimados para la economía chilena están en línea con las predicciones de la teoría económica que dan soporte a cada una de estas estrategias de modelación. En particular, un *shock* a la TPM genera resultados parecidos a los descritos por Galí (2008) y por Woodford (2003) para modelos de corte keynesiano: un aumento de la tasa de interés deprime la economía y con eso cae la inflación.

El primer ejercicio se realiza tomando como indicador de evolución del nivel general de precios el IPCX1, e introduciendo los modelos más desarrollados o complejos (estructural reducido y el DSGE con intermediación financiera). Esto permite no solo comparar los DSGE con los modelos de series de tiempo, sino también conocer las ganancias, en términos de reducción de los márgenes de error, si se decide reemplazar un modelo reducido por uno más complejo.

⁴ En relación al grado de ajuste, se comparan la log verosimilitud del DSGE y del BVAR. La estrategia es la siguiente (ver, por ejemplo, Smets y Wouters, 2007): primero para un VAR no restringido se calculó el "Schwarz information criterion o SC", el que dio como resultado un rezago. Elegimos este criterio por las razones que da Medel (2012). En seguida, se comparó la log verosimilitud del BVAR (-2754), con un rezago, con la del DSGE (-2705). Los resultados indican que el DSGE es marginalmente superior.

No obstante que esta es una estrategia usada por muchos autores para validar sus estimaciones de DSGE, se debe hacer un importante alcance. La estrategia bayesiana de estimación puede resultar ser superior a otras alternativas por la incorporación de *priors*, lo que puede también empeorar el ajuste de los modelos. De hecho, se busca intencionalmente que ese ajuste no sea excesivo, como lo haría, por ejemplo, un VAR. Más aún, el exceso de ajuste es probablemente uno de los principales problemas que presentan las proyecciones que se obtienen con modelos de series de tiempo en muestras pequeñas si se usan técnicas econométricas estándares. Por eso, es más natural usar las diferencias de log verosimilitud para comparar entre modelos similares pero con pequeñas modificaciones, por ejemplo un DSGE con precios rígidos y un DSGE con precios y salarios rígidos (Caputo et al., 2007).

En resumen, el similar grado de ajuste entre el BVAR y el DSGE indica que, a pesar de la enorme cantidad de restricciones en los parámetros y las estructuras que tiene el DSGE, este último modelo permite cumplir con tres objetivos claves para todo modelo que se usa para el análisis de política económica: buenas historias, buenas proyecciones y un ajuste razonable.

⁵ En el apéndice F se presentan las proyecciones trimestrales del DSGE y el BVAR con los intervalos de confianza generados por la incertidumbre de parámetros (ver cuadro A2, del apéndice A para el DSGE). En el gráfico del apéndice se puede observar que el grado de incertidumbre es muy similar entre ambos tipos de modelos.



El gráfico 2 resume los resultados de este ejercicio y muestra la comparación de los RMSE obtenidos para todas las variables y todos los modelos considerados (ver apéndice C, donde se presentan las cuadros con los valores asociados a los gráficos).

En general, se observa un buen desempeño del modelo DSGE. En particular, destaca su capacidad para proyectar la inflación (variable clave en la determinación de la política monetaria) en el plazo de los primeros cuatro trimestres, superando el comportamiento del modelo BVAR a lo largo de todo el horizonte de proyección, siendo superado por el modelo AR(1) en las proyecciones a menos de un año. En cambio, se observa un desempeño flojo del modelo reducido nekeynesiano.

En el caso de la brecha del producto, el gráfico 1 indica que los modelos univariados obtienen errores muy parecidos a los modelos BVAR y DSGE. Este resultado se mantiene a lo largo de todo el horizonte de proyección, resaltando nuevamente el desempeño deficiente del modelo nekeynesiano reducido. Estos resultados permiten levantar la hipótesis de que la simple introducción de restricciones (tal como se realiza en el modelo nekeynesiano) podría no entregar buenos resultados para los ejercicios de proyección. Por el contrario, nuestros resultados indican que las restricciones deben estar ligadas al modelamiento de la estructura microeconómica y a la dinámica de la economía.

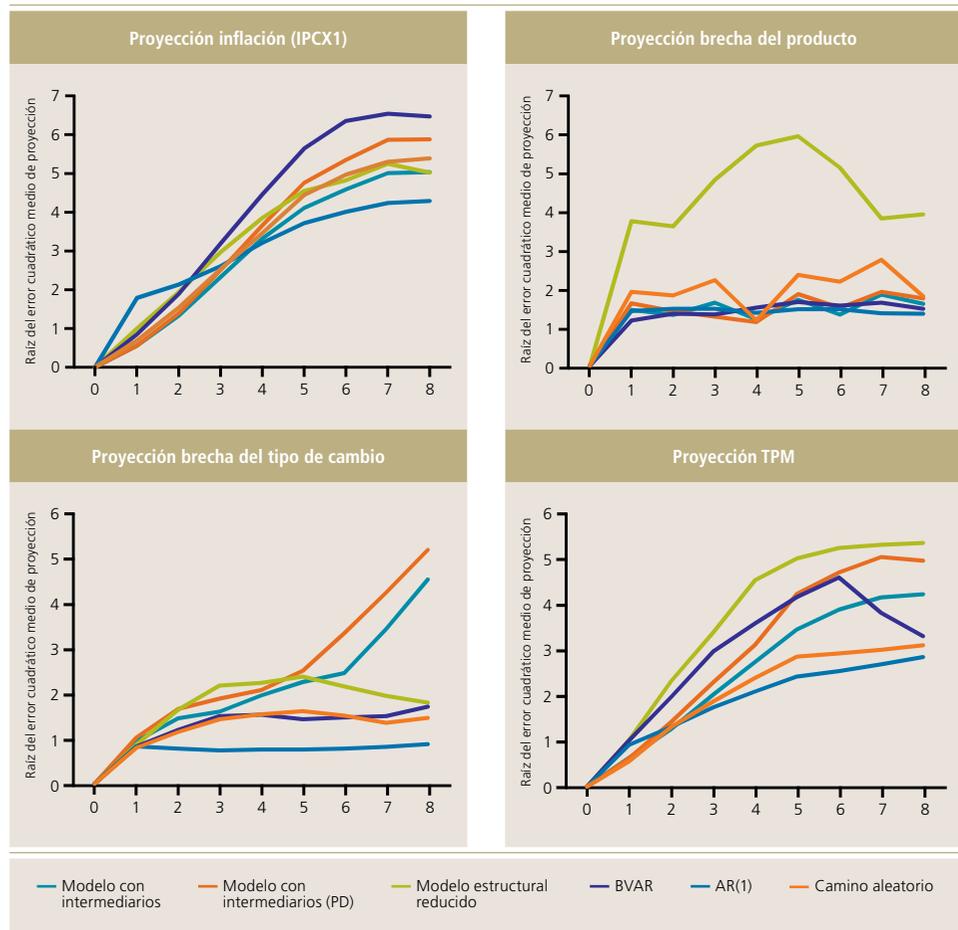
En línea con la evidencia de literatura previa, se confirma que los modelos multivariados (incluidos el BVAR) no son capaces de hacer buenas proyecciones para la brecha del tipo de cambio real. Este resultado no es nuevo y coincide con los reportados a principios de los ochenta por Meese y Rogoff (1983), y aún vigentes según Chen et al. (2010). Aún más, Rogoff y Stavrakeva (2008) indican que estudios que indican cierto éxito en las proyecciones del tipo de cambio tales como los de Gourinchas y Rey (2007), Engel y West (2005), Engel et al., (2007) y Molodtsova et al. (2008), adolecen de importantes errores metodológicos. Sin duda, esta es una importante deficiencia de los modelos DSGE y por tanto un área relevante de investigación en macroeconomía para economías abiertas. Naturalmente, una estrategia que explore más las microestructuras del mercado cambiario puede ser una avenida útil para mejorar las proyecciones del tipo de cambio con DSGE (por ejemplo, Evans, 2011).

Finalmente, al evaluar la capacidad predictiva de los distintos modelos en el caso de la tasa de política monetaria (TPM), el gráfico 1 también indica que, dentro del primer año, los dos modelos DSGE logran aproximarse a las predicciones de los modelos univariados y superar claramente al BVAR y al modelo reducido nekeynesiano. Después del primer año, todos los modelos empeoran; tanto los DSGE como los univariados.

Por otro lado, un resultado clave de nuestro trabajo es que el DSGE con *priors* definidos, es decir, tomado de la literatura macro, entrega en el margen mejores resultados en las proyecciones de la inflación y la TPM que el mismo modelo pero estimado con *priors* difusos. Por lo tanto, no solo la incorporación de restricciones teóricas a nivel de la estructura mejora las proyecciones, sino también las restricciones a nivel de los parámetros del DSGE. Este resultado es importante puesto que la econometría bayesiana en este contexto refuerza una estrategia más estructural, es decir, permite definir con más precisión las reglas de decisión de los agentes económicos al forzar los parámetros a que se muevan en rangos definidos por el investigador a base de otros estudios y/o la propia teoría económica.

Gráfico 2

RMSE del ejercicio de proyección con IPCX1



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

V. LIMITACIONES DEL ESTUDIO

El artículo tiene varias limitaciones que es necesario precisar. Primero, todas las estimaciones y comparaciones fueron realizadas con datos desestacionalizados y filtrados por el procedimiento HP. Esto produce impacto sobre las proyecciones, porque las series filtradas son un constructo estadístico. Por ejemplo, Morandé y Tejada (2008) muestran que cálculos de la brecha con distintos filtros pueden producir mediciones de estas sustancialmente diferentes. Además, Medel y Pedersen (2010) encuentran que la desestacionalización genera una importante incertidumbre al ir incorporando más datos. También, el uso de datos desestacionalizados y filtrados dificulta su interpretación. Esto porque los usuarios de las proyecciones, agentes económicos y autoridades de política, están interesados en proyecciones comparables con las series reales y no con proyecciones de datos filtrados ni desestacionalizados.



Segundo, no se han considerado modelos de series de tiempo con relaciones de cointegración. La construcción de un modelo BVAR con relaciones de cointegración o directamente un VEC, es decir, un modelo VAR con relaciones de cointegración, es parte de la agenda de investigación en esta área, en especial porque resulta más natural comparar estos modelos con los DSGE, puesto que estos consideran explícitamente relaciones de largo plazo entre las variables.

Tercero, se decidió usar para evaluar las proyecciones solo el criterio del ECM. En efecto, Christoffel et al. (2010) describen una metodología para hacer proyecciones a base de las distribuciones de los parámetros, que efectivamente estaría más en línea con la estrategia bayesiana de proyecciones (se presenta un ejemplo simple en el apéndice F). Sin embargo, como también hacen estos mismos autores, es más fácil interpretar las proyecciones basadas en los valores medios, aunque en definitiva menos correcto, pues no entregan una medida precisa de la incertidumbre que rodea el proceso de proyección dadas las distribuciones de los parámetros.

Cuarto, las proyecciones no son en tiempo real, es decir, se usaron datos revisados para la comparación entre modelos.

VI. CONCLUSIONES

El objetivo de este trabajo fue evaluar el desempeño de distintos modelos de proyección sobre un grupo de variables macroeconómicas relevante para el diseño de la política monetaria: tasa de inflación, brecha del producto, tipo de cambio real y la tasa de interés vinculada a la política monetaria.

Los modelos considerados tienen como principal característica introducir información fuera de la muestra (*priors*). Con este objetivo, se desarrollaron ejercicios de proyección, comparando los resultados de un modelo DSGE que incluye explícitamente la acción de los intermediarios financieros, un modelo BVAR con *prior* de Minnesota, y un modelo nekeynesiano reducido, todos estimados con econometría bayesiana. Al mismo tiempo, se incluyeron en el proceso de comparación modelos univariados estimados con MCO (AR(1) y camino aleatorio), los que fueron usados como estándares de comparación.

En los ejercicios de proyección se pudo observar que el modelo DSGE permite, para los casos de la inflación, la brecha del PIB y de la TPM tener proyecciones comparables con modelos estadísticos de series de tiempo univariados. Un resultado importante es que los DSGE resultaron ser superiores a los modelos también keynesianos pero reducidos, ambos estimados con técnicas bayesianas.

Adicionalmente, se puede concluir que la información *a priori* debe introducirse con precisión (bien identificada) para representar en forma razonable la estructura de la economía chilena. Por ejemplo, en este estudio se encuentra que los *priors* informados son marginalmente superiores a los *priors* difusos o no informados.

Sin embargo, los modelos DSGE y el BVAR no pudieron superar las proyecciones de la brecha del tipo de cambio de los modelos univariados de series de tiempo. Este resultado —que coincide con el puzle presentado por Meese y Rogoff (1983) y por Chen et al. (2010)— es sin duda uno de los mayores desafíos de la nueva generación de modelos macro DSGE para realizar proyecciones razonables sobre la economía chilena.

REFERENCIAS

Adolfson, M., S. Laséen, J. Lindé y M. Villani (2008). "Evaluating an Estimated New Keynesian Small Open Economy Model". *Journal of Economic Dynamics and Control* 32(8): 2690–721.

Agénor, P.R. y P. Montiel (1996). *Development Macroeconomics*. Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.

An, S. y F. Schorfheide (2007). "Bayesian Analysis of DSGE Models". *Econometric Reviews* 26(2): 113–72.

Banco Central De Chile (2003). *Modelos Macroeconómicos y Proyecciones del Banco Central de Chile*. Disponible en www.bcentral.cl/publicaciones/politicas/polit05.htm

Berg, A., P. Karam y D. Laxton (2006a). "A Practical Model-Based Approach to Monetary Policy Analysis—Overview". IMF Working Papers 06/80, Fondo Monetario Internacional.

Berg, A., P. Karam y D. Laxton (2006b). "Practical Model-Based Monetary Policy Analysis—A How-To Guide". IMF Working Papers 06/81, Fondo Monetario Internacional.

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

Brooks, S.P. y A. Gelman (1998). "General Methods for Monitoring Convergence of Iterative Simulations". *Journal of Computational and Graphical Statistics* 7(4): 434–55.

Canova, F. (2007). "G-7 Inflation Forecasts: Random Walk, Phillips Curve or What Else?". *Macroeconomic Dynamics* 11(01): 1–30.

Caputo, R., F. Liendo y J.P. Medina (2007). "New Keynesian Models for Chile in the Inflation-Targeting Period". En *Monetary Policy under Inflation Targeting*, editado por F. Mishkin y K. Schmidt-Hebbel. Banco Central de Chile.

Cãtao, L. y A. Pagan (2010). "The Credit Channel and Monetary Transmission in Brazil and Chile: A Structural VAR Approach". Documento de Trabajo N°579, Banco Central de Chile.

Céspedes, L.F., J. Fornero y J. Galí (2010). "Non-Ricardian Aspects of Fiscal Policy in Chile". Presentado en la Conferencia Anual del Banco Central de Chile, "Política Fiscal y Desempeño Macroeconómico". 21 y 22 de octubre.

Chen, Y., K. Rogoff y B. Rossi (2010). "Can Exchange Rates Forecast Commodity Prices?". *Quarterly Journal of Economics* 125(3): 1145–94.



Chetty, R., A. Guren, D. Manoli y A. Weber (2011) "Are Micro and Macro Labor Supply Elasticities Consistent? A Review of Evidence on the Intensive and Extensive Margins". *American Economic Review Papers & Proceedings* 101: 471–75.

Christiano, L., M. Eichenbaum y C. Evans (2005). "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy". *Journal of Political Economy* 113(1): 1–45.

Christoffel, K., G. Coenen y A. Warne (2008). "The New Area-Wide Model of the Euro Area—A Micro-founded Open-economy Model for Forecasting and Policy Analysis". ECB Working Paper Series N°944, Banco Central Europeo.

Christoffel, K., G. Coenen y A. Warne (2010). "Forecasting with DSGE Models". ECB Working Paper Series N°1185, Banco Central Europeo.

Correia, I., J.C. Neves y S. Rebelo (1995). "Business Cycles in a Small Open Economy". *European Economic Review* 39(6): 1089–113.

Dejong, D. y C. Dave (2011). *Structural Econometrics*, segunda edición. Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.

Doan, T., R. Litterman y C. Sims (1984). "Forecasting and Conditional Projection Using Realistic Prior Distributions". *Econometric Reviews* 3(1): 1–100.

Engel, C, N.C. Mark y K.D. West (2007). "Exchange Rate Models Are Not as Bad as You Think". NBER Working Papers N°13318.

Engel, C. y K.D. West (2005) "Exchange Rates and Fundamentals". *Journal of Political Economy* 113(3): 485–517.

Erceg, C.J., L. Guerrieri y C. Gust (2006). "SIGMA: A New Open Economy Model for Policy Analysis". *International Journal of Central Banking* 2(1): 1–50.

Evans, M.D.D. (2011). *Exchange-Rate Dynamics*. Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.

Galí, J. (2008). *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework*. Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.

Galí, J. y M. Gertler (1999). "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis". *Journal of Monetary Economics* 44(2): 195–222.

Galí, J., D. López-Salido y J. Vallés (2004). "Rule-of-Thumb Consumers and the Design of Interest Rate Rules". *Journal of Money, Credit and Banking* 36(4): 739–63.

Galí, J., D. López-Salido y J. Vallés (2007). "Understanding the Effects of Government Spending on Consumption". *Journal of the European Economic Association* 5: 227–70.

García, C.J. (2001). "Políticas de Estabilización en Chile durante los Noventa". Documento de Trabajo N°132, Banco Central de Chile.

García, C.J., y W.González (2010). "Is More Exchange Rate Intervention Necessary in Small Open Economies? The Role of Risk Premium and Commodity Shocks". Documento de Trabajo N°248, Ilades/ Universidad Alberto Hurtado.

García, C.J. y J.E. Restrepo (2003). "Price Inflation and Exchange Rate Pass-through in Chile". *Money Affairs* 16(1): 69–88.

García, C.J. y J.E. Restrepo (2007). "The Case for a Countercyclical Rule-based Fiscal Regime". Documento de Investigación N°183, Facultad de Economía y Negocios, Universidad Alberto Hurtado.

García, C.J., J.E. Restrepo y E. Tanner (2011). "Fiscal Rules in a Volatile World: A Welfare-based Approach". *Journal of Policy Modeling* 33(4): 649–76.

Gertler, M. y P. Karadi (2009). "A Model of Unconventional Monetary Policy". Mimeo, New York University.

Gertler, M. y P. Karadi (2011). "A Model of Unconventional Monetary Policy". *Journal of Monetary Economics* 58: 17–34.

Gourinchas, P.O. y H. Rey (2007). "International Financial Adjustment". *Journal of Political Economy* 115(4): 665-703.

Honjo, K. y B. Hunt (2006). "Stabilizing Inflation in Iceland". IMF Working Papers 06/262, Fondo Monetario Internacional.

Jaramillo, P. (2009). "Estimación de VAR Bayesianos para la Economía Chilena". *Revista de Análisis Económico* 24(1): 101–26.

Kadiyala, K. y S. Karlson (1997). "Numerical Methods for Estimation and Inference in Bayesian VAR-Models". *Journal of Applied Econometrics* 12(2): 99–132.

King, R. y S. Rebelo (2000). "Resuscitating Real Business Cycles". En *Handbook of Macroeconomics*, editado por J. Taylor y M. Woodford 1B. Amsterdam, Países Bajos: North Holland.

Kydland, F.E. y E.C. Prescott (1982). "Time to Build and Aggregate Fluctuations". *Econometrica* 50: 1345–70.

Landerretche, O., F. Morandé y K. Schmidt-Hebbel (1999). "Inflation Targets and Stabilization in Chile". Documento de Trabajo N°55, Banco Central de Chile.

Laxton, D. y P. Pesenti (2003). "Monetary Rules for Small, Open, Emerging Economies". *Journal of Monetary Economics* 50(5): 1109–46.

Leamer, E. (1978). *Specification Searches*. Nueva York, NY, EE.UU.: Wiley.

Litterman, R. (1980). "A Bayesian Procedure for Forecasting With Vector Autoregression". Working Paper, Massachusetts Institute of Technology.



Litterman, R. (1987). "The Limits of Counter-cyclical Monetary Policy: an Analysis Based on Optimal Control Theory and Vector Autoregressions". *Annales d'Economie et de Statistique, ENSAE 6-7*: 125–60.

Lubik, T.A. y F. Schorfheide (2007). "Do Central Banks Respond to Exchange Rate Movements? A Structural Investigation". *Journal of Monetary Economics 54*(4): 1069–87.

Lucas, R. (1973). "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs". *American Economic Review 63*(3): 326–34.

Lütkepohl, H. (1993). *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, segunda edición. Berlín, Alemania: Springer.

Mankiw, N.G. (2000). "The Savers-Spenders Theory of Fiscal Policy". *American Economic Review 90*(2): 120–25.

Medel, C. (2012). "¿Akaike o Schwarz? ¿Cuál Elegir para Predecir el PIB Chileno?" Documento de Trabajo N°657, Banco Central de Chile.

Medel, C. y M. Pedersen (2010). "Incertidumbre en las Series Desestacionalizadas de Actividad y Demanda en Chile". *Economía Chilena 13*(1): 63–72.

Medina, J.P. y C. Soto (2006). "Model for Analysis and Simulations: A New DSGE for the Chilean Economy". Mimeo, Banco Central de Chile.

Medina, J.P. y C. Soto (2007). "The Chilean Business Cycles through the Lens of a Stochastic General Equilibrium Model". Documento de Trabajo N°457, Banco Central de Chile.

Meese, R. y K. Rogoff (1983). "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies". *Journal of International Economics 14*(1): 3–24.

Mies, V., F. Morandé y M. Tapia (2002). "Política Monetaria y Mecanismos de Transmisión: Nuevos Elementos para una Vieja Discusión". Documento de Trabajo N° 181, Banco Central de Chile.

Molodtsova, T. A. Nikolsko-Rzhevskyy y D. Papell (2008). "Taylor Rules with Real-time Data: A Tale of Two Countries and One Exchange Rate". *Journal of Monetary Economics 55*(suplemento): S63–S79.

Morandé, F. y M. Tejada (2008). "Sources of Uncertainty in Monetary Policy Conduct in Chile". *Economía Chilena 11*(3): 45–80.

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

Pincheira, P. y A. García (2009). "Forecasting Inflation in Chile with an Accurate Benchmark". Documento de Trabajo N°514, Banco Central de Chile.

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

Restrepo, J.E. y C. Soto (2006). "Regularidades Empíricas de la Economía Chilena: 1986-2005". *Economía Chilena* 9(2): 15-40.

Rogoff, K y V. Stavrakeva (2008) "The Continuing Puzzle of Short Horizon Exchange Rate Forecasting" NBER Working Paper N°14071.

Samuelson, P.A. y W.A. Barnett (eds.) (2007). "Inside the Economist's Mind, Conversations with Eminent Economists". MA, EE.UU.: Blackwell Publishing.

Schmitt-Grohé, S. y M. Uribe (2003). "Closing Small Open Economy Models". *Journal of International Economics* 61(1): 163—85.

Schorfheide, F. (2000). "Loss Function Based Evaluation of DSGE Models". *Journal of Applied Econometrics* 15(6): 645—70.

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

Sims, C. (1993). "A Nine-Variable Probabilistic Macroeconomic Forecasting Model". En *Business Cycles, Indicators and Forecasting*, de J. Stock y M. Watson. Chicago, IL, EE.UU.: University of Chicago Press.

Smets, F. y R. Wouters (2003). "An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area". *Journal of the European Economic Association* 1(5): 1123—75.

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

Stock, J. y M. Watson (1999). "Forecasting Inflation". *Journal of Monetary Economics* 44(2): 293—335.

Stock, J. y M. Watson (2008). "Phillips Curve Inflation Forecasts". NBER Working Paper N°14322.

Valdés, R.O. (1997). "Transmisión de la Política Monetaria en Chile". Documento de Trabajo N°16, Banco Central de Chile.

Woodford, M. (2003). "Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy". Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.

Zaman, A. (1996). *Statistical Foundations for Econometric Techniques*. San Diego, CA, EE.UU.: Academic Press.

Zellner, A. (1971). *An Introduction to Bayesian Inference in Econometrics*. Nueva York, NY, EE.UU.: Wiley.

APÉNDICE A

ESTIMACIÓN BAYESIANA

Para la estimación bayesiana de los modelos estructural y DSGE se utilizó un esquema similar a los propuestos por Smets y Wouters (2003) y por An y Schorfheide (2007). Esto implicó obtener la distribución de los *posteriors* de los parámetros del modelo basado en su representación log-lineal de estado-espacio usando el filtro de Kalman. Para el análisis empírico, se utilizó Dynare, un programa de Matlab para la estimación y evaluación de los modelos DSGE.

Formalmente, sea $p(\theta_m|m)$ la distribución *prior* del vector $\theta_m \in \Theta_m$ de parámetros estructurales para algún modelo $m \in M$, y sea $p(Y_t | (\theta_m, m))$ la función de verosimilitud para los datos observados, $Y_t = \{y_1, \dots, y_T\}$, condicional al vector de parámetros θ_m y al modelo m . La distribución conjunta de los *posteriors* de θ_m para el modelo m se obtuvo al combinar la función de verosimilitud para Y_t y la distribución *prior* de θ_m ,

$$p(\theta_m | \mathcal{Y}_T, m) \propto p(\mathcal{Y}_T | \theta_m, m) p(\theta_m | m) \quad (A1)$$

donde \propto denota proporcionalidad.

La distribución *posterior* está típicamente caracterizada por la media o la moda, y la desviación estándar. Siguiendo a Schorfheide (2000), se utilizó un algoritmo de muestreo de cadena de Markov para determinar la distribución conjunta de los *posteriors* del vector de parámetros θ_m . Más específicamente, se utilizó el algoritmo Metropolis-Hastings para obtener un gran número de realizaciones de la distribución *posterior* de θ_m .

1. Modelo estructural

Para la estimación bayesiana del modelo estructural, se utilizaron datos de la brecha del producto ($ygap_t$), inflación (π_t), brecha del tipo de cambio real ($zgap_t$) y la tasa de política monetaria de corto plazo (rs_t). Para la construcción de las variables externas se utilizaron ponderadores que reflejan el intercambio comercial que Chile mantiene con sus principales socios comerciales: China, Japón, Estados Unidos y Europa.

La obtención de tendencias y ciclos para la construcción de las variables "gap" se logró mediante la utilización de un filtro de Hodrick-Prescott modificado que busca eliminar el sesgo que tiene este filtro al tender a igualar las tendencias inicial y final de la serie con los datos efectivos.

Los *priors* utilizados en la estimación bayesiana del modelo reducido fueron tomados de Honjo y Hunt (2006) y de Berg et al. (2006a,b). Los *posteriors* obtenidos en la estimación bayesiana se presentan en el cuadro A1.

CUADRO A1

Distribuciones *prior* y *posterior* de los parámetros estructurales del modelo reducido

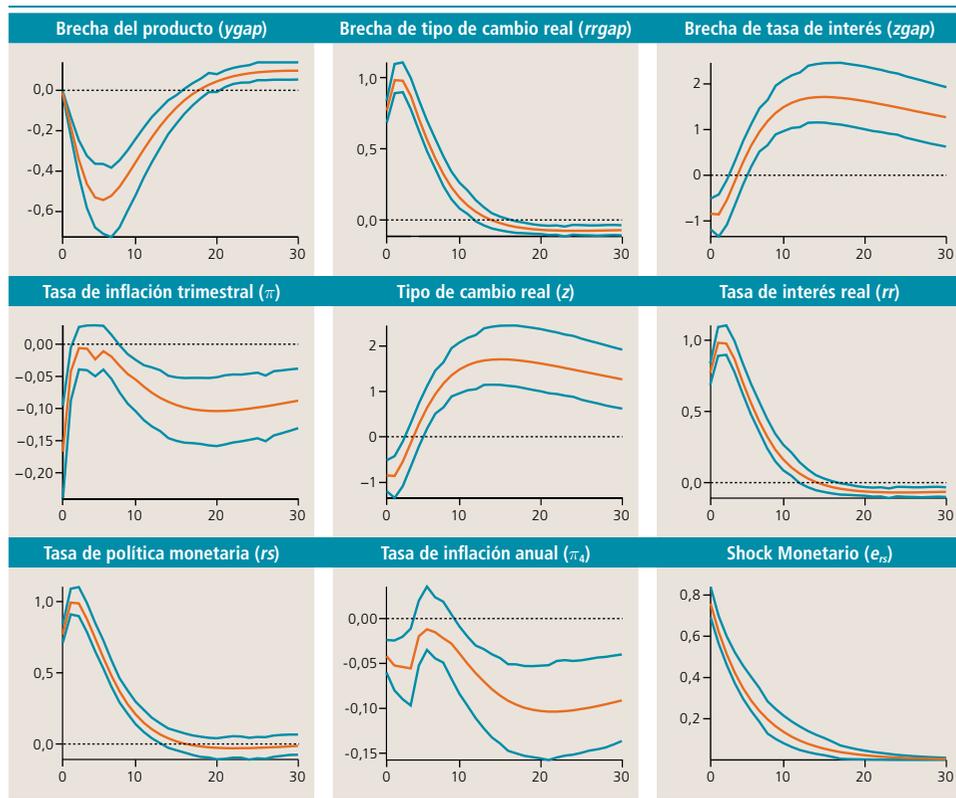
Parámetros	Media <i>prior</i>	Media <i>posterior</i>	Intervalo de confianza		Dist. <i>prior</i>	Desv. est. <i>prior</i>
β_1	0,85	0,72	0,67	0,77	gamma	0,05
β_2	0,10	0,06	0,02	0,09	beta	0,05
β_3	0,10	0,19	0,14	0,24	gamma	0,05
β_4	0,10	0,01	0,00	0,01	beta	0,05
β_5	0,15	0,11	0,06	0,15	beta	0,05
δ_1	0,20	0,11	0,08	0,15	gamma	0,05
δ_2	0,26	0,11	0,09	0,14	gamma	0,05
δ_3	0,30	0,20	0,16	0,23	gamma	0,05
θ	0,70	0,76	0,73	0,79	beta	0,05
α_1	0,50	0,58	0,54	0,61	gamma	0,05
α_2	1,50	1,48	1,43	1,52	gamma	0,05
α_3	0,50	0,53	0,43	0,59	beta	0,05
β_1^*	0,85	0,93	0,87	0,96	gamma	0,05
β_2^*	0,10	0,03	0,01	0,05	beta	0,05
β_3^*	0,10	0,04	0,02	0,06	gamma	0,05
δ_1^*	0,20	0,13	0,07	0,19	beta	0,05
δ_2^*	0,30	0,33	0,25	0,40	gamma	0,05
α_1^*	0,50	0,59	0,53	0,65	beta	0,05
α_2^*	1,50	1,53	1,45	1,60	gamma	0,05
α_3^*	0,50	0,53	0,46	0,58	beta	0,05
ρ_{ygap}	0,75	0,57	0,53	0,61	beta	0,05
ρ_z	0,50	0,52	0,47	0,58	beta	0,05
ρ_s	0,75	0,85	0,78	0,87	beta	0,05
ρ_z	0,50	0,63	0,54	0,71	beta	0,05
ρ_{ygap}^*	0,75	0,75	0,70	0,81	beta	0,05
ρ_π^*	0,50	0,48	0,41	0,54	beta	0,05
ρ_{rs}^*	0,75	0,91	0,88	0,93	beta	0,05

Fuente: Elaboración propia a base de Berg, A., P. Karam y D. Laxton (2006b).

Con los resultados de los *posteriors*, podemos observar que la estimación bayesiana resultante no difiere sustancialmente de los *priors* que en un principio se habían propuesto para el ejercicio de estimación, lo que hace pensar que los *posteriors* del modelo se encuentran con una mayor verosimilitud en el espacio paramétrico cuya media la constituyen nuestros *priors*.

El modelo reducido incluye siete *shocks* a las variables domésticas y externas, afectando al producto, a la inflación, al tipo de cambio y a la tasa de política monetaria. En el gráfico A1, podemos observar la respuesta del modelo estructural reducido ante un *shock* monetario doméstico (TPM). En estos casos, la brecha del producto cae fuertemente, al igual que la brecha del tipo de cambio. La inflación muestra una conducta similar a la sugerida por Galí (2008) y Woodford (2003): esta cae inicialmente, pero el efecto del *shock* monetario sobre esta variable se siente con más fuerza desde el segundo año, indicando la existencia de una fuerte inercia en el proceso inflacionario.

Gráfico A1

Shock monetario, modelo neokeynesiano reducido

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

2. Modelos DSGE

Los *priors* utilizados fueron tomados de Gertler y Karadi (2009) y de Christoffel et al. (2008). El resultado de la estimación bayesiana del modelo DSGE se muestra en el cuadro A2 con intermediarios financieros. Los *posteriors* resultantes fueron obtenidos usando el algoritmo de Metropolis-Hastings basado en una cadena de Markov de 300.000 réplicas para construir la distribución estimada de los parámetros.

Una aproximación comúnmente utilizada para analizar la convergencia del algoritmo de muestreo del *posterior* es utilizar el análisis de varianza multivariada, discutido en Brooks y Gelman (1998). Este método consiste, básicamente, en la simulación de un número importante de cadenas de Markov, buscando minimizar la varianza entre y dentro de las cadenas. Con lo anterior, si el número de réplicas del algoritmo de convergencia es lo suficientemente grande (en nuestro caso, 300.000 réplicas), la varianza de las cadenas se minimiza y tiende a igualarse, y de esta forma, se obtiene la distribución *posterior* de los parámetros que estamos estimando. La evolución de la convergencia del algoritmo de estimación bayesiana se puede observar en el apéndice B.

Al comparar las distribuciones *prior* y *posterior*, podemos tener una idea de cuánta información aportan los datos sobre los parámetros estructurales de los modelos. Esto es, para aquellos parámetros donde la distribución *prior* se encuentra cercana a la distribución *posterior*, los datos son más informativos que aquellas distribuciones de parámetros donde esto no ocurre. Con lo anterior, podemos observar que en la mayoría de los casos esto se cumple sin importar si el modelo tiene o no intermediarios.

En general, el resto de los parámetros estructurales de ambos modelos presentan valores equivalentes en las distribuciones *prior* y *posterior*, hecho que hace pensar que los datos utilizados fueron informativos en el ejercicio de estimación Bayesiana.

CUADRO A2

Distribuciones *prior* y *posterior* de los parámetros estructurales del modelo DSGE

Parámetros	Media <i>prior</i>	Media <i>posterior</i>	Intervalo de confianza		Dist. <i>prior</i>	Desv.est. <i>prior</i>
σ	2,00	3,04	2,78	3,30	gamma	0,50
H	0,30	0,31	0,27	0,34	beta	0,05
ρ_L	1,00	0,89	0,74	1,03	gamma	0,20
ρ_G	0,80	0,46	0,39	0,53	beta	0,10
ρ_s	0,95	0,99	0,98	1,00	beta	0,05
ρ_A	0,95	0,98	0,96	1,00	beta	0,05
ρ_r^*	0,80	0,87	0,84	0,90	beta	0,10
ρ_y^*	0,80	0,56	0,49	0,62	beta	0,10
ρ_{oil}	0,80	0,68	0,61	0,76	beta	0,10
ρ_p	0,95	0,92	0,87	0,97	beta	0,05
ρ_{PCU}	0,80	0,87	0,81	0,94	beta	0,10
$index$	0,50	0,60	0,52	0,67	beta	0,15
X_i	0,75	0,73	0,70	0,76	beta	0,05
$index_w$	0,50	0,87	0,80	0,92	beta	0,15
$x_{i,w}$	0,75	0,78	0,71	0,84	beta	0,05
β_1	1,00	0,28	0,02	0,52	gamma	0,80
β_2	0,10	0,22	0,17	0,27	beta	0,10
ρ_R	0,70	0,88	0,85	0,92	beta	0,20
ρ_π	2,00	1,52	1,41	1,63	beta	0,30
ρ_y	0,50	0,70	0,59	0,83	beta	0,20
ρ_{e1}	0,30	0,21	0,15	0,27	beta	0,20
ρ_{e2}	0,30	0,11	0,00	0,21	beta	0,20
ρ_ε	0,60	0,10	0,04	0,16	beta	0,20
λ_C	0,70	0,71	0,67	0,75	beta	0,05
PMg_M	0,50	0,58	0,45	0,71	beta	0,30
PMg_L	0,50	0,11	0,07	0,15	beta	0,30
PMg_K	0,50	0,00	0,00	0,01	beta	0,30

Fuente: Elaboración propia a base de revisión de literatura.



Discusión de los priors, modelo DSGE

Los *priors* fueron tomados de diferentes estudios que estiman modelos DSGE para diversas economías. Por ejemplo, la rigidez de precios y salarios (ξ y $\xi_{w,t}$), en promedio se supuso para cuatro trimestres ($=1/(1-0,75)$), *prior* que es relativamente estándar en muchos modelos DSGE de corte keynesiano para economías pequeñas y abiertas (por ejemplo, Adolfson et al., 2008, y Lubik y Schorfheide, 2007) y que también son congruentes con la lenta respuesta de los precios a los *shocks* monetarios que se encuentra en estimaciones de modelos VAR para la economía chilena (Valdés, 1997; Landerretche et al., 1999; García, 2001; Mies et al., 2002; Bravo y García, 2002).

Un coeficiente sigma de 2, es un valor estándar en la literatura^a. La elasticidad de la oferta de trabajo a los salarios reales ($1/\rho_L$) es uno de los parámetros difíciles para establecer un *prior* en diferentes países (por ejemplo, Smets y Wouter 2003) puesto que las elasticidades necesarias para generar las fluctuaciones de las horas trabajadas en el ciclo económico son más altas que las estimadas para fines microeconómicos (Chetty et al., 2011). Por esta razón se supuso igual a uno siguiendo a Adolfson et al. (2008), quienes desarrollan un modelo similar al nuestro pero para Suecia. Por otro lado, en la revisión de la literatura que hacen Chetty et al. (2011) para el *American Economic Review Papers & Proceedings*, ellos sugieren usar una elasticidad de 0,75 para modelos con agentes representativos, resultado muy similar a nuestra estimación final de 0,89.

El coeficiente de hábito se supuso de 0,3, valor por debajo de lo que se supone para economías desarrolladas relativamente más cerradas; por ejemplo, Smets y Wouters (2007) suponen 0,7. Decidimos tener un *prior* más bajo en el consumo privado porque las economías pequeñas y abiertas muestran niveles de volatilidad más altos que las más grandes y cerradas, como son EE.UU. y Europa.

El porcentaje de los agentes optimizadores (λ_c) se supuso en 70%. Este es un valor más alto que el considerado para este tipo de agentes que en los estudios de consumo agregado (Mankiw, 2000; Galí et al., 2007). Nuestro *prior* está basado en el trabajo de García y González (2010), por el parecido entre ambos modelos. Ellos encuentran porcentajes relativamente altos de agentes optimizadores en varias economías pequeñas y abiertas^c. Una explicación del resultado encontrado por García y González (2010), es que ellos suponen que las familias pueden financiarse con un premio bajo en el exterior, por tanto las familias consiguen suavizar el consumo privado de mejor manera en economía abierta que en economía cerrada (Correia et al., 1995). Todo esto reduce la posibilidad de agentes restringidos. Por otro lado, la mayor volatilidad del consumo privado en nuestro caso, como en el modelo de García y González (2010), se obtiene con una sustancial reducción del hábito.

Sobre los coeficientes para la política monetaria, se tiene que estos son estándares en la literatura de estimación de modelos DSGE (Smets y Wouters, 2007). En general se supone un inercia de la tasa de interés (ρ_R) de 0,7, una respuesta de la tasa de interés a la inflación (ρ_{π}) superior a 2 y una respuesta de la tasa de interés al PIB (ρ_y) en torno a 0,5. En los estudios de DSGE aplicados a Chile se usan valores similares (García y Restrepo, 2007; Medina y Soto, 2006, 2007; Caputo et al., 2007; Céspedes et al., 2010; García et al., 2011). En relación con la respuesta de la política monetaria al tipo de cambio (su nivel y cambio, ρ_{e1} y ρ_{e2} , respectivamente) se usaron parámetros con valores bajos (de 0,3), indicando que el Banco Central de Chile ha seguido una política de tipo de cambio flexible con intervenciones muy moderadas^c. Este supuesto es el mismo utilizado por García y González (2010) y también por Caputo et al. (2007) para estimaciones de modelos DSGE en Chile, donde se analiza la relevancia de introducir el tipo de cambio en la regla de política monetaria.

a. Ver Agénor y Montiel (1996), tabla 10.1, pág. 353.

b. Australia, Chile, Perú, Nueva Zelanda y Colombia.

c. Por el contrario, el *prior* para estos parámetros en el caso de tipo de cambio fijo sería, por ejemplo, de 106 (Adolfson et al., 2008).

Un parámetro importante para entender la transmisión monetaria es la elasticidad de la demanda por exportaciones al tipo de cambio real (β_1) y su inercia (β_2). Se supuso un valor alto para el primer parámetro (igual a 1) y bajo para el segundo (igual a 0,1) sobre la base de los resultados encontrados en García y González (2010).

Los parámetros relacionados con la persistencia de los *shocks* (gasto del gobierno, tasa externa, PIB externo, precio del petróleo, precio del cobre e inflación externa, ρ_G , ρ_{Rstart} , ρ_{Ystart} , ρ_{Oil} , ρ_{PCU} y ρ_P , respectivamente) fueron calculados de los datos o fueron supuestos (ρ_{A_t} correspondiente al *shock* tecnológico) todos mayores o iguales a 0,8. Esto último porque en el ciclo económico las variables muestran una alta persistencia no solo en Chile (Restrepo y Soto, 2006), sino en la mayoría de los países (King y Rebelo, 2000).

En relación con los parámetros que miden la inercia de las demandas de insumo, trabajo y capital (PMg_M , PMg_L y PMg_K , respectivamente) no se dispuso de información a priori. Por esa razón, se decidió tomar *priors* iguales a 0,5, restringiendo las estimaciones a valores entre cero y uno.

Consistencia de los impulsos respuesta del modelo DSGE

En el gráfico A2, podemos observar la respuesta del modelo DSGE ante un *shock* monetario. De manera similar al modelo nekeynesiano reducido, un *shock* monetario positivo hace caer las variables reales y el tipo de cambio y así cae la inflación. Este resultado se encuentra nuevamente en línea con las predicciones que hacen Galí (2008) y Woodford (2003) para modelos keynesianos estándares.

Gráfico A2

Shock monetario en el modelo DSGE

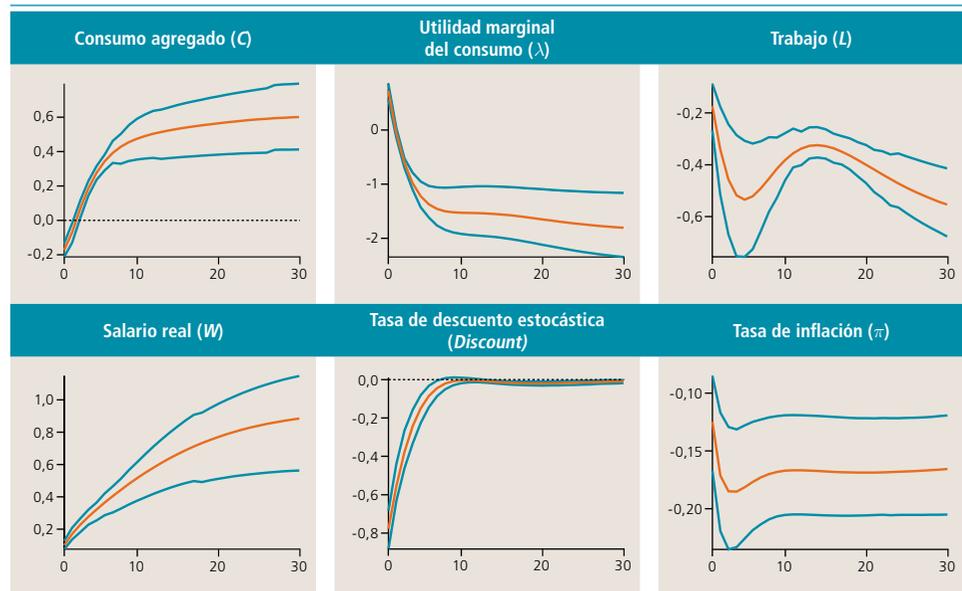




Gráfico A2 (continuación)

Shock monetario en el modelo DSGE

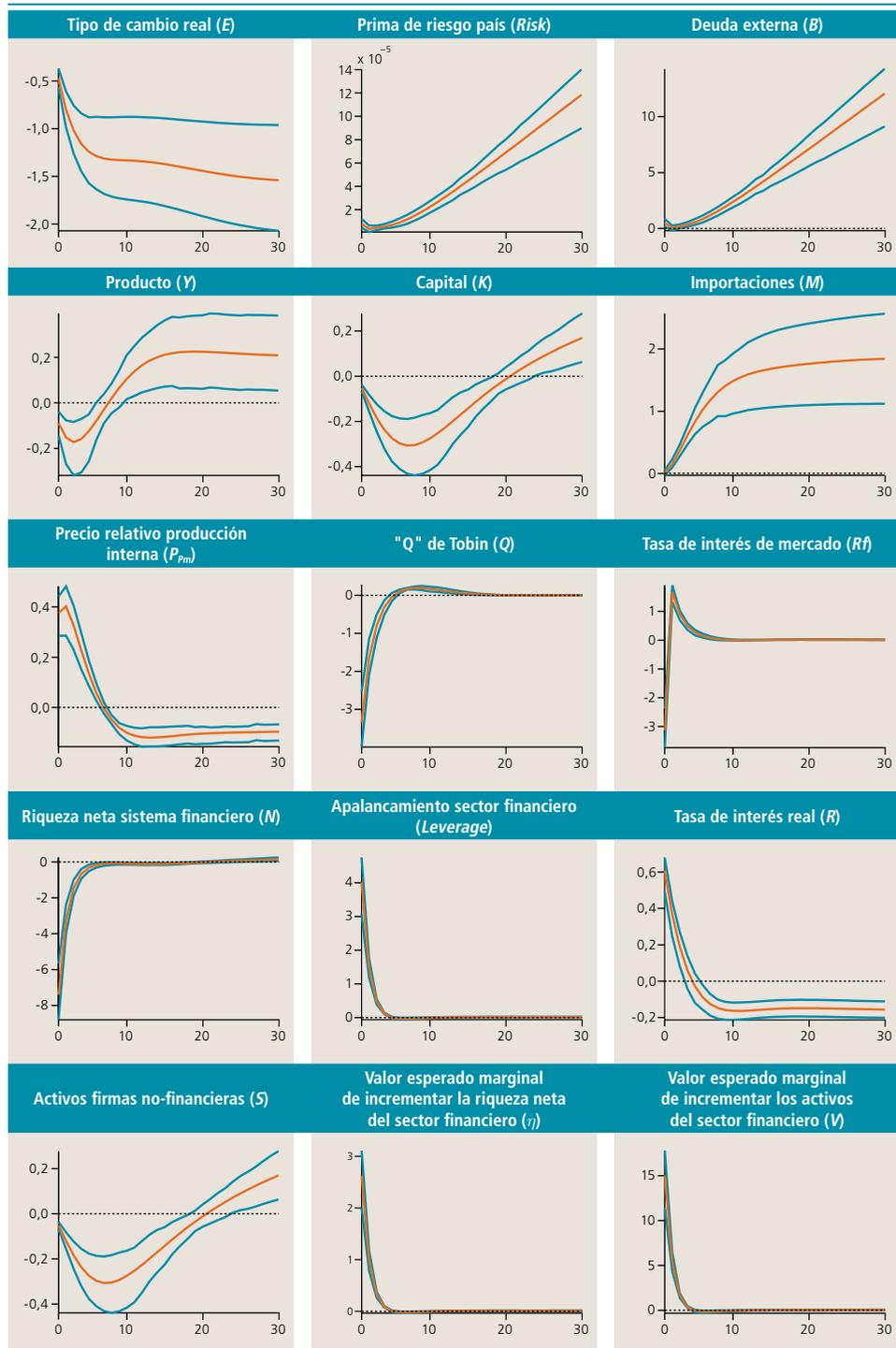
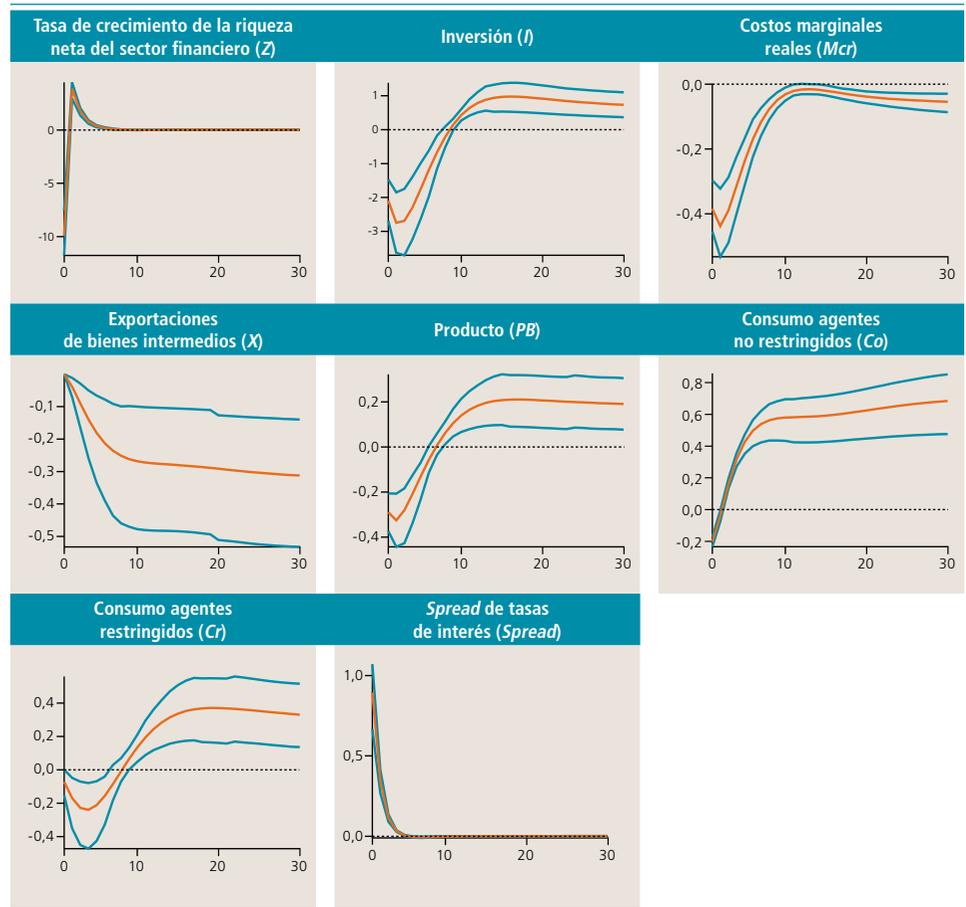


Gráfico A2 (continuación)

Shock monetario en el modelo DSGE



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



APÉNDICE B

GRÁFICOS DE CONVERGENCIA DEL ALGORITMO DE ESTIMACIÓN BAYESIANA

Gráfico B1

Convergencia del algoritmo de estimación bayesiana del modelo estructural reducido



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

Gráfico B2

Convergencia del algoritmo de estimación bayesiana del DSGE con intermediación financiera



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



APÉNDICE C

RESUMEN DE LOS EJERCICIOS DE PROYECCIÓN

Cuadro C1

Proyección de variables macroeconómicas

Período (h)	Modelo con intermediarios				Modelo con intermediarios (PD)				Modelo estructural reducido			
	π	ygap	zgap	rs	π	ygap	zgap	rs	π	ygap	zgap	rs
0	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
1	0,56	2,48	0,95	0,64	0,56	2,77	1,03	0,63	1,00	6,41	0,87	1,03
2	1,33	2,26	1,45	1,26	1,39	2,42	1,66	1,42	1,94	6,18	1,64	2,32
3	2,33	2,80	1,60	2,02	2,50	2,18	1,89	2,29	2,97	8,25	2,18	3,39
4	3,32	2,06	1,96	2,74	3,66	1,94	2,08	3,12	3,85	9,77	2,24	4,54
5	4,11	2,93	2,26	3,46	4,76	3,18	2,51	4,24	4,55	10,18	2,38	5,02
6	4,59	2,27	2,46	3,89	5,35	2,57	3,35	4,71	4,82	8,79	2,16	5,25
7	5,01	3,16	3,44	4,16	5,87	3,28	4,25	5,05	5,25	6,53	1,95	5,32
8	5,03	2,75	4,54	4,23	5,88	2,99	5,20	4,97	5,02	6,71	1,80	5,36

Período (h)	BVAR				AR(1)				Camino aleatorio			
	π	ygap	zgap	rs	π	ygap	zgap	rs	π	ygap	zgap	rs
0	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
1	0,85	2,01	0,83	1,02	1,79	2,43	0,83	0,92	0,69	3,28	0,80	0,56
2	1,89	2,31	1,20	1,97	2,14	2,53	0,78	1,31	1,54	3,12	1,15	1,31
3	3,19	2,28	1,50	2,97	2,61	2,53	0,74	1,74	2,53	3,80	1,43	1,87
4	4,46	2,58	1,53	3,59	3,21	2,35	0,76	2,09	3,46	2,02	1,54	2,39
5	5,64	2,83	1,43	4,17	3,72	2,51	0,76	2,42	4,44	4,03	1,61	2,86
6	6,35	2,67	1,47	4,60	4,01	2,51	0,78	2,54	4,97	3,73	1,51	2,93
7	6,54	2,80	1,50	3,82	4,24	2,33	0,82	2,69	5,30	4,70	1,35	3,01
8	6,47	2,53	1,71	3,31	4,29	2,31	0,88	2,85	5,39	3,08	1,46	3,11

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

APÉNDICE D

MODELO DSGE COMPLETO

El modelo aquí presentado es un DSGE con rigideces nominales y fricciones financieras para una economía pequeña y abierta, desarrollado inicialmente por Gertler y Karadi (2009) para una economía cerrada, así se incluyen intermediarios financieros que transfieren recursos entre las familias y las firmas no financieras. Se incluyen además consumidores restringidos como en Galí et al. (2004), inversión con costos de ajuste, hábito en el consumo y precio del petróleo. El DSGE está en la línea propuesta por Christiano et al. (2005), y por Smets y Wouters (2003, 2007).

1. Las familias

Hay un continuo de familias de tamaño unitario, indexadas por $i \in [0, 1]$. En el modelo existen dos tipos de familias: i) las familias no restringidas o ricardianas, que tienen acceso al mercado de capitales y ii) las familias restringidas, cuyos ingresos dependen únicamente de su salario laboral. El primer grupo de familias, además de consumir y trabajar, puede transferir fondos a los intermediarios financieros. La proporción de familias restringidas en la economía es $1 - \lambda_c$.

Las preferencias de las familias están dadas por (C1) donde $C_t^o(i)$ es el consumo y $L_t^o(i)$ es la oferta laboral de la familia:

$$\max E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{(C_t^o(i) - hC_{t-1}^o(i))^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{L_t^o(i)^{1+\rho_L}}{1+\rho_L} \right) \quad (C1)$$

con $\sigma > 0$ el coeficiente de aversión al riesgo y ρ_L la desutilidad de trabajar, el inverso de este parámetro es la elasticidad de las horas trabajadas al salario real. Como en Christiano et al. (2005), y en Smets y Wouters (2007), se introduce la formación de hábito para capturar la dinámica del consumo.

Tanto los depósitos de los intermediarios como la deuda del gobierno son bonos reales de un período que pagan el retorno nominal R_t de t a $t+1$. B_t es la cantidad total de deuda de corto plazo que las familias adquieren, $W_t(i)$ es el salario real, $D_t^o(i)$ son dividendos, $\Phi[(B_{t+1}^*/PIB_t)]$ es la prima por riesgo país, S_t es el tipo de cambio nominal, $B_t^{o*}(i)$ son activos internacionales netos, R_t^* es la tasa de interés nominal externa, y T_t son impuestos de suma alzada. Luego, la restricción presupuestaria de las familias no restringidas está dada por:

$$P_t C_t^o(i) \leq W_t(i) L_t^o(i) + B_t^o(i) - S_t B_t^{o*}(i) + D_t^o(i) - P_t T_t - R_t^{-1} B_{t+1}^o(i) + S_t \left(\Phi \left(\frac{B_{t+1}^*}{PIB_t} \right) R_t^* \right)^{-1} B_{t+1}^{o*}(i) \quad (C2)$$



Las familias restringidas están sujetas a la siguiente restricción presupuestaria:

$$P_t C_t^R(i) = W_t(i) L_t^R(i) \quad (C3)$$

2. Intermediarios financieros

Los intermediarios financieros prestan fondos obtenidos de las familias a las firmas no financieras. Sea N_{jt} la cantidad de riqueza neta que un intermediario j tiene al final del período t ; B_{jt} es el depósito que el intermediario obtiene de las familias, S_{jt} es la cantidad de derechos financieros sobre firmas no financieras que los intermediarios mantienen y Q_t es el precio relativo de esos derechos. La hoja de balance de los intermediarios está dada por

$$(Q_t S_{jt} = N_{jt} + B_{jt}) \quad (C4)$$

Los depósitos de las familias con los intermediarios en el período t pagan un retorno real no contingente R_{t+1} en $t+1$. Así, B_{jt} puede ser pensado como la deuda del intermediario, y N_{jt} como su capital. Los activos de los intermediarios ganan un retorno estocástico R_{kt+1} sobre este período. Tanto R_{kt+1} como R_{t+1} estarán determinados endógenamente. Luego, a través del tiempo, el capital del intermediario se determina como la diferencia entre las ganancias sobre los activos y el pago de intereses sobre los préstamos:

$$\begin{aligned} N_{jt+1} &= R_{kt+1} Q_t S_{jt} - R_{t+1} B_{jt} \\ N_{jt+1} &= (R_{kt+1} - R_{t+1}) Q_t S_{jt} + R_{t+1} N_{jt} \end{aligned} \quad (C5)$$

donde $\beta \Lambda_{t,t+1}$ es la tasa de descuento estocástico que el intermediario en t aplica sobre las ganancias en $t+1$. Dado que el intermediario no financiará activos con un retorno descontado menor que el costo de prestar, el intermediario operará si y solo si se cumple la siguiente desigualdad:

$$E_t \beta \Lambda_{t,t+1+i} (R_{kt+1+i} - R_{t+1+i}) \geq 0 \quad \forall i \geq 0 \quad (C6)$$

Con mercado perfecto de capitales, esta relación siempre se cumple con igualdad y la prima ajustada por riesgo es cero. Sin embargo, con mercados de capitales imperfectos la prima debe ser positiva debido a los límites de la capacidad del intermediario para obtener fondos, y por ende la existencia de restricciones en el crédito privado. Así, el objetivo del intermediario financiero es maximizar su riqueza esperada, dada por:

$$\begin{aligned} V_{jt} &= \max E_t \sum_{i=0}^{\infty} (1-\theta) \theta^i \beta^i \Lambda_{t,t+1+i} (N_{jt+1+i}) \\ V_{jt} &= \max E_t \sum_{i=0}^{\infty} (1-\theta) \theta^i \beta^i \Lambda_{t,t+1+i} [(R_{kt+1+i} - R_{t+1+i}) Q_{t+i} S_{jt+i} + R_{t+1+i} N_{jt+i}] \end{aligned} \quad (C7)$$

En la medida en que la prima ajustada por riesgo descontada en cualquier período $\beta^i \Lambda_{t,t+i} [(R_{kt+1+i} - R_{t+1+i})]$, sea positiva, el intermediario querrá expandir sus activos indefinidamente para igualar esta expresión a cero. Sin embargo, si queremos introducir imperfecciones en el mercado de capitales, debemos evitar que esto ocurra. Gertler y Karadi (2009) consiguen esto introduciendo riesgo moral al problema: al comienzo de cada período el intermediario puede escoger desviar una fracción λ de los fondos disponibles y transferirlos de vuelta a las familias, de las cuales él es miembro. En ese caso, los depositantes pueden recuperar solo la fracción restante $(1 - \lambda)$ de los activos. Por consiguiente, para que los prestamistas estén dispuestos a entregar fondos a los intermediarios, se debe satisfacer la siguiente restricción de incentivos:

$$V_{jt} \geq \lambda Q_t S_{jt} \tag{C8}$$

El lado derecho es lo que el intermediario perdería al desviar una parte de los activos. El lado izquierdo es la ganancia de hacerlo. En resumen, el problema del intermediario financiero es maximizar su riqueza esperada sujeto a la restricción de incentivos:

$$V_{jt} = \max E_t \left[\sum_{i=0}^{\infty} (1-\theta)^i \beta^i \nu_{t,t+i} N_{j,t+1+i} \right] \tag{C9}$$

s.t $V_{jt} \geq \lambda Q_t S_{jt}$

El término V_{jt} se puede expresar de la siguiente forma:

$$V_{jt} = \nu_t Q_t S_{jt} + \eta_t N_{jt} \tag{C10}$$

donde:

$$\nu_t = E_t \left[(1-\theta) \beta \Lambda_{t,t+1} (R_{k,t+1} - R_{t+1}) + \beta \Lambda_{t,t+1} \theta \frac{Q_{t+1} S_{j,t+1}}{Q_t S_{jt}} \nu_{t+1} \right] \tag{C11}$$

$$\eta_t = E_t \left[(1-\theta) \beta \Lambda_{t,t+1} R_{t+1} + \beta \Lambda_{t,t+1} \theta \frac{N_{j,t+1}}{N_{jt}} \eta_{t+1} \right] \tag{C12}$$

Ahora, la restricción de incentivos se puede formular como:

$$\nu_t Q_t S_{jt} + \eta_t N_{jt} \geq \lambda Q_t S_{jt} \tag{C13}$$

Si la restricción es restrictiva en el equilibrio, la demanda por activos está determinada por el patrimonio neto:

$$Q_t S_{jt} = \frac{\eta_t}{\lambda - \nu_t} N_{jt} \equiv \phi_t N_{jt} \tag{C14}$$



Puesto que la evolución del patrimonio neto de los intermediarios financieros está dada por:

$$N_{j,t+1} = [(R_{k,t+1} - R_{t+1})\phi_t + R_{t+1}]N_{jt} \quad (C15)$$

y dado que ϕ_t no depende de j , podemos determinar la demanda por activos de los intermediarios sumando las demandas individuales para obtener:

$$Q_t S_{pt} = \phi_t N_t \quad (C16)$$

donde S_{pt} muestra la cantidad agregada de activos de los intermediarios y N_t muestra la cantidad agregada de capital. La ecuación (C16) es clave dentro del modelo e indica que la disponibilidad total de crédito privado es la riqueza de los intermediarios multiplicada por un factor ϕ que indica el grado de apalancamiento de los intermediarios, el cual a su vez es una variable que se determina a través de las expectativas futuras de la economía.

Para calcular la ley de movimiento del patrimonio se necesitan pasos y supuestos adicionales; N_t puede dividirse en dos partes: el patrimonio neto de los intermediarios existentes N_{et} y el patrimonio neto de los nuevos intermediarios entrantes N_{nt} :

$$N_t = N_{et} + N_{nt} \quad (C17)$$

El término N_{et} está dado por:

$$N_{et} = \theta[(R_{kt} - R_t)\phi_t + R_t]N_{t-1} \quad (C18)$$

Por simplicidad, suponemos que la probabilidad de que un intermediario salga del mercado es i.i.d., así el total de activos de los intermediarios existentes en t al final del período está dado por $(1-\theta) Q_t S_{t-1}$. Adicionalmente, se supone que en cada período las familias transfieren la fracción $\xi(1-\theta)$ de este valor a los intermediarios entrantes. Por lo tanto, en el agregado,

$$N_{nt} = \xi Q_t S_{t-1} \quad (C19)$$

Con la expresión anterior podemos construir la ley de movimiento de N_t :

$$N_t = \theta[(R_{kt} - R_t)\phi_t + R_t]N_{t-1} + \xi Q_t S_{t-1} \quad (C20)$$

3. Firmas de bienes intermedios

Las firmas de bienes intermedios utilizan capital K_t , trabajo L_t y bienes importados M_t para producir bienes intermedios Y_t . Al final del período t , las firmas productoras de bienes intermedios compran capital K_{t+1} para utilizarlo en la producción del período siguiente. Después de la producción, las firmas tienen la opción de vender el capital. Para adquirir los recursos para comprar el capital, la firma entrega S_t derechos iguales al número de unidades de capital adquiridas K_{t+1} y precios de cada derecho al precio de unidad del capital Q_t . Esto es, $Q_t K_{t+1}$ es el valor del capital adquirido y $Q_t S_t$ es el valor de los derechos contra capital. Luego, se debe satisfacer:

$$Q_t K_{t+1} = Q_t S_t \quad (C21)$$

En cada tiempo t , la firma produce Y_t , usando capital, trabajo y bienes importados. Sea A_t la productividad total de factores, y sea ξ_t la calidad del capital (tal que $\xi_t K_t$ es la cantidad de capital efectiva al tiempo t). Luego, la producción está dada por:

$$Y_t = A_t L_t^{\alpha_1} (\xi_t K_t)^{\alpha_2} M_t^{1-\alpha_1-\alpha_2} \quad (C22)$$

Sea P_{mt} el precio del bien intermedio. Dado que la firma toma su decisión al final de período t , el problema de maximización de la firma que produce bienes intermedios es:

$$\begin{aligned} \max \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k E_t \{ \Lambda_{t,t+k} (P_{m,t+k} Y_{t+k}(j) + (1-\delta) \xi_{t+k} K_{t+k} Q_{t+k}) - R_{F,t+k} Q_{t+k} K_{t+k} \} \\ - \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k E_t \{ \Lambda_{t,t+k} (W_{t+k} L_{t+k} + S_{t+k} M_{t+k}) \} \end{aligned} \quad (C23)$$

donde $R_{F,t+k}$ es el retorno del capital ex post.

De las condiciones de primer orden del problema que enfrenta la firma productora de bienes intermedios más el supuesto de que hay inercia en que se cumplan estas condiciones, se tiene:

$$L_{t+1} = \left(\alpha_2 \frac{Y_{t+1}}{W_{t+1}} \frac{1}{P_{m,t+1}} \right)^{\Omega_L} (L_t)^{1-\Omega_L} \quad (C24)$$

$$M_{t+1} = \left((1-\alpha_1-\alpha_2) \frac{Y_{t+1}}{S_{t+1}} \frac{1}{P_{m,t+1}} \right)^{\Omega_M} (M_t)^{1-\Omega_M} \quad (C25)$$

$$R_{F,t+1} = \left(\frac{Q_{t+1}(1-\delta)\varepsilon_{t+1} + \alpha_1 P_{m,t+1} \frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}}}{Q_t} \right)^{\Omega_{R,F}} (R_{F,t+1})^{1-\Omega_{R,F}} \quad (C26)$$



4. Firms productoras de capital

Las firmas productoras de capital compran capital a las firmas productoras de bienes intermedios, reparan el capital depreciado, y construyen nuevo capital con el capital reparado. Sea I_t el capital bruto creado. Luego, el problema de maximización de las firmas productoras de capital es:

$$\max \sum_{\tau=t}^{\infty} \beta^{\tau-t} E_t \left\{ \Lambda_{t,\tau} \left[(Q_{\tau} - 1) I_{\tau} - f \left(\frac{I_{\tau}}{I_{\tau-1}} \right) I_{\tau} \right] \right\} \quad (C27)$$

donde $f(1) = f'(1) = 0$ y $f''(1) > 0$. La condición de primer orden para la inversión entrega la siguiente expresión de la Q de Tobin para la inversión neta:

$$Q_t = 1 + f \left(\frac{I_{t-1}}{I_t} \right) + \frac{I_t}{I_{t-1}} f' \left(\frac{I_{t-1}}{I_t} \right) - \beta E_t \Lambda_{t,t+1} \left(\frac{I_{t-1}}{I_t} \right)^2 f' \left(\frac{I_{t-1}}{I_t} \right) \quad (C28)$$

donde $K_{t+1} = (1 - \delta) \varepsilon_t K_t + I_t$.

5. Firms de retail

El producto final Y_t es un agregador CES de un continuo de masa unitaria de firmas de *retail* diferenciadas, que utiliza producto intermedio como único insumo. El producto final está dado por

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_{jt}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} df \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (C29)$$

donde Y_{jt} es el producto del *retailer* $j \in [0, 1]$. La minimización de costos de las familias implica la siguiente función de demanda:

$$Y_{jt} = \left(\frac{P_{jt}}{P_t} \right)^{-\varepsilon} Y_t \quad (C30)$$

$$P_t = \left[\int_0^1 P_{jt}^{\frac{1}{1-\varepsilon}} dj \right]^{1-\varepsilon} \quad (C31)$$

Como en Christiano et al. (2005), las firmas de *retail* enfrentan precios à la Calvo e indexación parcial. Luego, el problema de maximización para una firma de *retail* j está dado por:

$$\begin{aligned} \max \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ \beta^{t+k} \Lambda_{t,t+k} Y_{t+k}(j) (P_t^*(j) \prod_{l=1}^k (\pi_{t+l-1}^k)^{\delta_D}) - MC_{t+k} \right\} \\ \text{s.a. } Y_{t+k}(j) \leq \left(\frac{P_t^*(j)}{P_{t+k}} \right)^{-\varepsilon_D} Y_{t+k} \end{aligned} \quad (C32)$$

donde

$$MC_{t+k} = P m_{t+k}^{\lambda} (S_{t+k} Oil_{t+k})^{1-\lambda} \quad (C33)$$

Con lo anterior, las firmas productoras de bienes intermedios deben asumir el costo de transporte medido por el precio del petróleo Oil_t .

En particular, en cada período una firma está dispuesta a ajustar sus precios con probabilidad $1 - \theta$. Entre períodos, la firma está dispuesta a indexar parcialmente su precio a la tasa de inflación pasada con probabilidad $0 \leq d_D \leq 1$. El nivel de precios evoluciona de acuerdo a

$$P_t = \left[(1-\theta) (P_t^*)^{\frac{1}{1-\varepsilon}} + \theta (\pi_{t-1}^{\delta_D} P_{t-1})^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \right]^{1-\varepsilon} \quad (C34)$$

6. Restricción de recursos y gasto de gobierno

El gasto de gobierno sigue un proceso $AR(1)$, financiándose con impuestos de suma alzada y deuda pública (doméstica y externa). La restricción presupuestaria del sector fiscal es:

$$P_t T_t + R_t^{-1} B_{t+1} + S_t \left(\frac{B_{t+1}^*}{PIB_t} \right) R_t^* \geq S_t B_t^{G^*} + B_t + P_t G_t \quad (C35)$$

donde $B_t^{G^*}$ son bonos de gobierno. La política monetaria sigue una regla de Taylor que responde ante cambios en el producto, la inflación y el tipo de cambio. Además, se introduce inercia en la respuesta monetaria, con el parámetro Ω_R , lo cual permite reflejar el grado de persistencia existente. La regla de Taylor es la siguiente:

$$R_t^* = \bar{R} \left(\frac{\Pi_{t+1}}{\Pi} \right)^{\phi_\pi} \left(\frac{PIB_t}{PIB} \right)^{\phi_y} \left(\frac{E_t}{\bar{E}} \right)^{\zeta_e^1} \left(\frac{E_t}{E_{t-1}} \right)^{\zeta_e^2} e^{u_t^R} \quad (C36)$$

$$R_t = (R_{t-1})^{\Omega_R} (R_t^*)^{1-\Omega_R} \quad (C37)$$



donde \bar{R} es la tasa natural, Π_t es la inflación total, $\bar{\Pi}$ es el objetivo inflacionario, \overline{PIB} es el PIB potencial, E_t es el tipo de cambio real, \bar{E} es el tipo de cambio real de equilibrio y u_t^R es un *shock* monetario.

7. Sector externo

En el modelo, se supone que las exportaciones X_t dependen del tipo de cambio real E_t , de la actividad económica internacional PIB_t y presenta cierto grado de inercia Ω . Luego,

$$X_t = (E_t)^{-\eta^*} PIB_t^* \quad (C38)$$

$$X_t = (X_{t-1})^\Omega (X_t)^{1-\Omega} \quad (C39)$$

Además, como en Schmitt-Grohé y Uribe (2003), para cerrar el modelo se supone que el riesgo país depende de la deuda externa de la siguiente forma:

$$S_t \left(\Phi \left(\frac{B_{t+1}^*}{PIB_t} \right) R_t^* \right)^{-1} \quad (C40)$$

8. Equilibrio

Para obtener el consumo agregado de la economía, se agregan de manera ponderada los consumos que realizan las familias restringidas y no restringidas:

$$C_t = (1 - \lambda_c) C_t^R + (\lambda_c) C_t^O = \int_0^{\lambda_c} C_t^O(i) di + \int_{1-\lambda_c}^1 C_t^R(i) di \quad (C41)$$

En el caso de los intermediarios financieros, sus fondos provienen únicamente de aquellas familias que tienen acceso al mercado financiero, es decir

$$B_t = \lambda_c (B_t^O) \quad (C42)$$

La deuda total de la economía considera la deuda de las familias no restringidas y la deuda de gobierno:

$$B_t^* = B_t^{G^*} + \lambda_c B_t^{O^*} \quad (C43)$$

El trabajo agregado en la economía es un ponderado del trabajo realizado por las familias restringidas y no restringidas:

$$L_t = (1 - \lambda_c) L_t^R + \lambda_c L_t^O \quad (C44)$$

El equilibrio del mercado de bienes intermedios está caracterizado por la siguiente expresión del gasto:

$$P_{m,t}Y_t = P_t C_t + P_t I_t + P_t G_t + P_t X_t \quad (C45)$$

Por último, una vez agregadas cada una de las restricciones de las familias y las firmas, se obtiene la restricción total de la economía:

$$P_t C_t + P_t I_t \left(1 + f \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \right) + P_t G_t \leq P_{m,t} Y_t - S_t M_t + S_t \left(\Phi \left(\frac{B_{t+1}^*}{Y_t} \right) R_t^* \right)^{-1} B_{t+1}^* - S_t B_t^* + (S_t P_t^{cu} \overline{CU}) \quad (C46)$$

donde $(S_t P_t^{cu} \overline{CU})$ son los ingresos provenientes del cobre (en el caso chileno).

APÉNDICE E

SECTOR EXTERNO, DEFINICIONES Y *SHOCKS* DEL MODELO KEYNESIANO REDUCIDO

Demanda agregada

$$ygap_t^* = \beta_1^* \cdot ygap_{t-1}^* + \beta_2^* \cdot ygap_{t+1}^* - \beta_3^* \cdot rrgap_{t-1}^* + \varepsilon_t^{ygap^*} \quad (E1)$$

donde $ygap_t^*$ denota la brecha del producto extranjera, $rrgap_t^*$ es la brecha entre la tasa de interés real extranjera y su valor de equilibrio, y $\varepsilon_t^{ygap^*}$ es el proceso estocástico del error.

Inflación

$$\pi_t^* = \delta_1^* \cdot \pi_{t+4}^* + (1 - \delta_1^*) \cdot \pi_{t-1}^* + \delta_2^* \cdot ygap_{t-1}^* + \varepsilon_t^{\pi^*} \quad (E2)$$

donde π_t^* es la tasa trimestral anualizada del índice de precios del consumidor extranjero, π_t^{4*} es la media móvil de la inflación trimestral anualizada, y $\varepsilon_t^{\pi^*}$ es el proceso estocástico del error.

Función de reacción de la política monetaria

$$rs_t^* = \alpha_1^* \cdot rs_{t-1}^* + (1 - \alpha_1^*) \cdot (rr_eq_t^* + \pi_t^{4*} + \alpha_2^* \cdot (\pi_{t+4}^* - \pi^{T^*}) + \alpha_3^* \cdot ygap_t^*) + \varepsilon_t^{rs^*} \quad (E3)$$

donde rs_t es la tasa de política de corto plazo anualizada extranjera, rr_eq_t es la tasa de interés real de equilibrio extranjera, π^{T^*} es la tasa de inflación meta extranjera, y $\varepsilon_t^{rs^*}$ es el proceso estocástico del error.

CUADRO E1

Procesos estocásticos e identidades del modelo estructural reducido

Procesos estocásticos	Identidades
$\varepsilon_t^{ygap} = \rho^{ygap} \cdot \varepsilon_{t-1}^{ygap} + \xi_t^{ygap}$	$\pi_t^4 = (\pi_t + \pi_{t-1} + \pi_{t-2} + \pi_{t-3})/4$
$\varepsilon_t^{ygap^*} = \rho^{ygap^*} \cdot \varepsilon_{t-1}^{ygap^*} + \xi_t^{ygap^*}$	$\pi_t^{4*} = (\pi_t^* + \pi_{t-1}^* + \pi_{t-2}^* + \pi_{t-3}^*)/4$
$\varepsilon_t^{\pi} = \rho^{\pi} \cdot \varepsilon_{t-1}^{\pi} + \xi_t^{\pi}$	$rr_t = rs_t - \pi_{t+1}$
$\varepsilon_t^{\pi^*} = \rho^{\pi^*} \cdot \varepsilon_{t-1}^{\pi^*} + \xi_t^{\pi^*}$	$rr_t^* = rs_t^* - \pi_{t+1}^*$
$\varepsilon_t^{rs} = \rho^{rs} \cdot \varepsilon_{t-1}^{rs} + \xi_t^{rs}$	$rrgap_t = rr_t - rr_eq_t$
$\varepsilon_t^{rs^*} = \rho^{rs^*} \cdot \varepsilon_{t-1}^{rs^*} + \xi_t^{rs^*}$	$rrgap_t^* = rr_t^* - rr_eq_t^*$
$\varepsilon_t^z = \rho^z \cdot \varepsilon_{t-1}^z + \xi_t^z$	$zgap_t = z_t - z_eq_t$

Fuente: Elaboración propia a base de Berg, A., P. Karam y D. Laxton (2006b).

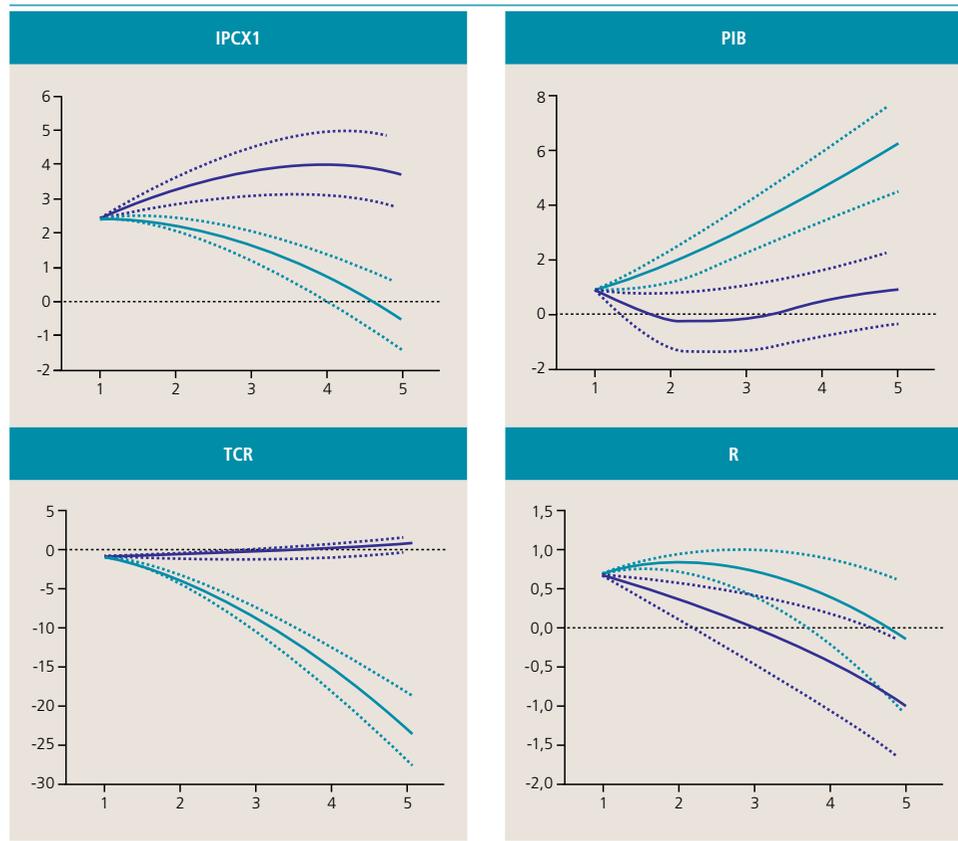
APÉNDICE F

PROYECCIONES DSGE VS BVAR: INCERTIDUMBRE ASOCIADA A LAS PROYECCIONES

En el gráfico de este apéndice presentamos las proyecciones trimestrales para las cuatro variables de interés. En este caso, se presentan los intervalos de confianza al 90% para ilustrar el grado de incertidumbre causado por la estimación de los parámetros de las proyecciones del DSGE y BVAR. En ambos casos no se consideran futuros *shocks*, sino solo la incertidumbre de parámetros; por ejemplo, en el caso del DSGE esta incertidumbre se puede observar en el cuadro A2, donde se ilustra el rango de los *posteriors*. Como sucede en todos los casos, el ancho de los intervalos es similar para ambos modelos, el DSGE es levemente más preciso para las proyecciones de inflación pero el BVAR es más preciso para las proyecciones de tipo de cambio real.

Gráfico F1

Proyecciones trimestrales con intervalos de confianza de 90%



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



CICLO ECONÓMICO, RIESGO Y COSTO DEL CRÉDITO EN CHILE DESDE UNA PERSPECTIVA DE MODELOS VAR ESTRUCTURALES*

Carlos J. García**
Andrés Sagner T.***

I. INTRODUCCIÓN

Hasta antes del desplome financiero que comenzó en el 2007, la discusión sobre el diseño de la política monetaria se centraba en los siguientes principios: baja inflación, un limitado rol de la política fiscal y un tipo de cambio flexible. Así, el instrumento de los bancos centrales para el control de la estabilización de la economía se centraba esencialmente en el manejo de la tasa de interés (Galí 2008; Woodford, 2003¹). Si bien los mercados financieros eran considerados esenciales en el funcionamiento de la economía, se suponía que funcionaban apropiadamente (Cochrane, 2005²). En efecto, la regulación financiera no estaba considerada como un instrumento esencial de política macroeconómica para estabilizar el ciclo económico (Blanchard et al., 2010)³.

Sin embargo, la profunda recesión mundial del 2009 y la lenta recuperación posterior han demostrado que la política monetaria debe ser pensada dentro de un contexto mucho más amplio que solo el control de la inflación⁴. A modo de ejemplo, una crisis de liquidez en una institución o mercado puede causar una masiva externalidad a las otras instituciones (riesgo sistémico) que pone fin en forma abrupta a burbujas especulativas y, en consecuencia, produce una caída severa del precio de los activos. La incertidumbre resultante, sumada al menor precio

* Agradecemos los comentarios de Rodrigo Alfaro, Rodrigo Cifuentes, Kevin Cowan, Dairo Estrada, y los asistentes del Taller de Políticas Macropрудenciales realizado en el Banco Central de Chile. En especial a Alejandro Jara, José Matus y a dos árbitros anónimos; sus comentarios y sugerencias mejoraron sustancialmente el artículo. Las opiniones y los posibles errores existentes son de exclusiva responsabilidad de sus autores y no comprometen a las instituciones en que trabajan.

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

*** Boston University. E-mail: asagner@bu.edu

¹ Página 61.

² Algunos estudios empíricos que remarcaban el rol de las imperfecciones financieras antes de la crisis son por ejemplo Borio y Lowe (2002a, 2002b y 2004).

³ Esta creencia fue tomando cada vez más fuerza en la medida en que la inflación caía y el crecimiento era cada año más estable, lo que fue bautizado por algunos economistas como la "Gran Moderación". Nuevos desarrollos tecnológicos y sumado a algo de buena suerte, pero en definitiva un mejor trabajo de los bancos centrales, parecía estar detrás de esta "Gran Moderación" que aseguraba la estabilidad financiera y económica mundial (Farmer, 2010).

⁴ Ver Brunnermeier (2008) y Brunnermeier et al. (2009) para una descripción completa de los acontecimientos entre 2007 y 2008, y FMI (2010) para los eventos más recientes. Por otra parte el Banco de Inglaterra (2009) —líder en la implantación de las metas de inflación— reconoce que las políticas macropрудenciales del sistema financiero son un ingrediente importante que está faltando en el diseño actual de la política monetaria. A mayor abundamiento, este banco admite que una brecha más acotada entre las políticas macro estándares y la regulación de instituciones financieras habría podido evitar en gran medida los costos de la actual crisis financiera.

de los activos, reduce el acceso a nuevos créditos y fuentes de financiamiento, ocasionando de este modo una ineficiente reducción en el apalancamiento. Toda esta situación se traduce finalmente en una menor actividad en el sector real de la economía.

Para este contexto, este artículo estudia la interacción entre el ciclo económico y el mercado del crédito en Chile. Nos interesa conocer la forma en que este mercado responde al ciclo económico, caracterizado por fluctuaciones de la tasa de interés, y también cómo un *shock* particular de este mercado podría generar fluctuaciones en la economía chilena. Para medir estos efectos, nos concentramos aquí en la estimación de modelos de series de tiempo VAR estructurales.

Los principales resultados del artículo son los siguientes. Primero, luego de períodos de expansión del PIB, generada por una caída de la tasa de interés, el riesgo de crédito de la cartera de consumo —medido por la cartera vencida— sube en el largo plazo. Segundo, y como consecuencia de lo anterior, se observa una reducción en estas colocaciones. Por el contrario, un período contractivo, es decir, de aumentos de la tasa de interés, ocasiona en el largo plazo caídas de la cartera vencida que después se traducen en aumentos del crédito. Además, un *shock* propio del mercado del crédito que eleva el riesgo del sector produce aumentos de las tasas de interés de largo plazo y contracciones importantes en la economía.

Finalmente, un aumento del costo del crédito, por cambios exógenos en las carteras vencidas produce cambios marginales en la inflación. Este último resultado puede asociarse al canal del costo de la política monetaria, es decir, los costos financieros son parte de los costos marginales de producción y por tanto los aumentos de la tasa de interés pueden aumentar la inflación (Ravenna y Walsh, 2006).

El presente artículo se organiza de la siguiente forma. En la sección II se presenta la metodología, así como las estrategias de identificación para el modelo VAR estructural con crédito y sus limitaciones. En la sección III se describen los datos considerados en las estimaciones y se detalla la medida de riesgo de crédito empleada. En la sección IV se presentan los resultados de los VAR con crédito agregado y subdefiniciones (comercial, de consumo e hipotecario). En la sección V se analiza en detalle la posibilidad de que exista el canal de toma de riesgo en la economía chilena⁵. Finalmente, en la sección VI se concluye.

II. METODOLOGÍA

1. Identificación de la respuesta del mercado del crédito a fluctuaciones de corto plazo en la economía chilena

En este estudio proponemos una identificación de los *shocks* del modelo VAR basada en un modelo macroeconómico teórico de corto plazo fundamentado en Woodford (2003) y Galí (2008), y explicado en detalle en el Apéndice A⁶. No obstante que todo este tipo de modelos

⁵ La idea central de este canal es que la mayor toma de riesgo podría transformarse en causante de crisis financieras. Por ejemplo, bajas tasas de interés producirían expansiones desmedidas del crédito y exacerbarían las fases de expansión y contracción del ciclo económico (Gambacorta, 2009).

⁶ En el apéndice A se presenta la estructura general del modelo.



son una construcción teórica y sujeta a críticas respecto de sus supuestos, muchos de ellos ad hoc, estos supuestos resultan útiles para identificar el VAR que se desea estimar en este estudio. Estos supuestos son los siguientes:

- i. el supuesto de rigidez de precios permite que, considerando datos mensuales (la frecuencia utilizada en este estudio), la inflación (p) sea relativamente independiente del resto de las variables, excepto del PIB (y).
- ii. la actividad depende solo de la tasa de interés real de mercado (RF), siguiendo la estructura de una ecuación de Euler.
- iii. la tasa de política monetaria (i) depende del nivel de inflación y de la brecha del producto, como si fuera una regla de Taylor.
- iv. la tasa de mercado es determinada por la tasa de política monetaria, la inflación y el nivel de cartera vencida (NPL , por *non-performing loans*).
- v. la cartera vencida no depende de ninguna variable contemporánea del modelo⁷.
- vi. el resto de las variables (tipo de cambio real, e , y crédito, L), dependen contemporáneamente de todas las otras variables.

En términos formales, el VAR identificado se puede formular como:

$$AX = AX_{-1} + u \quad (1)$$

donde las restricciones de corto plazo mencionadas en el párrafo anterior se pueden escribir en función de la matriz A y el vector X adopta la forma $X' = [y, \pi, i, R^F, NPL, L, e]$. Los *shocks* estructurales de los errores reducidos del VAR se pueden obtener en términos de la definición de la matriz A como:

$$u = A\varepsilon \quad (2)$$

De acuerdo con los supuestos de identificación del modelo macroeconómico de corto plazo (apéndice A), la matriz A puede escribirse como una matriz de ceros y unos de la siguiente manera:

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \end{bmatrix}$$

⁷ Como se explica en detalle en la sección de datos y en el apéndice A, por motivos institucionales algunos créditos pasan a cartera vencida varios meses después de caer en mora, por tanto suponemos que NPL depende solo de los rezagos de las variables del modelo, y no de valores contemporáneos de ellas.

Es importante notar que la matriz A ha sido restringida desde una matriz A' que está exactamente identificada, como lo estaría la descomposición de Cholesky, de tal manera que podemos a través de un test LR , distribuido χ^2_p , rechazar si las p restricciones de A en relación con A' son válidas (Gianni y Giannini, 1997).

$$A' = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \end{bmatrix}$$

2. Limitaciones de la metodología de identificación y su relación con la literatura

La principal crítica a esta estrategia de identificación de corto plazo es que existen muchas otras formas de identificar el mismo VAR. En efecto, en la literatura se han probado diferentes estrategias; sin embargo, todas tienen en común que son arbitrarias y dependen de los supuestos del investigador⁸. En la práctica, no obstante, como se explica en detalle más adelante, existen algunos puntos de acuerdo sobre cómo identificar un VAR monetario para el análisis de corto plazo, y que también han dado soporte para la construcción de modelos DSGE nekeynesianos. En efecto, con datos trimestrales y mensuales, se acepta que variables como la inflación y la actividad no respondan contemporáneamente a la tasa de interés, pero que variables financieras y monetarias, como el tipo de cambio y el dinero, sí respondan.

Al respecto, una estrategia seminal y muy usada en trabajos empíricos es la propuesta por Sims (1980) que utiliza una descomposición recursiva —más conocida como *de Cholesky*— de la matriz de varianzas y covarianzas para la identificación exacta de los *shocks*. Sobre la base de esta propuesta, se han formulado descomposiciones parcialmente recursivas (*lower triangular form*) o semiestructurales, como la propuesta por Christiano et al. (1999) que han resultado ser muy útiles para identificar *shocks* monetarios (García, 2001; Bravo y García, 2002, son ejemplos para la economía chilena). Estas identificaciones capturan lo que antes se afirmó: suponen rigidez de precios en el corto plazo (datos mensuales o trimestrales), con lo cual la inflación no respondería a la tasa de interés del banco central. Por tanto, se pueden ordenar recursivamente dentro del modelo VAR, primero la inflación y luego la tasa de interés. Si solo importa la identificación del *shock* monetario, no es necesario seguir con la recursividad —de ahí el nombre de semiestructural— con

⁸ Otra opción de identificación son los impulsos respuesta generalizados, popularizados por Pesaran y Shin (1998). Si bien estos impulsos no dependen de una identificación arbitraria, resultan ser en la práctica muy similares a los resultados obtenidos con shocks no identificados. En definitiva, se vuelve a un modelo prácticamente reducido y sin estructura, en el que las explicaciones que se pueden obtener de los impulsos son de validez limitada. Al respecto, los modelos VAR en Chile tienen una larga historia, por citar algunos autores: Valdés (1997); Landerretche et al. (1999); Parrado (2001), García (2001); y Mies et al. (2002). La mayoría de ellos utilizan identificaciones recursivas o semirrecursivas para medir la transmisión de la política monetaria y usarla posteriormente para tareas de proyección en diferentes versiones: primeras diferencias, diferencias en doce meses, niveles con tendencia, con vectores de cointegración (VEC), y con diferentes variables exógenas (PIB externo, tasa de interés externa, precios de materias primas como cobre y petróleo, etc.). Estas restricciones no solo restringen los parámetros sino también su signo (Uhlig, 2005).



el resto de las variables (producto, tipo de cambio, crédito, etc.) en las que podría no ser evidente si la descomposición de Cholesky es o no la apropiada para los demás *shocks*.

Si bien la descomposición recursiva es directa y ha dado buenos resultados en macroeconomía, no es la única opción. Ejemplos no recursivos basados en la teoría económica se encuentran en numerosos trabajos, tales como Bernanke (1986), Blanchard y Watson (1986), Sims (1986) y Hamilton (1994). Todas estas estrategias son conocidas como “restricciones de corto plazo” porque restringen el efecto del impacto de los *shocks* en la economía solo en el primer período⁹. En términos prácticos, por los modelos considerados para el análisis de corto plazo (curva de Phillips o modelos IS-LM, por ejemplo), muchas de estas descomposiciones estructurales coinciden con las identificaciones semiestructurales mencionadas en el párrafo anterior.

La estrategia de identificación de corto plazo de los *shocks* de un VAR puede ser ampliada por restricciones sobre sus efectos de largo plazo. En esta literatura, los artículos seminales son los trabajos de Blanchard y Quah (1989) y Galí (1992), quienes usan la descomposición de Beveridge y Nelson (1981) para descomponer el PIB en sus elementos transitorios y permanentes. Ellos suponen que los *shocks* pueden clasificarse en dos tipos: los de demanda y los de oferta. Es decir, nuevamente se supone rigidez de precios y salarios en el corto plazo. Así, de acuerdo con la teoría de la tasa natural, los primeros tienen efectos transitorios y los segundos de largo plazo sobre el PIB. Toda esta información es utilizada para restringir directamente el efecto de cada uno de los *shocks*. Debido a ello, el *shock* que desaparece en el tiempo es identificado como de demanda y el otro, que permanece, como de oferta¹⁰. Sin embargo, nuevamente el inicio del proceso de identificación es arbitrario y se basa en las creencias particulares del investigador, como por ejemplo la tasa natural o el funcionamiento de la economía.

Por último, el uso de modelos VAR para el análisis de los mercados financieros es más reciente y coincide con la crisis financiera del 2008. Por ejemplo, Hoggarth et al. (2005) emplean una identificación tipo Cholesky para capturar potenciales efectos de retroalimentación desde la fragilidad de los bancos privados a la macroeconomía. Sorge (2004) también resalta la metodología VAR para su potencial uso en pruebas de tensión en bancos. Un estudio reciente que mide el canal del crédito y la transmisión de la política monetaria para la economía chilena, y que utiliza un VAR estructural no recursivo, es Cãtao y Pagan (2010).

III. DATOS

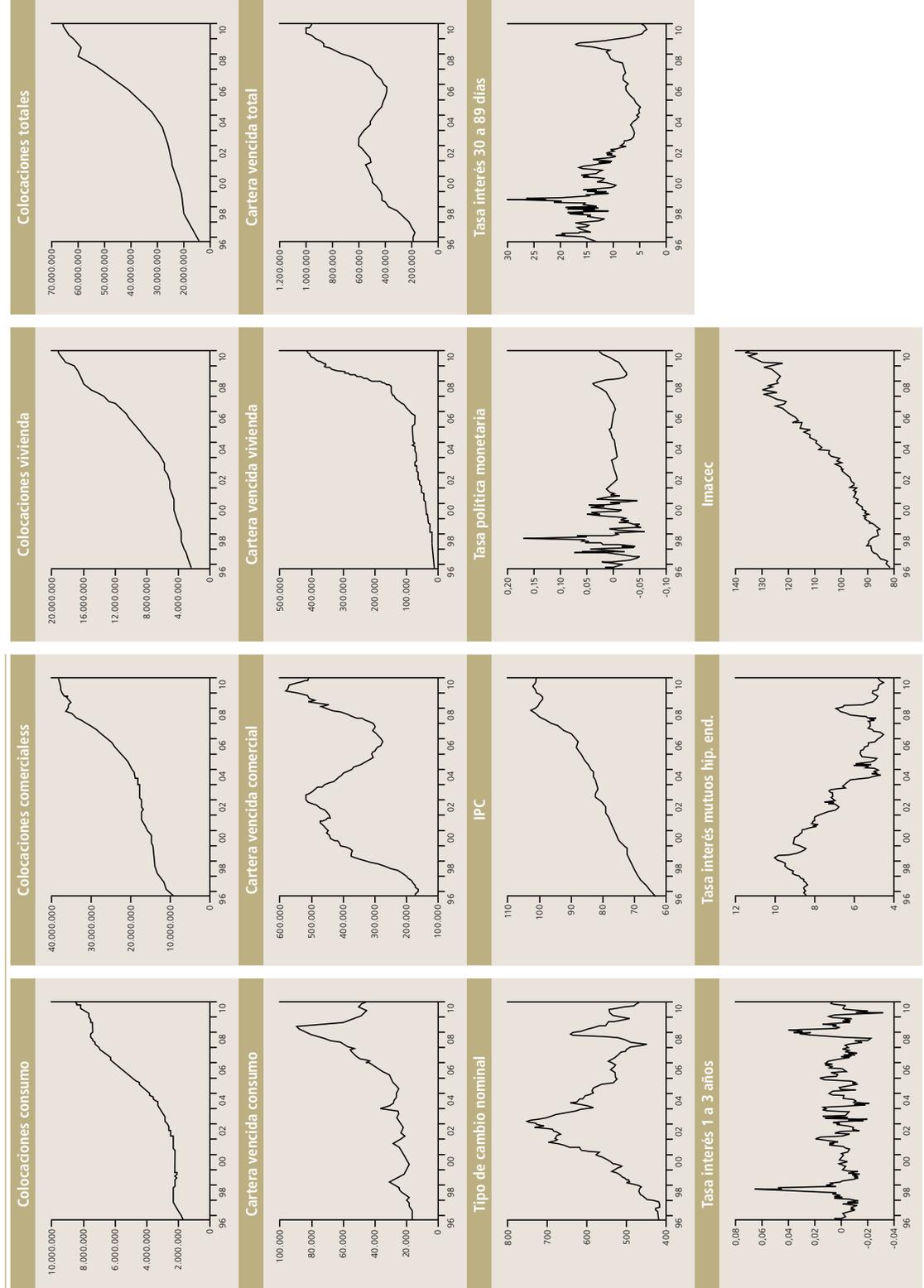
La muestra considerada comprende datos mensuales desde octubre de 1996 a diciembre del 2010, los cuales provienen principalmente del Banco Central de Chile y la Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras (ver cuadro 1). Todas las series, excepto las tasas de interés, fueron desestacionalizadas mediante el filtro X-12 ARIMA, y su evolución se muestra en el gráfico 1.

⁹ Una alternativa algo diferente y que se usa en nuestro estudio es que, después de identificar exactamente el VAR, se pueden eliminar parámetros no significativos con un test de sobreidentificación (test de razones de máxima verosimilitud distribuido χ^2) para obtener así una estructura más parsimoniosa en términos estadísticos. No obstante, si bien se obtiene más soporte empírico con este proceso, sigue siendo arbitrario el punto de partida de dicha estrategia; es decir, la elección de la identificación inicial que se usa como base para la marginalización posterior de los parámetros.

¹⁰ Una alternativa más general que la anterior es identificar empíricamente la existencia de relaciones de largo plazo entre las variables o cointegración (Engle y Granger, 1987; Johansen, 1995). Si bien con esta estrategia se gana mucho en cuanto a determinar las relaciones de largo plazo, la identificación de corto plazo sigue quedando indeterminada y, por lo tanto, nuevamente se deben usar estrategias como la de Cholesky o la estructural para tales propósitos.

Gráfico 1

Evolución de variables empleadas



Fuente: Estimación de los autores.



Cuadro 1

Descripción de variables empleadas

Variable	Descripción	Unidad	Fuente
<i>col_i</i>	Colocaciones créditos tipo <i>ia</i>	Millones de \$	SBIF
<i>cv_i</i>	Cartera vencida tipo <i>ia</i>	Millones de \$	SBIF
<i>tcn</i>	Tipo de cambio nominal	\$/US\$	BCCh
<i>ipc</i>	Índice de precios al consumidor	Base: 2009 = 100	INE
<i>tpm</i>	Tasa de política monetaria	%, anual	BCCh
<i>int_j</i>	Tasa de interés tipo <i>jb</i>	%, anual	SBIF, BCCh
<i>imacec</i>	Índice mensual de actividad económica (Imacec)	Base: 2003 = 100	BCCh

Fuentes: Banco Central de Chile (BCCh), Instituto Nacional de Estadísticas (INE) y Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras (SBIF).

a. Los tipos de créditos considerados son consumo (*col_con*), comerciales (*col_com*), vivienda (*col_viv*), y totales (*col_tot*).

b. Las tasas de interés consideradas son 30 a 89 días (*int_30_89*), 1 a 3 años (*int_1_3*), y mutuos hipotecarios endosables a más de 20 años (*int_mhe*).

Cuadro 2

Test de raíces unitarias a variables empleadas

Variable	ADF		P-P	
	Estadístico	Valor	Estadístico	Valor
<i>col_con</i>	1,497	0,999	1,969	1,000
<i>col_com</i>	2,089	1,000	1,700	1,000
<i>col_viv</i>	3,298	1,000	5,071	1,000
<i>col_tot</i>	3,030	1,000	2,793	1,000
<i>cv_con</i>	-1,560	0,501	-1,416	0,573
<i>cv_com</i>	-1,707	0,426	-1,678	0,440
<i>cv_viv</i>	0,782	0,993	2,948	1,000
<i>cv_tot</i>	-1,121	0,707	-0,302	0,921
<i>tcn</i>	-2,043	0,269	-1,884	0,339
<i>ipc</i>	-0,426	0,901	-0,373	0,910
<i>tpm</i>	-6,204	0,000	-6,824	0,000
<i>int_30_89</i>	-2,570	0,101	-2,278	0,180
<i>int_1_3</i>	-2,891	0,048	-2,660	0,083
<i>int_mhe</i>	-0,697	0,844	-0,883	0,792
<i>imacec</i>	0,498	0,986	0,551	0,988

Fuente: Estimados por los autores.

a. Los tests empleados corresponden a Dickey-Fuller aumentado (ADF) y Phillips-Perron (P-P).

Observando el gráfico 1 y el cuadro 2, notamos que prácticamente todas las series poseen raíz unitaria. En consecuencia, ellas fueron expresadas en brechas, es decir, en términos de la diferencia entre el logaritmo del nivel de cada variable respecto de su tendencia HP¹¹.

¹¹ El valor del parámetro de suavizamiento (λ) del filtro HP se fijó en 14.400, tal como sugiere la literatura relacionada para datos en frecuencia mensual.

1. Medida de riesgo de crédito

Habitualmente, las medidas de riesgo de crédito corresponden a indicadores contruidos a partir de información contable. En este sentido, las medidas más utilizadas para evaluar este tipo de riesgo corresponden al gasto en provisiones y al *stock* de cartera vencida, ambas expresadas como porcentaje del total de colocaciones.

El gasto en provisiones (*GPR*) es una medida basada en pérdidas esperadas, las cuales se conforman según la normativa chilena a base de la probabilidad de no pago de un deudor y la pérdida que ocurriría en caso de materializarse el no pago (SBIF, 2008)¹². Por el contrario, el *stock* de cartera vencida (*NPL*) corresponde a una medida basada en el riesgo materializado y que el FMI define como: (i) créditos cuyos pagos de interés y/o capital se encuentren vencidos por un período de 90 días o más; (ii) pagos de intereses de los últimos 90 días que se encuentran capitalizados, refinanciados o postergados por acuerdo, o (iii) pagos que se encuentren retrasados en menos de 90 días, pero donde existen buenas razones para dudar que ellos se efectuarán en su totalidad¹³. Recientemente, Sagner (2012) propone el flujo de cartera vencida (*INPL*), definida como el flujo de cartera vencida ajustada por castigos y normalizada por colocaciones, como una medida alternativa de riesgo de crédito. Según el autor, esta medida poseería ciertas ventajas conceptuales y estadísticas que la harían preferible respecto de *GPR* o *NPL*.

La medida de riesgo de crédito considerada en este estudio corresponde a la diferencia entre el nivel del *stock* de cartera vencida (*NPL*) y su tendencia HP, para distintos tipos de créditos (consumo, comercial, vivienda y total). Por construcción, esta variable capturaría el aumento/disminución del riesgo de crédito implícito en el otorgamiento de créditos, respecto de su tendencia de largo plazo.

La elección de esta medida de riesgo para nuestro análisis responde a tres razones principales. En primer lugar, se optó por una medida que no estuviese normalizada por colocaciones (como es el caso de *GPR* e *INPL*), debido a que las variaciones de dicho parámetro reflejarían solo cambios en el riesgo de crédito. Para el caso de *GPR* e *INPL*, por el contrario, un aumento (disminución) de dichas medidas podría deberse a un aumento (disminución) del riesgo, una disminución (aumento) de las colocaciones totales, o ambos efectos a la vez. En segundo lugar, nuestra medida de riesgo se basa en el *stock* de cartera vencida, es decir, en el riesgo de crédito materializado, lo cual es coherente con la dinámica de *NPL* derivada de la ecuación A11 en el apéndice A del documento, y en donde se presume que la cartera vencida depende solo de valores pasados de las variables del modelo. Finalmente, notamos que nuestra medida de riesgo de crédito no es muy distinta de aquellas tradicionalmente empleadas (gráfico 2): la correlación entre *NPL* y *GPR* —ambas expresadas como desvíos de su tendencia HP— es igual a 0,623, en tanto la correlación entre ella e *INPL* (en desvíos) es igual a 0,650.

¹² La normativa chilena permite que tanto la probabilidad de no pago como la pérdida, dado el no pago, puedan obtenerse a partir de modelos de evaluación individual (créditos comerciales e hipotecarios), o grupal (créditos de consumo) desarrollados por los propios bancos.

¹³ Para mayores detalles de la definición de cartera vencida, ver Bloem y Freeman (2005).

**Gráfico 2****Comparación de medidas alternativas de riesgo de crédito**

Fuente: Banco Central de Chile.

Cuadro 3**Estadística descriptiva de la medida de riesgo de crédito empleada**

(% de desvío con respecto a tendencia HP)

	Consumo	Comercial	Vivienda	Total
Desviación estándar	12,16	6,39	7,01	5,90
Mínimo	-19,90	-17,00	-17,12	-14,92
Máximo	35,96	16,07	17,82	15,34
P1	-19,71	-12,24	-16,22	-11,27
P5	-17,29	-9,23	-13,74	-8,98
P10	-13,05	-8,36	-9,90	-7,89
P50	-1,55	0,28	1,69	-0,04
P90	20,01	8,06	6,62	7,95
P95	26,75	9,62	8,88	8,77
P99	34,14	13,91	16,39	13,75

Fuente: Banco Central de Chile.

El cuadro 3 muestra la estadística descriptiva asociada a la medida de riesgo de crédito, expresada como desvíos respecto de su tendencia HP, empleada en este artículo. En ella notamos que el riesgo de la cartera de consumo es el que presenta la mayor volatilidad, lo que de acuerdo con Marinovic et al. (2011) se explicaría por la mayor orientación de estos créditos hacia segmentos de menor ingreso por parte de las divisiones de consumo de la banca nacional. Por otra parte, la semejanza en la distribución de la cartera comercial y total se debe a que la primera representa, en promedio, poco más del 65% del crédito total otorgado por el sistema.

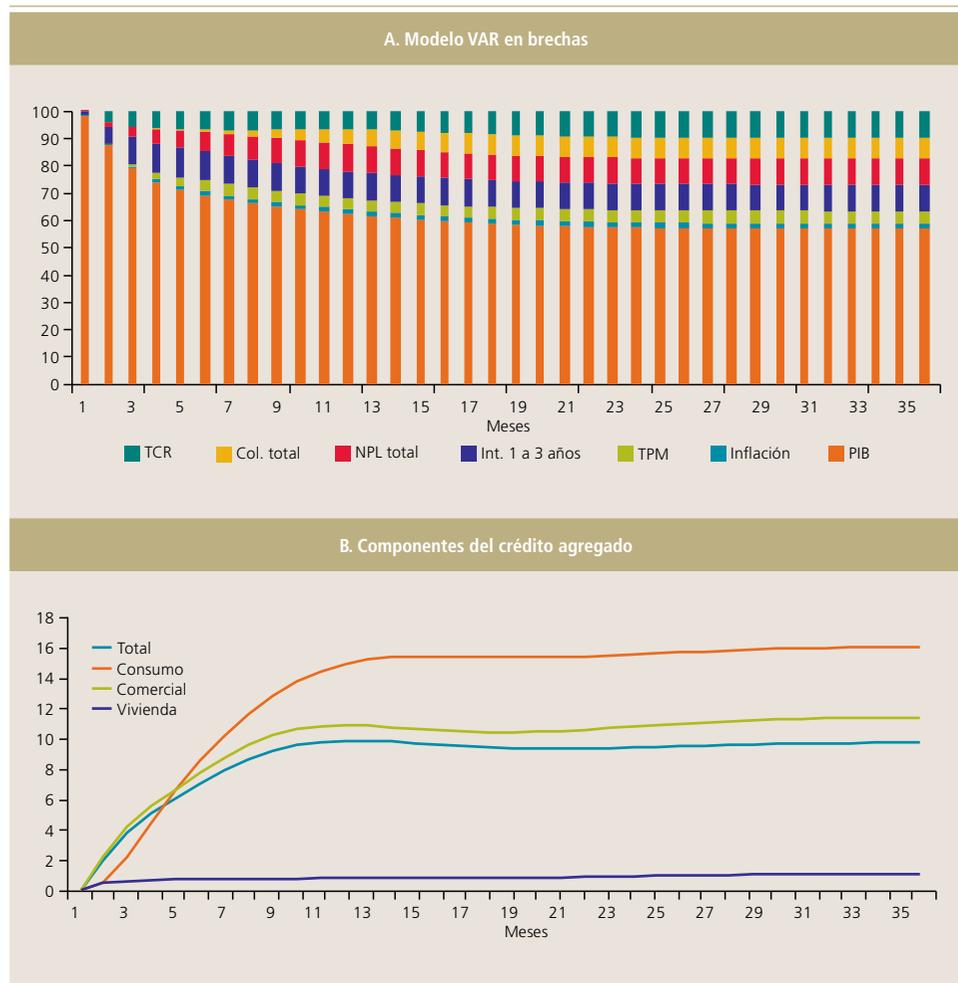
IV. RESULTADOS

Un primer resultado corresponde a la descomposición de varianza del PIB para distintos *shocks* (gráfico 3, panel A). Esta primera aproximación nos permite establecer la importancia relativa a nivel macro de los *shocks* provenientes del mercado del crédito. En el caso de los VAR estructurales en diferencia respecto de una tendencia HP (en adelante, VAR en brechas), además de los *shocks* del propio PIB, otros *shocks* relevantes son los provenientes de la *NPL* del crédito total.

Gráfico 3

Descomposición de la varianza del PIB

(porcentaje)

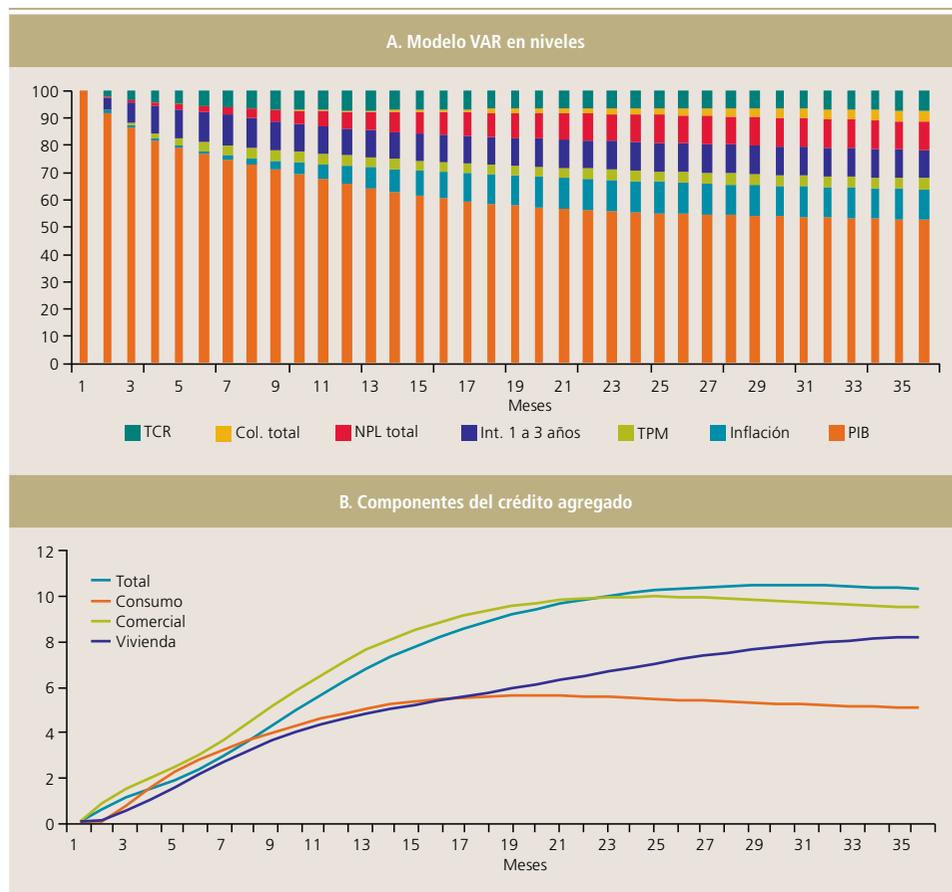


Fuente: Estimación de los autores.

Gráfico 4

Descomposición de la varianza del PIB

(porcentaje)



Fuente: Estimación de los autores.

La estimación de modelos VAR en brechas por tipo de cartera vencida (consumo, comercial y vivienda)¹⁴ indica que, dentro de los *shocks* agregados de *NPL*, los *shocks* a la cartera vencida de créditos comerciales y de consumo explicarían mayormente el impacto sobre el PIB (gráfico 3, panel B).

Adicionalmente, y debido a que muchas de las variables consideradas en este estudio poseen raíz unitaria, se testeó la existencia de cointegración entre ellas¹⁵. Los resultados indican que existen al menos cinco relaciones de cointegración, por lo que se estimó un VEC

¹⁴ Se estimaron tres VAR en brechas independientes para cada tipo de *NPL*, pero manteniendo en cada VAR el resto de las variables macro.

¹⁵ Para mayores detalles de los resultados obtenidos, véase el apéndice B del documento.

reducido, es decir, sin identificar las relaciones de cointegración, que es equivalente a un VAR en niveles y con tendencia lineal. Ambas estrategias de estimación fueron realizadas con dos rezagos, no pudiéndose rechazar las restricciones impuestas por la matriz A al 5% de significancia¹⁶. Los resultados del VAR en niveles (gráfico 4, panel A) son similares a los obtenidos con el VAR en brechas, pero con la importante diferencia de que en esta última estrategia de estimación los *shocks* a los créditos hipotecarios también explican las fluctuaciones del PIB (gráfico 4, panel B).

Los *shocks* analizados en este artículo son de dos tipos: *shocks* de la política monetaria y *shocks* en los *NPL*. Además, las bandas de las funciones impulso–respuesta fueron estimadas con 66% de confianza debido a que la longitud de los datos y la calidad de ellos en la economía chilena pueden producir estimaciones imprecisas de los modelos VAR¹⁷. Además, como se indica en los gráficos, el eje vertical está expresado en porcentaje.

El gráfico 5 muestra un *shock* monetario en la tasa de política monetaria (TPM). Los efectos obtenidos se encuentran en línea con otros estudios VAR para Chile —por ejemplo, Bravo y García (2002)¹⁸— y otros países¹⁹, en el sentido de que tanto el PIB como la inflación disminuyen después de un aumento de la tasa de interés.

Adicionalmente, se elevan las tasas largas, suben las *NPL* y cae el crédito. Sin embargo, el aumento de la tasa de interés también produce un efecto inesperado: las *NPL* no convergen a cero, sino que se reducen en el largo plazo y con ello se observa incluso un resurgimiento del crédito meses después del *shock* monetario. Dicho de otra manera, el *shock* contractivo produce un endeudamiento, que luego de desaparecidas las condiciones restrictivas del *shock*, causa que el riesgo de crédito se reduzca en el largo plazo.

Puesto que el VAR utilizado es lineal y no separamos explícitamente los períodos de aumentos de los períodos de caídas de la tasa de interés, un *shock* expansivo de esta variable produce los mismos efectos antes mencionados, pero con el signo contrario. Así, los períodos de expansión económica, caracterizados por caídas de la tasa de interés, generan en el largo plazo, es decir, varios meses después del impacto (unos veinte meses), primero, aumentos de la cartera vencida, y luego, reducciones del crédito. En la próxima sección exploramos este fenómeno en detalle, levantando el supuesto de que la economía responde de manera similar a los períodos tanto de aumentos como de caídas de la tasa de interés.

¹⁶ Estas restricciones se rechazan, especialmente, para los VAR en brechas que consideran créditos de consumo y comerciales. Para mayores detalles, ver apéndice C.

¹⁷ Sims y Zha (1999) explican desde la perspectiva de la econometría bayesiana que una banda de 95% no es necesariamente la mejor decisión. Ellos argumentan que un intervalo clásico estándar de 95% asintótico confunde la información sobre la ubicación de los parámetros y el ajuste del modelo en estimaciones que utilizan muestras pequeñas en modelos de series de tiempo sobreidentificados como los VAR estructurales. En cambio, bandas hechas con *bootstrapping* al 68% (similares al de este estudio y suponiendo flat priors), en un formato bayesiano, indicarían mejor la ubicación de los parámetros, puesto que el ajuste de un modelo se determina comparando directamente la función de máxima verosimilitud del modelo con sus competidores. En otras palabras, el deficiente ajuste de modelos sobreidentificados produce bandas clásicas que serán demasiado anchas y por tanto los resultados podrán tener variadas interpretaciones. En ese caso sería mejor, según Sims y Zha (1999), calcular bandas más estrechas, porque en el sentido bayesiano, permiten tener una interpretación más exacta del significado de los impulsos respuestas.

¹⁸ Por ejemplo, Valdés (1997); Landerretche et al. (1999); Parrado (2001); García (2001); Mies et al., (2002); Cãtao y Pagan (2010).

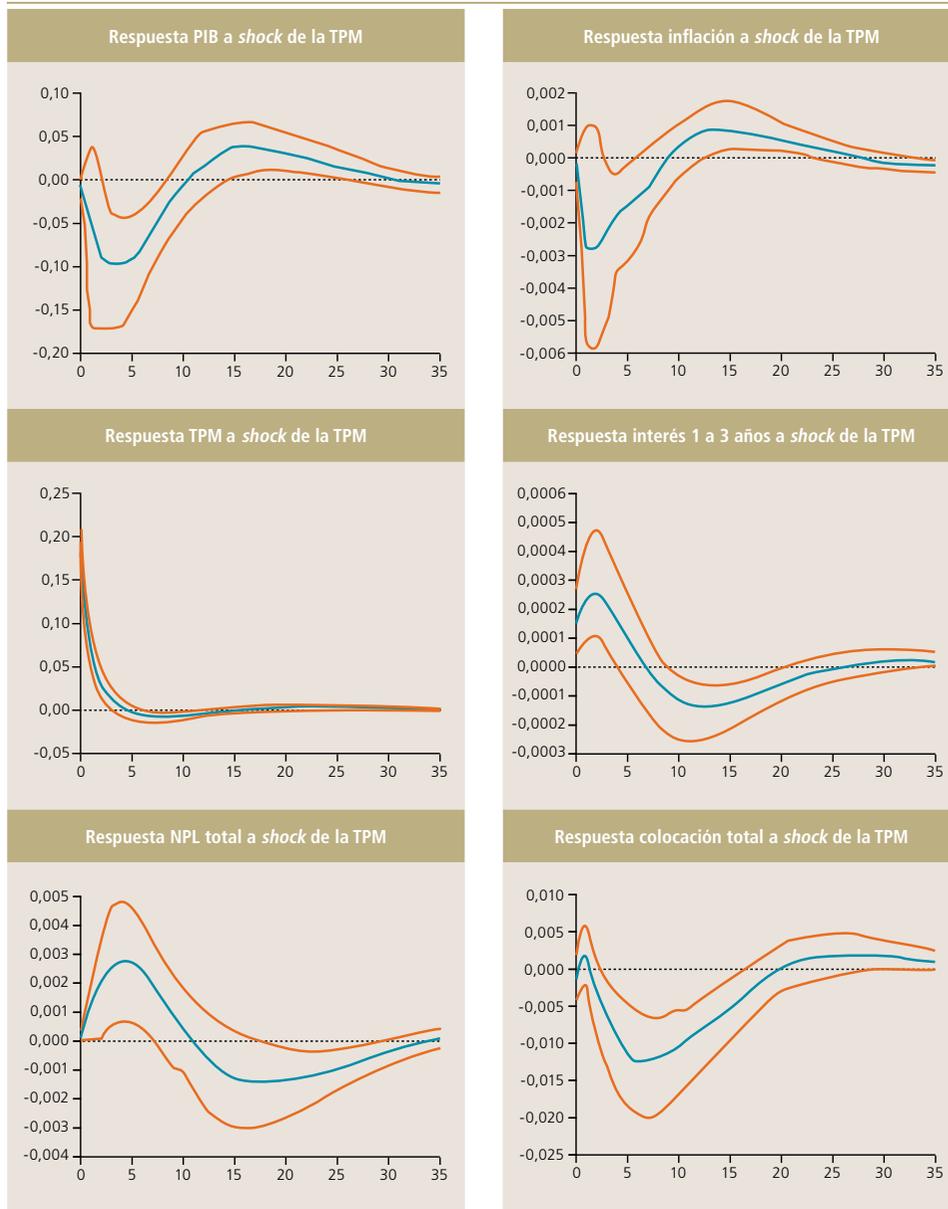
¹⁹ Christiano et al. (1999).



Gráfico 5

Respuesta de la economía a un *shock* en la TPM

(porcentaje, modelo VAR en brechas con crédito y NPL total)

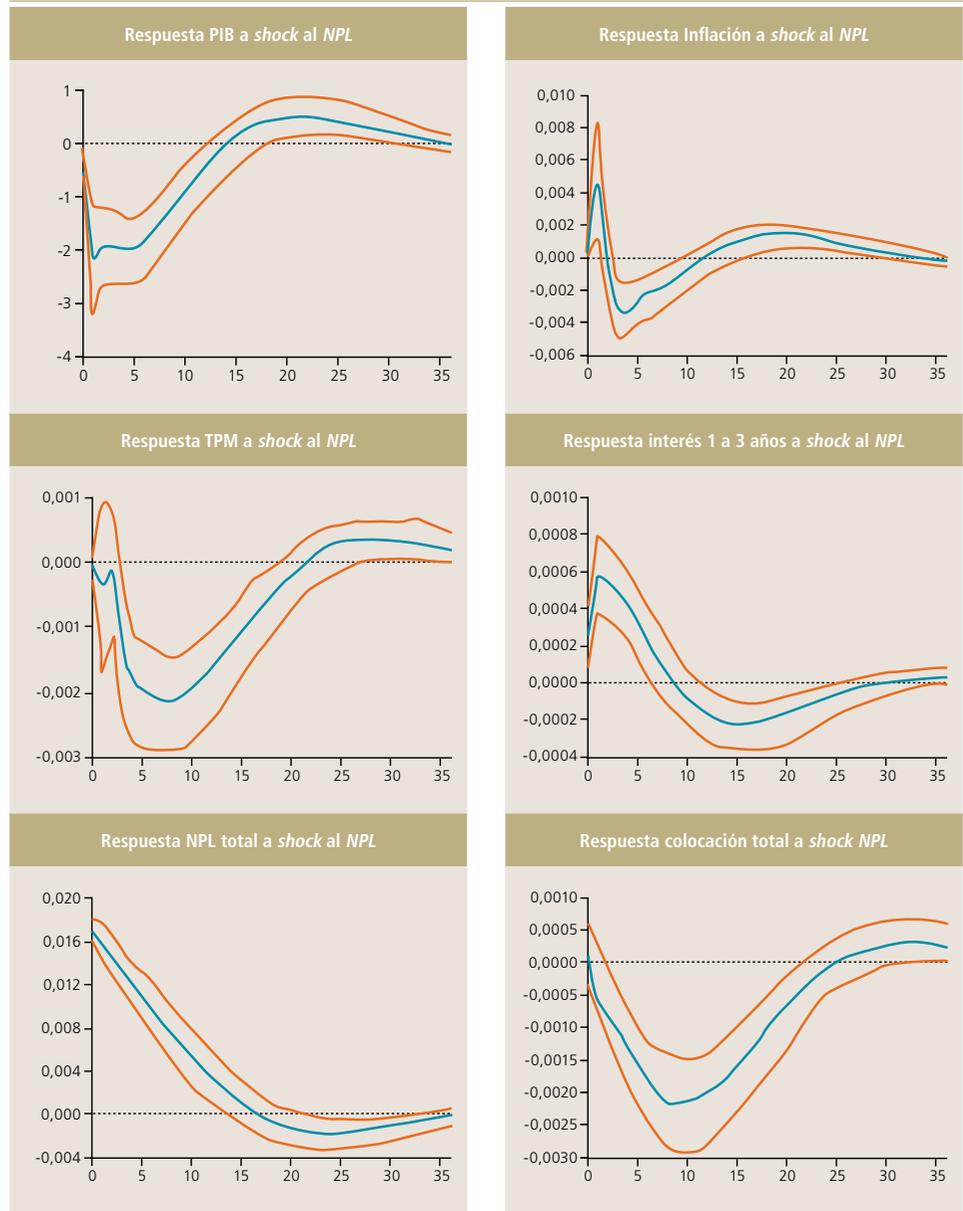


Fuente: Estimación de los autores.

Gráfico 6

Respuesta de la economía a un shock en las NPL's

(porcentaje, modelo VAR en brechas con crédito y NPL total)



Fuente: Estimación de los autores.



El gráfico 6 muestra el impacto de un *shock* en la brecha de cartera vencida²⁰, medida por la diferencia entre el logaritmo de la variable (desestacionalizada) y su tendencia HP. Este *shock* puede entenderse como un aumento exógeno que afecta finalmente a las tasas de interés de largo plazo²¹. En efecto, este produce enseguida una reducción del producto, y algunos meses después, el crédito también cae. La tasa de política monetaria responde a estos eventos cayendo en la medida en que baja el producto. En relación con estos efectos, llama la atención que responda primero el producto (su brecha) y luego el crédito. Una explicación posible es que el aumento de las *NPL* hace subir fuertemente la tasa de interés de largo plazo (gráfico 6). Este efecto podría estar reduciendo tanto el consumo como la inversión, y con esto el producto. Enseguida, el menor gasto, las mayores tasas y la menor actividad afectarían negativamente el crédito. Finalmente, el efecto sobre los precios es inflacionario pero solo marginal. Una explicación a este resultado es que el aumento del riesgo de crédito incrementa la tasa larga y, con ello, podrían aumentar los costos financieros de las empresas y la inflación²².

Los resultados de los VAR en niveles se encuentran en el apéndice D²³. En el *shock* de la TPM (gráfico D1), nuevamente el VAR en niveles comparte elementos con el VAR en brechas: el PIB y la inflación disminuyen, mientras que las tasas largas aumentan. Las *NPL*, si bien tienden a aumentar al comienzo, luego de un tiempo caen. En línea con este comportamiento, las colocaciones disminuyen inicialmente y tienden a aumentar hacia fines del tercer año. Finalmente, el *shock* en la *NPL* es contractivo y se observa de nuevo un aumento inicial de la inflación (gráfico D2).

V. EL CANAL DE TOMA DE RIESGO

En esta sección investigamos con más detalle la conexión entre episodios de tasas de interés bajas con la toma de riesgo por parte de los bancos. Según Gambacorta (2009), la política monetaria podría influenciar la percepción de los bancos respecto de la toma de riesgo debido a dos razones principales. Primero, la búsqueda de mejores rendimientos (Rajan, 2005), y segundo, el impacto de la tasa de interés sobre la valoración de activos (colateral), la cual a su vez modificaría la forma en que los bancos miden su riesgo (Bernanke et al., 1996). Más aún, Gambacorta (2009) postula que la mayor toma de riesgo podría transformarse en

²⁰ Un ejemplo de un shock a las carteras vencidas son cambios en la normativa de riesgo de la banca en Chile. En los últimos diez años han ocurrido importantes cambios en el manejo del riesgo que pueden tener efectos sobre el ciclo económico (BCCh, 2011). A modo de ejemplo, en enero del 2000 se introdujeron mejoras a la gestión de riesgo de crédito de los bancos. La SBIF estableció que los bancos debían considerar los riesgos de monedas, tasas y plazos a que se veían expuestas las empresas deudoras. Desde enero del 2004 la normativa de provisiones introdujo importantes modificaciones tendientes a transitar desde un esquema de clasificación basado en la morosidad de los deudores a uno basado en el comportamiento de pago esperado, e incorporar un mayor número de categorías de riesgo que permitiesen una mayor gradualidad en la exigencia de provisiones, aumentando por esta vía los incentivos de los bancos a reclasificar a sus deudores. Otro elemento muy importante y que puede generar cambios exógenos en la apreciación del riesgo de los bancos es que promovió la autorregulación. Así, los propios bancos pueden formular sus modelos internos de evaluación de riesgo de crédito y son los directorios los que asumen la responsabilidad del desarrollo y la aplicación de las metodologías internas utilizadas.

²¹ Ver apéndice A para una explicación de este shock usando un DSGE.

²² Esta explicación puede asociarse al canal del costo de la política monetaria, es decir, el subir las tasas de interés produce que aumenten también los costos financieros y con ello la inflación (Ravenna y Walsh, 2006). Ver el apéndice A para ver en detalle cómo la curva de Phillips puede depender de los costos financieros.

²³ Estos modelos fueron estimados con dos rezagos de acuerdo con criterio de SC, mientras las restricciones impuestas de identificación de la matriz A no se rechazan al 5% de significancia.

causante de crisis financieras puesto que una tasa de interés baja produciría expansiones desmedidas del crédito y exacerbaría las fases de expansión y contracción del ciclo económico. Este mecanismo ha sido identificado como el “canal de toma de riesgo” por autores como Borio y Zhu (2008), y Adrian y Shin (2009).

Nuestro objetivo principal en esta sección es medir el impacto de la TPM sobre la el riesgo de los créditos, medido por las *NPL*. Este impacto podría ser diferente si la economía se contrae o expande a consecuencia de un cambio en la tasa de interés. Por esta razón, decidimos no restringir a priori que el efecto sea simétrico. Así, usamos una metodología tomada de trabajos que tratan de medir la asimetría de la política monetaria en modelos VAR. Si bien nuestro objetivo no es medir la asimetría de la política monetaria, esta metodología es útil para establecer cómo cambia el riesgo en los créditos según la fase del ciclo económico. Esta consiste en separar la tasa de política monetaria en dos series independientes entre sí: una para los aumentos y otra para las reducciones (TPMN y TPMP, respectivamente).

Sin embargo, para medir apropiadamente la relación entre la TPM y las *NPL* no solo se deben considerar los episodios en que la tasa de interés estuvo baja, sino que también es importante considerar la magnitud de estas caídas. Por lo anterior, en esta sección consideramos los episodios de aumentos y caídas de la TPM en términos acumulados. En otras palabras, si la TPM disminuye, por ejemplo, durante tres meses consecutivos, entonces se suman las caídas de cada mes, de tal forma que en cada mes será importante no solo por la caída adicional sino también por cuánto se ha acumulado hasta ese mes. En efecto, creemos que la sola caída de la tasa de interés captura únicamente una parte de los incentivos de tomar más riesgo, por lo que es necesario además, que dicha caída sea importante y persistente en el tiempo para que los agentes cambien sus decisiones de endeudamiento.

Para lo anterior, tomamos como referencia el VAR en brechas con créditos de consumo, pero incluyendo ahora una nueva variable para incorporar los cambios positivos y negativos de la tasa de interés. A diferencia de los VAR anteriores, el orden del modelo es de tres rezagos de acuerdo con los criterios estadísticos empleados para tales propósitos (apéndice F). Así, el nuevo vector de variables (*X*) es el siguiente:

$$X' = [y, \pi, i^{negativa}, i^{positiva}, R^F, NPL, L^{consumo}, e] \tag{3}$$

En este caso, la nueva matriz de restricciones **A** se encuentra definida como:

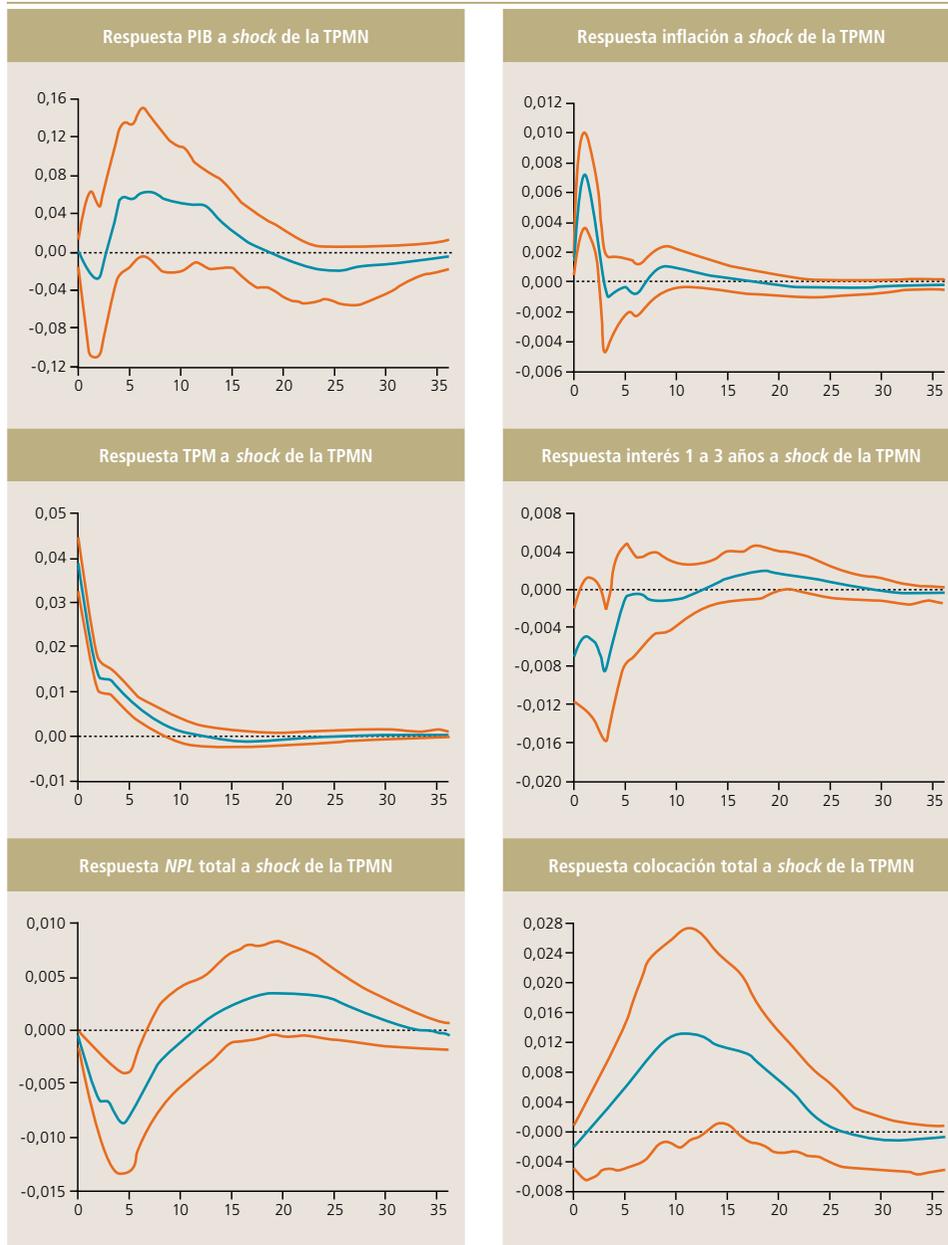
$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \end{bmatrix}$$



Gráfico 7

Respuesta a una caída de la TPM^a

(porcentaje)



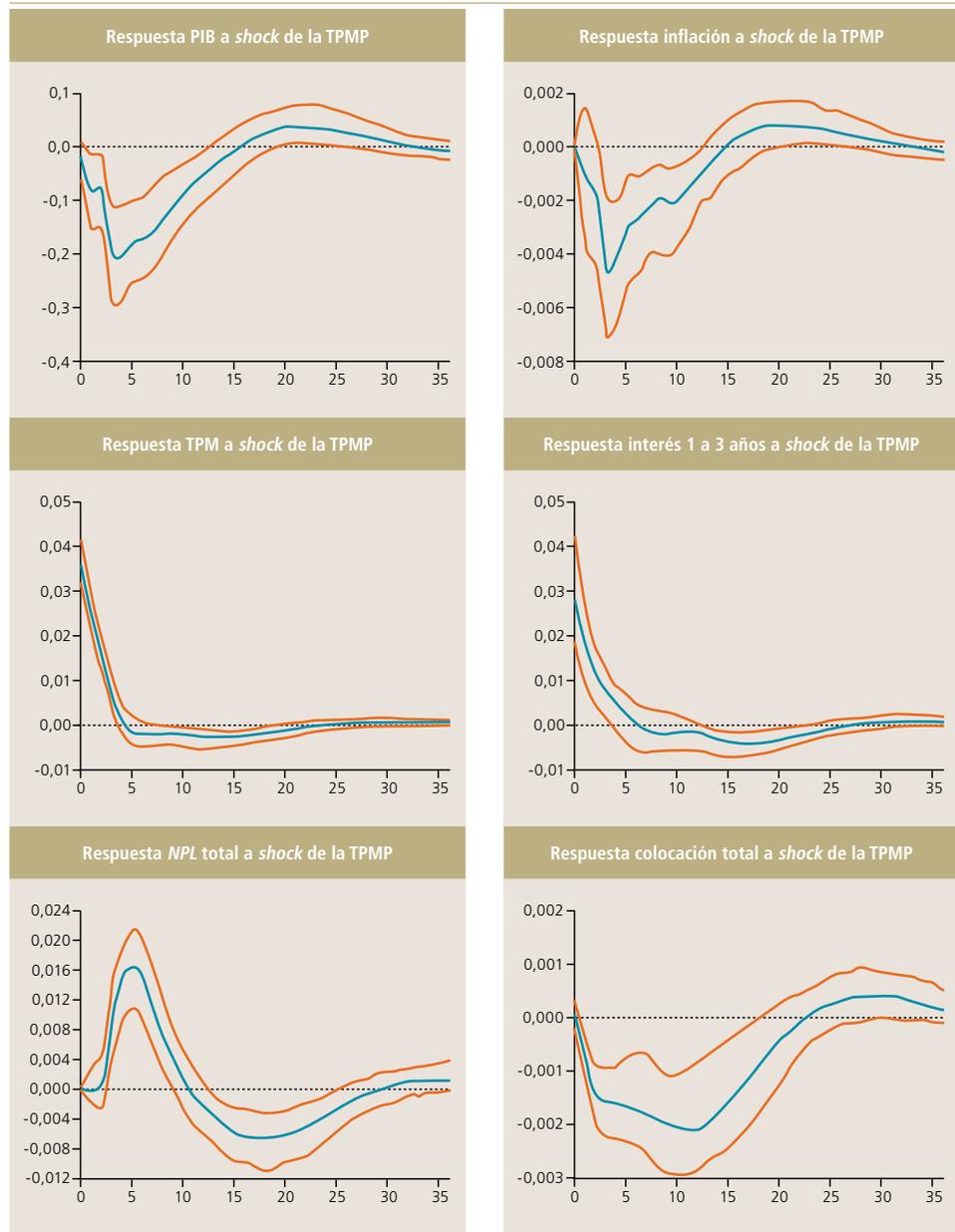
Fuente: Estimación de los autores.

a. La caída de la TPM se presenta en términos absolutos.

Gráfico 8

Respuesta a un aumento de la TPM

(porcentaje)



Fuente: Estimación de los autores.



Como se observa en los gráficos 7 y 8, existen importantes diferencias en la respuesta de la economía cuando los aumentos de la TPM son positivos o negativos, a pesar de que sus magnitudes han sido similares. Desde el punto de vista de la política monetaria, los aumentos de la TPM son más contractivos y menos deflacionarios que las reducciones (que son expansivas en el margen y más inflacionarias). La transmisión sobre las tasas de mercado es también fuertemente asimétrica: los aumentos se traducen directamente en aumentos enérgicos de las tasas de mercado, en cambio las reducciones no se transmiten de la misma forma.

La respuesta del crédito y de las *NPL* es también asimétrica. La caída de la TPM (presentada por su valor absoluto, es decir, en el gráfico 7 la TPM aumenta) produce una expansión máxima del crédito un año después del *shock*, en cambio el riesgo de crédito disminuye inicialmente —probablemente por un escenario económico más expansivo y benigno— pero luego, comienza a aumentar marginalmente alcanzando su máximo veinte meses después de ocurrido el *shock*. Por el contrario y más significativamente, en el caso en que la TPM sube, aumentan las *NPL*, caen luego los créditos, y a medida que el riesgo de crédito se va moderando, las colocaciones se recuperan con algunos meses de rezago.

El gráfico 7 lo interpretamos como evidencia econométrica a favor del nexo entre bajas tasas de interés y más créditos impagos por parte de los agentes. En otras palabras, esta indica que el aumento, aunque marginal, de la cartera vencida se produce luego que los créditos de consumo decrecen; evidencia que está en línea con la encontrada para España y Bolivia (Jiménez et al., 2009), y Europa y Estados Unidos (Altumbas et al., 2009). El gráfico 8, en cambio y en forma significativa, lo interpretamos como evidencia econométrica a favor del nexo entre altas tasas de interés y los créditos impagos. Este gráfico señala que la caída posterior de la cartera vencida se produce antes de que los créditos de consumo aumenten al final del período considerado de tres años.

VI. CONCLUSIONES

En este artículo se estudia la importancia del crédito en las fluctuaciones cíclicas. Utilizando una muestra de datos mensuales desde 1996, se analizan dos dimensiones de la importancia del crédito en la economía. Primero, la forma en que el propio mercado del crédito responde al ciclo económico, medida por las fluctuaciones en la tasa de interés. Segundo, la manera en que el aumento del riesgo de crédito afecta la producción, la inflación y las tasas de interés.

En este artículo hay dos fenómenos importantes y novedosos que aparecen en los resultados econométricos. Primero, se observó un aumento de la cartera vencida en los créditos de consumo después de períodos de expansión del PIB, ocasionado por una caída inicial de la tasa de interés. Por el contrario, períodos prolongados y significativos de tasas de interés altas reducen la toma de riesgo y aumentan el crédito en el mediano plazo. Segundo, los *shocks* exógenos de las carteras vencidas producen una contracción relevante en la economía por aumentos en las tasas largas, y además, se observan aumentos marginales de la inflación. Una posible explicación de este último resultado es que los aumentos del costo del crédito efectivo para las empresas se traspasan a inflación.

REFERENCIAS

Adrian, T. y H. Shin (2009). "Financial Intermediaries and Monetary Economics". Staff Reports N°398, Federal Reserve Bank of New York.

Altumbas, Y., L. Gambacorta y D. Marqués-Ibáñez (2009). "An Empirical Assessment of the Risk-Taking Channel". Presentado en el taller BIS/ECB "Monetary Policy and Financial Stability". 10 y 11 de septiembre, Basilea, Suiza.

Banco Central de Chile (2011). "Normativa de Provisiones por Riesgo de Crédito de la Banca en Chile". *Recuadro V.1, Informe de Estabilidad Financiera, primer semestre*.

Banco de Inglaterra (2009). "The Role of Macroprudential Policy: A Discussion Paper". Noviembre.

Barber, B. y T. Odean (2001). "Boys Will be Boys: Gender, Overconfidence and Common Stock Investment". *Quarterly Journal of Economics* 116(1): 261–92.

Benoît, J.P. y J. Dubra (2011). "Apparent Overconfidence". *Econometrica* 79(5): 1591–625.

Bernanke, B.S. (1986). "Alternative Explanations of the Money–Income Correlation". En *Real Business Cycles, Real Exchange Rates—Actual Policies* Carnegie–Rochester Conference Series on Public Policy 25: 49–100.

Bernanke, B.S., M. Gertler y S. Gilschrist (1999). "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework". En *Handbook of Macroeconomics*, editado por J. Taylor y M. Woodford. Amsterdam, Países Bajos: North Holland.

Bernanke, B.S., M. Gertler y S. Gilchrist (1996). "The Financial Accelerator and the Flight to Quality". *Review of Economics and Statistics* 78(1): 1–15.

Beveridge, S. y C. Nelson (1981). "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle". *Journal of Monetary Economics* 7(2): 151–74.

Blanchard, O.J., G. Dell’Ariccia y P. Mauro (2010). "Rethinking Macroeconomic Policy". IMF Staff Position Note, Fondo Monetario Internacional.

Blanchard, O.J. y D. Quah (1989). "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances". *American Economic Review* 79(4): 655–73.

Blanchard, O.J. y M. Watson (1986). "Are Business Cycles All Alike?" *The American Business Cycle: Continuity and Change*. NBER Chapters: 123–80.

Bloem, A.M. y R. Freeman (2005). "The Treatment of Nonperforming Loans". Presentado ante el Grupo Consultivo de Expertos sobre las Cuentas Nacionales, Fondo Monetario Internacional (julio).



Borio, C. y P. Lowe (2002a). "Asset Prices, Financial and Monetary Stability: Exploring the Nexus". BIS Working Paper N°114, Banco de Pagos Internacionales.

Borio, C. y P. Lowe (2002b). "Assessing the Risk of Banking Crises". *BIS Quarterly Review*: 43–54 (diciembre).

Borio, C. y P. Lowe (2004). "Securing Sustainable Price Stability: Should Credit Come Back from the Wilderness?" BIS Working Paper N°157, Banco de Pagos Internacionales.

Borio, C. y H. Zhu (2008). "Capital Regulation, Risk Taking, and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism". BIS Working Paper N°268, Banco de Pagos Internacionales.

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

Brunnermeier, M. (2008). "Deciphering the Liquidity and Credit Crunch 2007–2008". *Journal of Economic Perspectives* 23(1): 77–100.

Brunnermeier, M., A. Crockett, C. Goodhart, A. Persaud y H. Shin (2009). "The Fundamental Principles of Financial Regulation". *Geneva Reports on the World Economy* 11. Ginebra, Suiza: Centre for Economic Policy Research.

Calvo, G.A. (1983). "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework". *Journal of Monetary Economics* 12(3): 383–98.

Caputo, R., J.P. Medina y C. Soto (2011). "Understanding the Impact of the Global Financial Shock on the Chilean Economy". Mimeo, Banco Central de Chile.

Cãtao, L. y A. Pagan (2010). "The Credit Channel and Monetary Transmission in Brazil and Chile: A Structural VAR Approach". Documento de Trabajo N°579, Banco Central de Chile.

Christiano, L., M. Eichenbaum y C. Evans (1999). "Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?" En *Handbook of Macroeconomics*, editado por J. Taylor y M. Woodford. Amsterdam, Países Bajos: North Holland.

Christiano, L., R. Motto y M. Rostagno (2007a). "Two Reasons Why Money and Credit May be Useful in Monetary Policy". Mimeo, Northwestern University.

Christiano, L., R. Motto y M. Rostagno (2007b). "Financial Factors in Business Cycles". Mimeo, Northwestern University.

Cochrane, J. (2005), *Asset Pricing*. Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.

Engle, R. y C. Granger (1987). "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing". *Econometrica* 55(2): 251–76.

Farmer, R. (2010), *How the Economy Works: Confidence, Crashes and Self-Fulfilling Prophecies*. Oxford, R.U.: Oxford University Press.

FMI (2010), *Global Financial Stability Report*, International Monetary Fund.

Galí, J. (1992). "How Well Does the IS–LM Model Fit Postwar U.S. Data?" *Quarterly Journal of Economics* 107(2): 709–38.

Galí, J. (2008), *Monetary Policy, Inflation and the Business Cycle*. Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.

Gambacorta, L. (2009). "Monetary Policy and the Risk–Taking Channel". BIS Quarterly Review, Banco de Pagos Internacionales.

García, B. y J.P. Medina (2009). "Efectos de Primas Financieras sobre la Actividad Agregada". *Economía Chilena* 12(3): 89–101.

García, C.J. (2001). "Políticas de Estabilización en Chile Durante los Noventa". Documento de Trabajo N°132, Banco Central de Chile.

García, C.J. y J.E. Restrepo (2003). "Price Inflation and Exchange Rate Pass–Through in Chile". *Money Affairs* 16(1): 69–88.

Gertler, M. y P. Karadi (2009). "A Model of Unconventional Monetary Policy". Mimeo, New York University.

Gertler, M. y N. Kiyotaki (2009). "Financial Intermediation and Credit Policy in Business Cycle Analysis". Mimeo, New York University y Princeton University.

Gianni, A. y C. Giannini (1997). *Topics in Structural VAR Econometrics*, segunda edición. Springer–Verlag.

Gruss, B. y S. Sgherri (2009). "The Volatility Costs of Proccyclical Lending Standards: An Assessment Using a DSGE Model". Working Paper N°09/35, Fondo Monetario Internacional.

Hamilton, J. (1994), *Time Series Analysis*. Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.

Hoggarth, G., S. Sorensen y L. Zichino (2005). "Stress Test of UK Banking: A VAR Approach". Working Paper N°282, Banco de Inglaterra.

Iacoviello, M. (2005). "House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle". *American Economic Review* 95(3): 739–64.

Jaimovich, N. y S. Rebelo (2007). "Behavioral Theories of the Business Cycle". *Journal of the European Economic Association* 5(2–3): 361–8.

Jimenez, G., S. Ogena, J. Peydrò y J. Saurina (2009). "Hazardous Times for Monetary Policy: What do Twenty–Three Million Bank Loans Say About the Effects of Momentary Policy on Credit Risk–Taking?" Working Papers N°833, Banco de España.

Johansen, S. (1995). *Likelihood Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford, R.U.: Oxford University Press.



- Kiyotaki N. y J. Moore (2008). "Liquidity, Business Cycles, and Monetary Policy". Mimeo, Princeton University, Edinburgh University y London School of Economics.
- Landerretche, O., F. Morandé y K. Schmidt-Hebbel (1999). "Inflation Targets and Stabilization in Chile". Documento de Trabajo N°55, Banco Central de Chile.
- Malmendier, U. y G. Tate (2005). "CEO Overconfidence and Corporate Investment". *Journal of Finance* 60(6): 2661–700.
- Marinovic, A., J.M. Matus, K. Flores y N. Silva (2011). "Riesgo Sistémico Asociado a los Hogares en Chile". *Economía Chilena* 14(3): 5–39.
- Mies, V., F. Morandé y M. Tapia (2002). "Política Monetaria y Mecanismos de Transmisión: Nuevos Elementos para una Vieja Discusión". *Economía Chilena* 5(3): 29–66.
- Milani, F. (2011). "Expectations Shocks and Learning as Drivers of the Business Cycle". *Economic Journal* 121(552): 379–401.
- Parrado, E. (2001). "Shocks Externos y Transmisión de la Política Monetaria en Chile". *Economía Chilena* 4(3): 29–57.
- Pesaran, H. y Y. Shin (1998). "Generalised Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models". *Economics Letters* 58(1): 17–29.
- Puri, M. y D. Robinson (2007). "Optimism and Economic Choice". *Journal of Financial Economics* 86(1): 71–99.
- Rajan, R. (2005). "Has Financial Development Made the World Riskier?" NBER Working Paper N°11728.
- Ravenna, F. y C. Walsh (2006). "Optimal Monetary Policy with the Cost Channel". *Journal of Monetary Economics* 53(2): 199–216.
- Sagner, A. (2012). "El Influjó de Cartera Vencida como Medida de Riesgo de Crédito: Análisis y Aplicación al Caso de Chile". *Revista de Análisis Económico* 27(1): 27–54.
- SBIF (2008). Compendio de Normas Contables. Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras.
- Sims, C. (1980). "Macroeconomics and Reality". *Econometrica* 48(1): 1–48.
- Sims, C. (1986). "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?" *Quarterly Review of the Federal Reserve Bank of Minneapolis* 10(invierno): 2–16.
- Sims, C. y T. Zha (1999). "Error Bands for Impulse Responses". *Econometrica* 67(5): 1113–55.
- Scheinkman, J. y W. Xiong (2003). "Overconfidence and Speculative Bubbles". *Journal of Political Economy* 111(6): 1183–219.



Smets, F. y R. Wouters (2002). "Openness, Imperfect Exchange Rate Pass-Through and Monetary Policy". *Journal of Monetary Economics* 49(5): 947-81.

Sorge, M. (2004). "Stress-Testing Financial System: An Overview of Current Methodologies". BIS Working Paper N°14, Banco de Pagos Internacionales.

Valdés, R.O. (1997). "Transmisión de la Política Monetaria en Chile". Documento de Trabajo N°16, Banco Central de Chile.

Uhlig, H. (2005). "What Are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure". *Journal of Monetary Economics* 52(2): 381-419.

Woodford, M. (2003). *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.



APÉNDICE A

MODELO BASE PARA IDENTIFICAR LOS MODELOS VAR Y ENTENDER EL IMPACTO DE LAS CARTERAS VENCIDAS EN LA ECONOMÍA

En este estudio, la identificación de los modelos VAR con crédito considera ciertos *priors* basados en un modelo DSGE keynesiano en particular: los precios son rígidos en el corto plazo (un mes o un trimestre) y la política monetaria sigue una regla de Taylor que considera la inflación y el nivel de actividad para fijar la tasa de interés. Además, incorporamos la información *a priori* de que los intermediarios financieros fijan una tasa por encima de la tasa que habría existido si estos intermediarios se hubieran comportado competitivamente (Gertler y Karadi, 2010; Gertler y Kiyotaki, 2009; Kiyotaki y Moore, 2008, y García y Restrepo, 2003 para el caso de una economía abierta). Esta idea se enmarca en la literatura que incorpora fricciones financieras en modelos DSGE (Bernanke et al., 1999; Christiano et al., 2007a y 2007b; Gruss y Sgherri, 2009; Iacoviello, 2005)^a.

El *spread* entre la tasa de mercado y la tasa de política monetaria es explicado por la existencia del riesgo de crédito, medido por la cartera vencida, que a su vez depende del ciclo económico. La existencia de la cartera vencida puede ocurrir, por ejemplo, por *shocks* inesperados, una reacción excesiva de la política monetaria o por un exceso de optimismo que podría hacer que las decisiones actuales de endeudamiento de los agentes fueran inviables en el futuro^b.

Por simplicidad establecemos una serie de supuestos:

- i. en el modelo no existe ni inversión ni gasto de gobierno. Se puede incluir una ecuación de Euler más para incorporar la dependencia de la inversión a la tasa de interés, sin embargo la idea es la misma que en el caso del consumo: un aumento de la tasa de interés de mercado reduce la inversión. Puesto que el modelo es utilizado solo para ilustrar la identificación del modelo VAR y entender el impacto de la cartera vencida sobre la economía, omitimos esta variable. Comprensiblemente, la inclusión de la inversión aumentaría el impacto de las tasas de mercado sobre la economía.
- ii. todas las variables se expresan como diferencias porcentuales (log-linealizadas) respecto de su valor de estado estacionario o largo plazo. Por ejemplo, cuando nos referimos al producto, este corresponde en definitiva a la brecha del producto. Así, por simplicidad, definimos todas las variables sin referirnos a la palabra brecha.
- iii. al ser expresadas las variables en términos de brechas, un resultado estándar en la literatura (Galí, 2008; Woodford, 2003), es que un aumento de la tasa de interés reduce el consumo, con lo que cae la producción, por el supuesto de precios rígidos, y finalmente cae el empleo. Puesto que el modelo está en términos de brecha, la caída, por ejemplo del producto, se traduce en una brecha negativa, es decir, el producto está por debajo de su valor de estado estacionario.

a. En el caso de Chile, ver Caputo et al. (2011) para un modelo DSGE, y García y Medina (2009) para la incorporación de primas financieras en la función IS.

b. Es interesante reconocer que existe una amplia literatura que ha investigado las posibilidades de sobreoptimismo entre los agentes económicos, las cuales podrían explicarse por la existencia de cartera vencida. Puri y Robinson (2007) concluyen que un optimismo moderado puede explicar decisiones financieras. Barber y Odean (2001) muestran que a la hora de tomar decisiones financieras, los hombres son más confiados que las mujeres. Malmendier y Tate (2005) muestran que el exceso de optimismo de los altos ejecutivos puede explicar la distorsión de sobreinversión en tiempos de expansión económica. Scheinkman y Xiong (2003) muestran que el exceso de confianza de los agentes puede producir grandes diferencias sobre los verdaderos fundamentos de los activos. Benoit y Dubra (2011) argumentan que la mayoría de las personas se clasifican a sí mismas como mejores que el promedio. Finalmente, Jaimovich y Rebelo (2007) y Milani (2011) han introducido este tipo de comportamiento para explicar el ciclo económico.

El consumo c es establecido por una ecuación de Euler (ecuación A1), donde esta variable depende negativamente de la trayectoria completa de la tasa de interés de mercado R^f y el coeficiente de aversión relativa al riesgo σ .

$$c = E(c_{+1}) - \frac{1}{\sigma} R^f \quad (A1)$$

Suponiendo, para simplificar, cero gasto público e inversión privada, la producción total y es demandada en una proporción ρ para consumo interno (c) y en una proporción $1 - \rho$ para consumo externo (x).

$$y = \rho c + (1 - \rho)x \quad (A2)$$

Las ecuaciones (A1) y (A2) indican que la demanda agregada está determinada por dos variables: la tasa de interés real, que determina el consumo, y el tipo de cambio real e , que determina las exportaciones. Así, por simplicidad, suponemos que las exportaciones dependen positivamente solo del tipo de cambio real, y medimos el impacto por el parámetro θ :

$$x = \theta e \quad (A3)$$

La inflación de los bienes locales (π^D) está dada por una curva de Phillips à la Calvo (1983), donde esta depende de la trayectoria completa de la brecha del producto (y), más un *shock* de oferta ε_2 . El supuesto clave es que los precios son rígidos, como muchos estudios empíricos lo demuestran para la economía chilena (García y Restrepo, 2003, entre otros). Eventualmente, la inflación podría también verse afectada por la tasa de interés de mercado si esta eleva el costo del capital de trabajo, y con ello, los costos de producción, fenómeno conocido como el canal del costo de la política monetaria (Ravenna y Walsh, 2006).

$$\pi^D = E(\pi_{+1}^D) + \lambda_1 y + \lambda_2 R^f \quad (A4)$$

La ecuación (A4), es una versión de lo que se conoce por curva de Phillips nekeynesiana, donde la inflación depende de la brecha de costos marginales reales. Pero según Galí (2008), la inflación también puede depender de la brecha del producto, si existen rendimientos decrecientes en la función de producción de la economía, es decir, si existe una relación positiva entre producción y costos marginales. En otras palabras, si la brecha del producto es positiva, esto indica que los costos marginales están por encima de su valor de estado estacionario, por lo tanto, las empresas que pueden cambiar sus precios (fijación de precios à la Calvo) deciden subirlos causando finalmente inflación. Lo contrario ocurre con una brecha negativa.

La política monetaria es definida por una regla de Taylor, es decir, la tasa de interés i depende de la inflación total π y de la brecha del producto y . Los parámetros ϕ_1 y ϕ_2 , por su parte, indican el impacto de estas variables sobre la tasa de interés nominal.

$$i = \phi_1 \pi + \phi_2 y \quad (A5)$$

Se supone que la inflación total es una media ponderada de la inflación local π^D y de las variaciones del tipo de cambio real (Δe). También suponemos que el traspaso entre tipo de cambio e inflación es incompleto, por tanto, las variaciones del tipo de cambio real están multiplicadas por un coeficiente $\vartheta < 1$. Alternativamente, se puede suponer una segunda curva de Phillips para la evolución de los precios importados. Sin embargo, el traspaso de las variaciones del tipo de cambio a los precios no es fundamental para este análisis (Smets y Wouters, 2002).



$$\pi = (1 - \varphi)\pi^D + \varphi\vartheta\Delta e \quad (A6)$$

La tasa de interés real *ex ante* (R) se define como:

$$R = i - E(\pi_{+1}) \quad (A7)$$

Por otra parte, el tipo de cambio real se obtiene de la paridad descubierta y se encuentra expresado en términos reales.

$$e = E(e_{+1}) - R^F \quad (A8)$$

El módulo del mercado del crédito se construye definiendo la demanda y la oferta de crédito (ecuaciones A9 y A10, respectivamente):

$$L = \alpha_1 y - \alpha_2 R^F \quad (A9)$$

$$R^F = R + \tau NPL \quad (A10)$$

donde la cartera vencida (NPL) depende de los rezagos de las variables endógenas y exógenas del modelo. Notamos que la oferta de crédito no es completamente elástica debido a que ella depende de NPL , es decir, en la medida en que la cartera vencida aumenta, la tasa en el mercado del crédito tiende a incrementarse. Suponemos que no hay un traspaso completo entre NPL y R^F ; por lo tanto, el impacto de NPL sobre R^F se mide por el parámetro $\tau < 1$, el cual es apoyado empíricamente por los datos de las carteras comerciales y de vivienda (cuadro A1).

Cuadro A1

Relación *Spread* ($R^F - R$) y *NPL* por tipo de cartera

	Consumo	Comercial	Vivienda
NPL_t	0,004 (0,037)	0.2346*** (0,081)	0.1563*** (0,059)
Constante	-0,005 (0,005)	0.0387*** (0,006)	0,003 (0,006)
Obs.	171	171	171
R^2	0,000	0,115	0,075

Fuente: Estimación de los autores.

Errores estándar robustos entre paréntesis. *, ** y *** significativos al 10%, 5% y 1%, respectivamente. El modelo estimado corresponde a $(R^F - R)_t = \alpha + \beta NPL_t + u_t$.

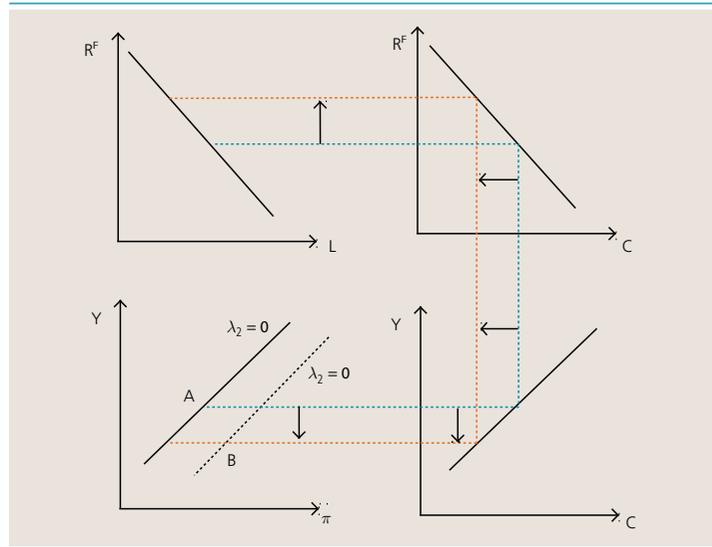
A causa de motivos institucionales, algunos créditos pasan a cartera vencida varios meses después de encontrarse en mora; por tanto, suponemos que NPL depende solo de los rezagos de las variables del modelo (X) y no de los valores contemporáneos de ellas^c.

$$NPL = f(X_{-1}, X_{-2}, X_{-3}, \dots) + \varepsilon^{NPL} \quad (A11)$$

c. Este supuesto es consistente con la definición de cartera vencida que aparece en la subsección III.1 del artículo.

Gráfico A1

Efecto de las *NPL* en la economía



Fuente: Estimación de los autores.

En este modelo, el mercado del crédito no solo funciona como un amplificador del ciclo económico, sino que también, existen *shocks* ε^{NPL} que afectan la cartera vencida y que, por sí solos, pueden producir que la economía se aleje de su estado estacionario. Por ejemplo, el gráfico A1 ilustra cómo una situación de un aumento exógeno de *NPL* significa menor consumo, producción e inflación. Si $\lambda_2 = 0$, es decir, el aumento de la tasa de interés no aumenta los costos marginales, un incremento exógeno de la cartera vencida eleva la tasa de interés de mercado R^f , y con esto, disminuye el consumo c . Luego, dado que los precios son rígidos, la producción y disminuye. A la vez, la brecha negativa del producto reduce la inflación π . En caso que $\lambda_2 > 0$, ocurre el efecto canal del costo de la política monetaria (Ravenna y Walsh, 2006). En el gráfico anterior, este corresponde al desplazamiento hacia afuera de la curva que muestra la relación positiva entre inflación y producto. El resultado es que el nuevo equilibrio no es el punto A, sino más bien el B. En otras palabras, se termina en una situación con mayor inflación debido al aumento de los costos financieros de las empresas.

La forma como las *NPL* reaccionan es parte de los resultados empíricos de este artículo. Como se explicará en los resultados, estos dependen de una forma no trivial del ciclo económico: después de períodos de expansión (contracción) económica, las *NPL* aumentan (disminuyen). Así, una forma tentativa de explicar la ecuación A11 es que la cartera vencida dependa positivamente de los niveles más rezagados de la brecha del PIB.

$$NPL = -\tau_1 y_{-1} + \tau_2 y_{-2} + \tau_3 y_{-3} + \dots + \varepsilon^{NPL} \tag{A12}$$



APÉNDICE B

TEST DE COINTEGRACIÓN

Cuadro B1

Resultados del test de cointegración^a

Relaciones de cointegración	Valor propio	Estadístico	Valor
A. Test de la traza			
Ninguna	0,419	273,330	0,000
A lo más 1	0,355	183,292	0,000
A lo más 2	0,209	110,380	0,001
A lo más 3	0,154	71,427	0,010
A lo más 4	0,124	43,618	0,043
A lo más 5	0,075	21,589	0,156
A lo más 6	0,051	8,664	0,202
B. Test del máximo valor propio			
Ninguna	0,419	90,038	0,000
A lo más 1	0,355	72,912	0,000
A lo más 2	0,209	38,952	0,042
A lo más 3	0,154	27,809	0,154
A lo más 4	0,124	22,029	0,147
A lo más 5	0,075	12,925	0,334
A lo más 6	0,051	8,664	0,202

Fuente: Estimación de los autores.

a. Valores p obtenidos de MacKinnon *et al.* (1999).

APÉNDICE C

ORDEN DE REZAGOS Y TEST DE SOBREIDENTIFICACIÓN MODELO VAR EN BRECHAS

Cuadro C1

Orden de rezagos^a

Rezago	log(L)	LR	FPE ^b	AIC	BIC	HQ
A. Crédito total						
0	1.776,00		5.880,00	-22,11	-21,98	-22,06
1	2.433,23	1.248,74	2,94	-29,72	-28,64	-29,28
2	2.487,86	99,01	2,75	-29,79	-27,77	-28,97
3	2.527,82	68,93	3,10	-29,67	-26,71	-28,47
4	2.560,61	53,70	3,86	-29,47	-25,57	-27,89
5	2.596,83	56,15	4,65	-29,31	-24,47	-27,34
6	2.640,82	64,33	5,15	-29,25	-23,46	-26,90
7	2.677,45	50,37	6,36	-29,09	-22,37	-26,36
8	2.713,58	46,51	8,07	-28,93	-21,26	-25,82
B. Crédito comercial						
0	1.724,31		1.120,00	-21,47	-21,33	-21,41
1	2.329,20	1.149,29	1,08	-28,42	-27,34	-27,98
2	2.383,22	97,91	1,02	-28,48	-26,46	-27,66
3	2.421,58	66,17	1,17	-28,34	-25,38	-27,14
4	2.459,79	62,57	1,36	-28,21	-24,31	-26,63
5	2.494,99	54,56	1,66	-28,04	-23,19	-26,07
6	2.541,44	67,93	1,78	-28,01	-22,22	-25,66
7	2.579,61	52,49	2,16	-27,87	-21,14	-25,14
8	2.616,84	47,94	2,70	-27,72	-20,05	-24,61
C. Crédito de consumo						
0	1.577,43		7.040,00	-19,63	-19,50	-19,58
1	2.249,16	1.276,30	2,93	-27,41	-26,34	-26,98
2	2.313,12	115,91	2,44	-27,60	-25,58	-26,78
3	2.354,55	71,47	2,70	-27,51	-24,55	-26,30
4	2.388,72	55,95	3,31	-27,32	-23,42	-25,74
5	2.431,07	65,64	3,69	-27,24	-22,39	-25,27
6	2.468,35	54,52	4,45	-27,09	-21,31	-24,74
7	2.532,66	88,43	3,89	-27,28	-20,56	-24,55
8	2.568,59	46,25	4,94	-27,12	-19,45	-24,01

Fuente: Estimación de los autores.

a. Los criterios considerados son el test de razón de verosimilitud (LR), error de predicción final (FPE), Akaike (AIC), Schwarz (BIC) y Hannan-Quinn (HQ).

b. Valores x10-21.



Cuadro C2

Test de sobreidentificación

Modelo	Test LR χ^2_3	Valor <i>p</i>
Crédito total	7,062	0,070
Crédito comercial	5,038	0,169
Crédito de consumo	1,711	0,635

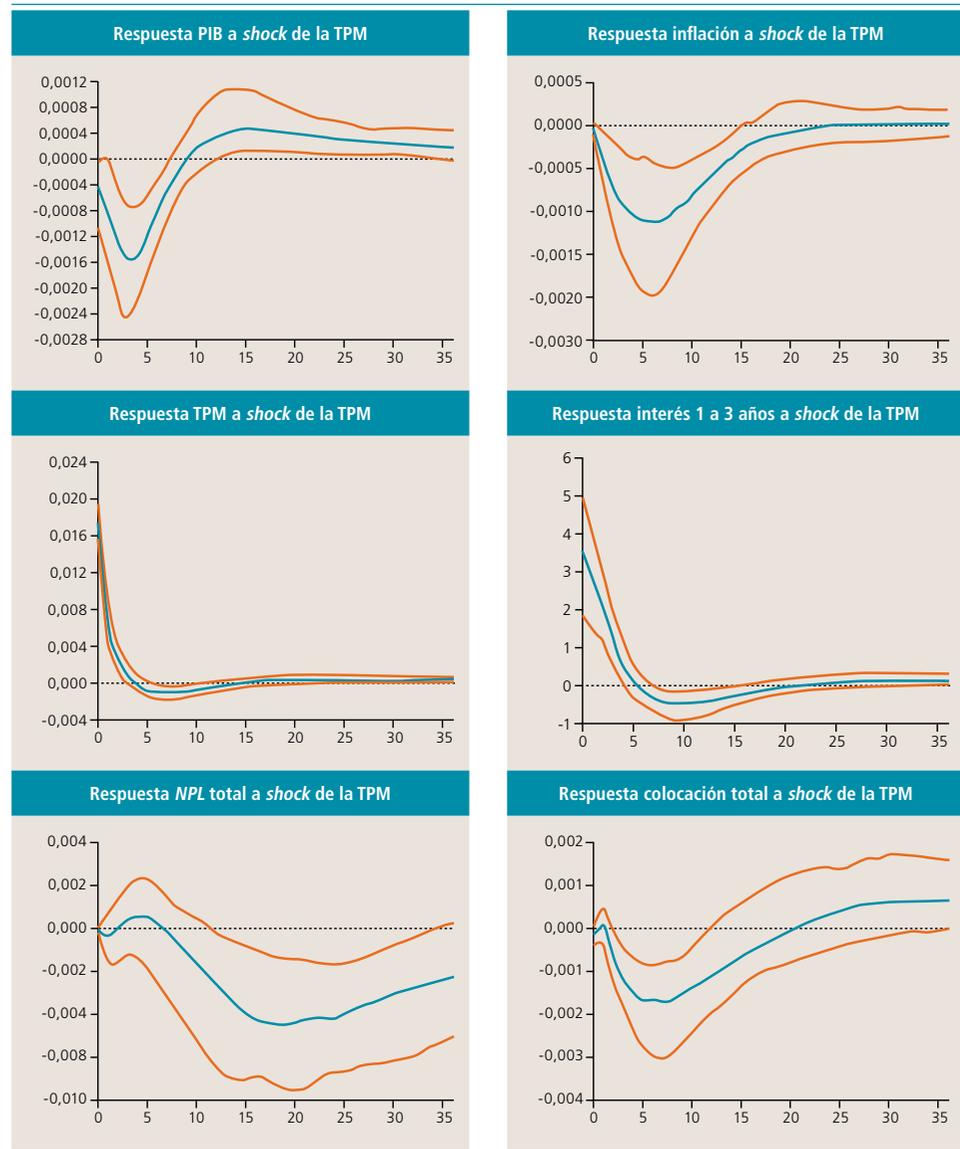
Fuente: Estimación de los autores.

APÉNDICE D

RESULTADOS VAR EN NIVELES CON CRÉDITO Y CARTERA VENCIDA TOTAL

Gráfico D1

Respuesta de la economía a un *shock* en la TPM (porcentaje)

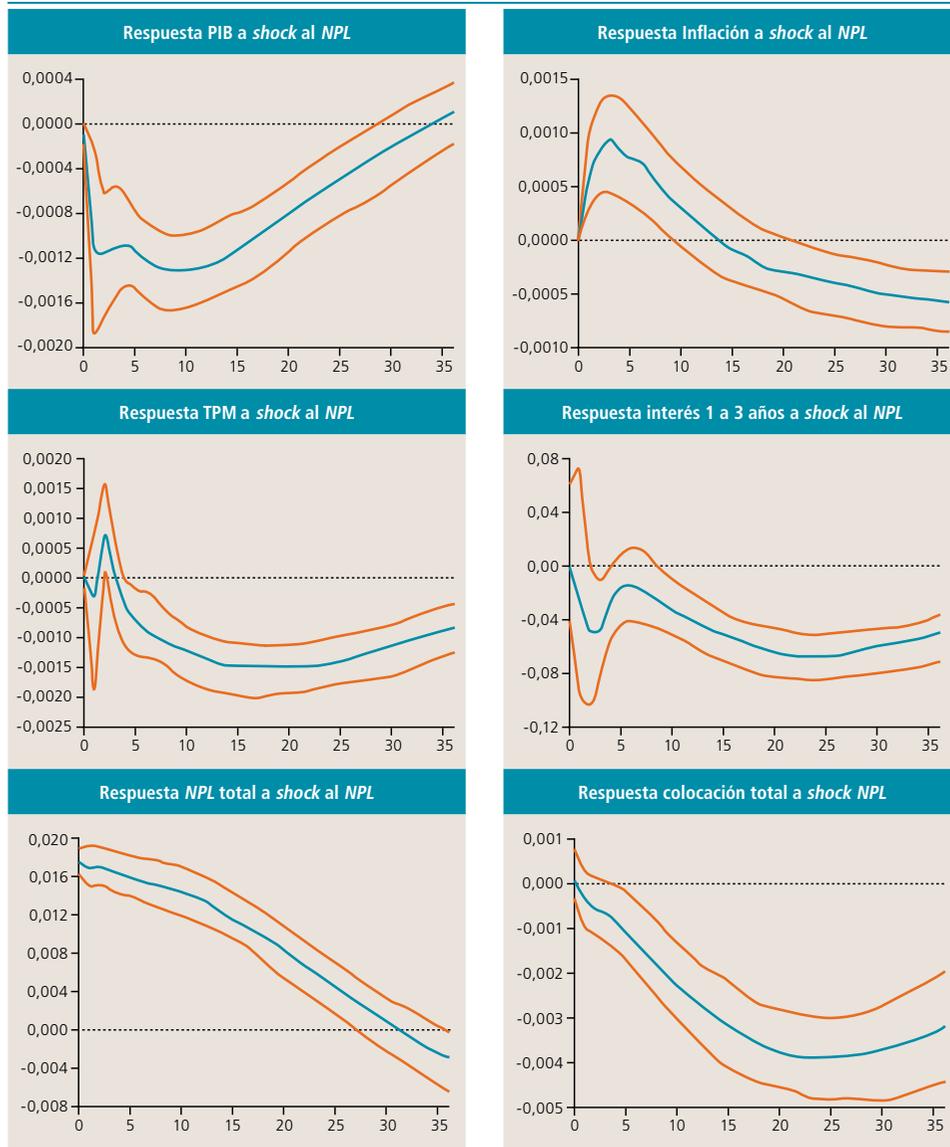


Fuente: Estimación de los autores.



Gráfico D2

Respuesta de la economía a un *shock* en las NPL 's
(porcentaje)



Fuente: Estimación de los autores.

APÉNDICE E

ORDEN DE REZAGOS Y TEST DE SOBREENIDENTIFICACIÓN DEL MODELO VAR EN NIVELES

Cuadro E1

Orden de rezagos - crédito total^a

Rezago	log(L)	LR	FPE ^b	AIC	BIC	HQ
A. Crédito total						
0	1.480,10		2.910.000,00	-18,21	-17,94	-18,10
1	2.839,92	2.567,61	0,25	-34,50	-33,29	-34,01
2	2.914,57	134,47	0,18	-34,81	-32,67	-33,94
3	2.954,15	67,84	0,20	-34,70	-31,62	-33,45
4	2.989,43	57,41	0,25	-34,53	-30,51	-32,90
5	3.018,96	45,49	0,32	-34,29	-29,33	-32,27
B. Crédito comercial						
0	1.454,55		3.990.000,00	-17,90	-17,63	-17,79
1	2.731,64	2.411,39	0,95	-33,15	-31,95	-32,66
2	2.805,09	132,30	0,70	-33,45	-31,31	-32,58
3	2.844,05	66,79	0,80	-33,33	-30,25	-32,08
4	2.879,91	58,36	0,96	-33,17	-29,15	-31,53
5	2.914,60	53,42	1,18	-32,99	-28,03	-30,98
C. Crédito de consumo						
0	1.369,06		1.150.000,00	-16,83	-16,57	-16,72
1	2.633,78	2.388,04	0,32	-31,94	-30,73	-31,45
2	2.729,89	173,12	0,18	-32,52	-30,38	-31,65
3	2.769,47	67,85	0,20	-32,40	-29,32	-31,15
4	2.811,24	67,97	0,23	-32,31	-28,29	-30,68
5	2.850,87	61,05	0,26	-32,20	-27,24	-30,18
C. Crédito hipotecario						
0	1.480,67		2.880.000,00	-18,22	-17,95	-18,11
1	2.765,09	2.425,24	0,62	-33,57	-32,36	-33,08
2	2.866,72	183,07	0,33	-34,22	-32,08	-33,35
3	2.907,05	69,14	0,37	-34,11	-31,03	-32,86
4	2.948,54	67,51	0,41	-34,02	-30,00	-32,39
5	2.979,57	47,80	0,53	-33,80	-28,84	-31,78

Fuente: Estimación de los autores.

a. Los criterios considerados son el test de razón de verosimilitud (LR), error de predicción final (FPE), Akaike (AIC), Schwarz (BIC) y Hannan-Quinn (HQ)

b. Valores x10-23.



Cuadro E2

Test de sobreidentificación

Modelo	Test LR χ^2_3	Valor <i>p</i>
Crédito total	4,960	0,175
Crédito comercial	2,136	0,545
Crédito de consumo	2,779	0,427
Crédito hipotecario	4,793	0,188

Fuente: Estimación de los autores.

APÉNDICE F

ORDEN DE REZAGOS Y TEST DE SOBREIDENTIFICACIÓN DEL MODELO VAR EN BRECHAS, CON CAMBIOS POSITIVOS Y NEGATIVOS DE LA TASA DE INTERÉS

Cuadro F1

Orden de rezagos^a

Rezago	log(L)	LR	FPE ^b	AIC	BIC	HQ
C. Crédito de consumo						
0	1.644,32		1.810,00	-20,45	-20,30	-20,39
1	2.408,61	1.442,60	0,29	-29,21	-27,82	-28,65
2	2.476,86	121,99	0,27	-29,26	-26,65	-28,20
3	2.542,09	110,07	0,27	-29,28	-25,43	-27,72
4	2.590,61	77,03	0,34	-29,08	-24,01	-27,02
5	2.634,85	65,80	0,46	-28,84	-22,53	-26,28
6	2.691,47	78,57	0,53	-28,74	-21,21	-25,68
7	2.762,67	91,66	0,54	-28,83	-20,07	-25,27
8	2.802,60	47,42	0,84	-28,53	-18,54	-24,47

Fuente: Estimación de los autores.

a. Los criterios considerados son el test de razón de verosimilitud (LR), error de predicción final (FPE), Akaike (AIC), Schwarz (BIC) y Hannan-Quinn (HQ).

b. Valores x10-22.

Cuadro F2

Test de sobreidentificación

Modelo	Test LR χ^2_3	Valor p
Cambios positivos y negativos de la tasa de interés	6,354	0,499

Fuente: Estimación de los autores.



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.

PRECIO DE MATERIAS PRIMAS Y *SPREAD* SOBERANO EN ECONOMÍAS EMERGENTES ¿IMPORTA LA CONCENTRACIÓN DE LAS EXPORTACIONES?*

Ercio Muñoz S.**

I. INTRODUCCIÓN

El *spread* entre los retornos de bonos soberanos de países emergentes y los instrumentos equivalentes de Estados Unidos tiene un importante rol, dado su amplio uso como indicador del costo del endeudamiento externo y del riesgo país de una economía. En este sentido, la evolución de los *spreads* puede tener impacto sobre otras variables de una economía a causa de la elasticidad del financiamiento exterior y sobre la forma en que un cambio en el riesgo soberano puede contraer o expandir el flujo de fondos.

Desde el punto de vista chileno, el *spread* soberano medido a través del índice *EMBI Global* construido por JP Morgan está estrechamente relacionado con la medida agregada equivalente de economías emergentes, presentando una correlación de 0.95¹. Además, el análisis de causalidad de Granger indica que el *spread* chileno es causado por el *spread* de economías emergentes², lo cual pone relevancia al entendimiento de los principales determinantes del *spread* que enfrentan las economías en desarrollo.

La literatura empírica sobre el tema es abundante y principalmente se ha enfocado en distinguir entre el impacto de factores internos y externos sobre las medidas de riesgo. Sin embargo, poco se ha estudiado el impacto de la actividad global y del precio de las materias primas. Este último puede ser particularmente importante para las economías latinoamericanas si consideramos la alta concentración de su canasta exportadora y el impacto de este sector

* Se agradecen los comentarios de Miguel Ricaurte, Sergio Lehmann, los editores de las notas de investigación en *Economía Chilena* y un árbitro anónimo. Todos los errores que persisten son de exclusiva responsabilidad del autor.

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

¹ Cálculo realizado usando promedios mensuales desde enero 1990 hasta octubre del 2012.

² Ver apéndice A.

sobre las finanzas públicas y el desempeño económico en general (Avendaño et al., 2008; Daude et al., 2010), lo cual incide directamente en el *spread* soberano.

El objetivo y principal aporte de esta nota consiste en modelar el premio soberano de las economías emergentes, poniendo especial énfasis en el impacto del precio de las materias primas. Además, se pone a prueba la heterogeneidad de esta relación, que depende del grado de concentración de las exportaciones del país bajo estudio y se distingue el impacto de la actividad de las economías desarrolladas sobre el riesgo soberano.

Los principales resultados son que el *spread* soberano de las economías emergentes responde a movimientos de la actividad global medida por el indicador global líder de la OCDE, en línea con Ades et al. (2005). El precio de las materias primas medido por el índice GSCI también tiene un impacto relevante sobre el *spread* soberano, el cual es heterogéneo y se refuerza a través de la concentración de las exportaciones medida por el índice Herfindahl-Hirschmann. Estos resultados son robustos al uso de la participación de las materias primas sobre el total de exportaciones en reemplazo del índice Herfindahl-Hirschmann y la producción industrial mundial en reemplazo del indicador global líder.

El documento se organiza de la siguiente manera: en la sección II se realiza una revisión de literatura y en la III se explica el marco teórico y los datos usados en la estimación. En la sección IV se revisan los principales resultados y por último, en la sección V se discuten las principales conclusiones.

II. LITERATURA RELACIONADA

La literatura empírica sobre los determinantes del riesgo soberano es abundante y principalmente se enfoca en distinguir el impacto de los factores internos (llamados *pull factors*) y externos (llamados *push factors*) sobre las medidas de riesgo a nivel de economías individuales, así como también mediante una comparación entre países. Como *proxy* del riesgo soberano se han usado alternativas tales como las clasificaciones de crédito de agencias y los *spreads* de bonos soberanos sobre instrumentos libres de riesgo (por ej., bonos de Estados Unidos), para los cuales se usan principalmente medidas del mercado secundario³.

Dentro de los estudios entre países, la mayoría realiza un análisis mediante técnicas de panel incorporando variables que cambian de un país a otro junto a otras globales (Ades et al., 2005; Arora y Cerisola, 2001; Comelli, 2012; Dailami et al., 2008; Edwards, 1983; González y Levy, 2006; Hartelius et al., 2008; Min, 1998; Rowland y Torres, 2004; Sy, 2002). Como alternativa, otros autores han modelado los *spreads* mediante técnicas que permiten utilizar relaciones de cointegración para encontrar determinantes de largo y corto plazo (Bellas et al., 2010; Dailami et al., 2008; González y Levy, 2006). En el apéndice B se presenta un resumen de un conjunto de literatura que estudia los *spreads* soberanos de economías emergentes usando estos métodos. Esta selección de trabajos usa el mismo marco teórico que se detalla en la siguiente sección, diferenciándose en la metodología empírica y la selección de las variables usadas como *proxy* de las condiciones específicas de cada país y los indicadores externos que afectan el premio soberano.

³ La alternativa es usar los *spreads* del mercado primario tal como en el trabajo de Eichengreen y Mody (2000).



Gran parte de esta literatura emplea las tasas de instrumentos de Estados Unidos a tres meses y a diez años como *proxy* de la liquidez global (Sy, 2002; García-Herrero y Ortiz, 2006; Bellas et al., 2010; Comelli, 2012) y el índice VIX de volatilidad implícita de las opciones del S&P 500 para reflejar el grado de aversión al riesgo (García-Herrero y Ortiz, 2006; González y Levy, 2006; Hartelius, 2008; Bellas et al., 2010; Comelli, 2012). Por otra parte, algunos estudios tales como los de Ades et al., (2005) y Sy, (2002) han considerado el impacto del precio de algunas materias primas sobre el *spread* soberano. Ambos artículos encuentran una relación significativa y negativa entre estas variables, y se supone una respuesta homogénea para el conjunto de economías.

Esta nota utiliza como base principalmente, los trabajos de Sy (2002), Ades et al. (2005), Hartelius (2008) y Comelli (2012). En línea con estos, se utilizan los índices *EMBIG* calculados por JP Morgan para bonos soberanos y cuasisoberanos que corresponden a un *spread* del mercado secundario. La principal contribución de este estudio respecto del suyo es la búsqueda de un impacto proveniente de la actividad global, el precio de las materias primas y la heterogeneidad del impacto de esta última variable al considerar la concentración de las exportaciones.

III. MARCO TEÓRICO Y DATOS

a. Marco teórico y estimación

El modelo teórico de premio por riesgo detrás de la estimación de los determinantes del *spread* soberano es simple y estándar en la literatura. Específicamente, corresponde al planteado en Edwards (1986) y usado en gran parte de los trabajos sobre el tema (Comelli, 2012; Min, 1998; Norgués y Grandes, 2001).

Suponiendo que los prestamistas son neutrales al riesgo, la tasa sobre bonos soberanos depende de la siguiente condición de arbitraje (Edwards, 1986):

$$(1 - p)(1 + i^* + s) = 1 + i^* \quad (1)$$

Donde i^* es la tasa libre de riesgo, s es el premio por riesgo del país y p es la probabilidad de no pago, la cual es función de la insostenibilidad de un nivel dado de deuda externa resultado de iliquidez de corto plazo o insolvencia de largo plazo que es reflejada en problemas de liquidez (Min, 1998). Entonces:

$$s = \left(\frac{p}{1-p} \right) k, \quad (2)$$

donde $k = 1 + i^*$.

Se puede aproximar la probabilidad de no pago (p) mediante una función logística:

$$p = (\exp \sum_{i=1}^n \beta_i X_i) / (1 + \exp \sum_{i=1}^n \beta_i X_i), \quad (3)$$

donde X_i denota los determinantes económicos de la probabilidad de no pago o del premio por riesgo soberano, y β_i los coeficientes de impacto. Reemplazando p en la ecuación (2) con la ecuación (3) y aplicando logaritmo natural, se obtiene:

$$\ln(s) = \ln(k) + \sum_{i=1}^n \beta_i X_i \quad (4)$$

Tomando como base la ecuación (4), la especificación econométrica se puede expresar como:

$$\ln(s_t) = \alpha + \beta X_{1t} + \gamma X_{2t} + \varepsilon_t, \quad (5)$$

donde la variable dependiente corresponde al logaritmo natural del premio soberano, X_{1t} es una matriz de características específicas del país, X_{2t} una matriz de factores globales y ε_t corresponde al error estocástico.

En esta estimación, la matriz X_{1t} contiene el índice de riesgo soberano y también el índice de riesgo político. Los determinantes globales contenidos en el vector X_{2t} , compuesto por las tasas de EE.UU. a diez años y a tres meses para capturar la liquidez global, índice VIX como *proxy* de la aversión al riesgo global, el indicador global líder de la OCDE (IGL) para capturar la actividad de economías avanzadas y el índice S&P GSCI de precios de materias primas (GSCI). Más específicamente, la regresión base a estimar es la siguiente:

$$\ln(EMBIG_{it}) = \alpha_i + \beta_1 \text{tasa}_{10_años_t} + \beta_2 \text{tasa}_{3_meses_t} + \beta_3 VIX_t + \beta_4 \text{Riesgo Soberano}_{it} + \beta_5 \text{Riesgo Político}_{it} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Para estudiar empíricamente el impacto de la actividad global y el precio de las materias primas, se realizará la siguiente regresión:

$$\ln(EMBIG_{it}) = \alpha_i + \beta_1 \text{tasa}_{10_años_t} + \beta_2 \text{tasa}_{3_meses_t} + \beta_3 VIX_t + \beta_4 \text{Riesgo Soberano}_{it} + \beta_5 \text{Riesgo Político}_{it} + \beta_6 IGL_t + \beta_7 GSCI_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

Por último, en (7) se asume que β_7 es un parámetro invariante entre países o, en otras palabras, el efecto promedio para el conjunto de economías, del precio de las materias primas sobre el *spread*. Sin embargo, para analizar la importancia de la concentración de exportaciones a la hora de determinar la relación entre el *spread* soberano y el precio de las materias primas, se considera:

$$\beta_7 = \delta_0 + \delta_1 HH_i, \quad (8)$$

donde HH_i es el índice Herfindahl-Hirschmann que mide la concentración de las exportaciones del país i , cuya construcción se detalla en la siguiente sección. El coeficiente δ_0 corresponde al efecto de las materias primas sobre el *spread* soberano que no depende de la concentración de exportaciones, y δ_1 mide el efecto condicional a esta. De esta manera, el impacto total del precio de las materias primas sobre el *spread* de cada país se calcula sumando ambos componentes.

b. Datos

i. Spreads soberanos

El premio soberano se mide a través del índice *JP Morgan Emerging Markets Bond Index Global (EMBIG)*, el cual se define como promedios ponderados de *spreads* de retornos de bonos soberanos y cuasisoberanos emitidos en dólares sobre instrumentos de deuda de EE.UU.

Se toman promedios mensuales para 28 economías emergentes considerando el período que comprende entre enero de 1998 y octubre del 2012. Las economías consideradas son: Argentina, Brasil, Bulgaria, Chile, China, Colombia, Croacia, Ecuador, Egipto, El Salvador, Filipinas, Hungría, Indonesia, Líbano, Malasia, México, Pakistán, Panamá, Perú, Polonia, República Dominicana,

**Cuadro 1****Estadísticas descriptivas del *spread* soberano por país^a**

	Observaciones	Media	Desv. estándar	Mín.	Máx.
Argentina	178	1.841	2028	202	6.847
Brasil	178	551	410	146	2.057
Bulgaria	178	362	277	56	1.366
Chile	162	146	63	55	383
China	178	119	61	37	288
Colombia	178	387	211	108	986
Croacia	36	371	132	189	606
Rep. Dominicana	132	560	347	139	1.709
Ecuador	178	1.300	934	469	4.416
Egipto	136	222	154	29	587
El Salvador	127	324	132	115	889
Hungría	166	164	159	14	650
Indonesia	102	292	153	144	891
Líbano	175	412	193	128	1.047
Malasia	178	191	136	68	1.033
México	178	281	158	98	944
Pakistán	137	628	518	0	2.137
Panamá	178	308	127	121	604
Perú	178	366	204	104	936
Filipinas	178	365	152	120	937
Polonia	178	163	84	39	345
Rumania	135	186	41	101,79	271,21
Rusia	178	778	1186	95	5.919
Sudáfrica	178	236	131	58	669
Turquía	178	437	228	162	1.055
Ucrania	150	736	649	140	3.158
Uruguay	138	422	314	121	1.502
Venezuela	178	859	387	187	2.102

Fuente: Elaboración propia con datos de *Bloomberg*.a. Los *spreads* soberanos se presentan gráficamente en el apéndice F.

Rumania, Rusia, Sudáfrica, Turquía, Ucrania, Uruguay y Venezuela. Esta lista se construye siguiendo a Comelli (2012) considerando solo países con datos de *spreads* mensuales desde al menos enero del 2005. En el cuadro 1 se presentan las principales estadísticas descriptivas de la muestra utilizada.

ii. Características específicas por país (*pull factors*)

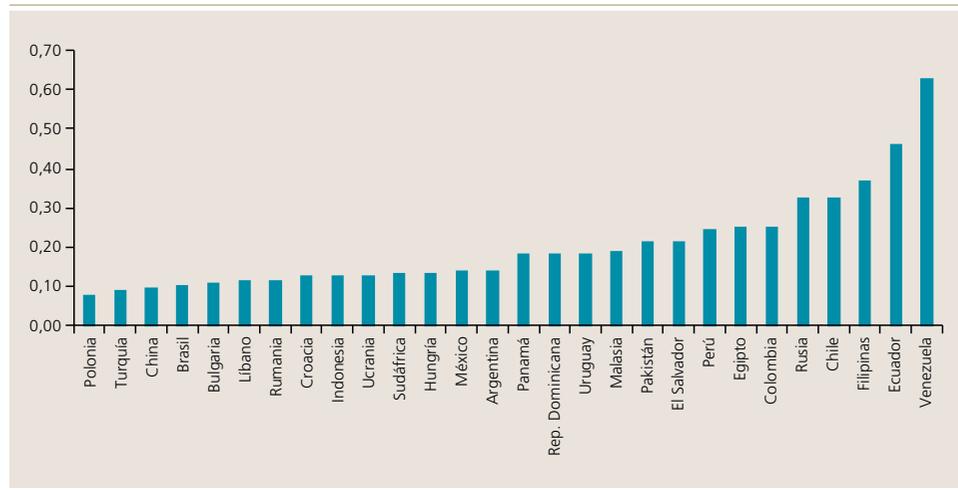
La muestra de características específicas por país considera mediciones del riesgo tanto político como soberano y un índice de concentración de las exportaciones. Ambos se obtienen de dos fuentes distintas.

La primera corresponde al *Country Risk Service* del *Economist Intelligence Unit*⁴, desde donde se obtienen dos índices: 1) índice de riesgo político, que evalúa un rango de factores

⁴ La data es obtenida a través de *Bloomberg*.

Gráfico 1

Concentración de exportaciones, promedio 1995-2011^a



Fuente: Elaboración propia con datos de UNCTADStat.

a. La concentración se mide usando el índice Herfindahl-Hirschmann que varía entre 0 y 1, donde 1 es máxima concentración. Se construye de la siguiente forma: $HH_i = \frac{\sqrt{\sum_{j=1}^n (q_j / Q) - \sqrt{1/n}}}{1 - \sqrt{1/n}}$ donde HH_i es el índice para el país i , q_j el valor de las exportaciones del producto j , $Q = \sum_{j=1}^n q_j$, y n es el número de productos (considerando productos del nivel de 3 dígitos de la clasificación estándar internacional de comercio, en inglés *SITC*).

políticos relacionados con la estabilidad y efectividad política que pueden afectar la habilidad y/o compromiso del servicio de sus obligaciones de deuda y/o causar turbulencias en el mercado cambiario, y 2) índice de riesgo soberano, que mide el riesgo de acumulación de atrasos del principal o los intereses de su deuda tanto local como externa, la cual es una obligación soberana directa o está garantizada por el Estado. El apéndice C presenta algunas estadísticas descriptivas de ambos índices por país, los cuales varían entre 0 (menor riesgo) y 100 (máximo riesgo).

Para medir la concentración de las exportaciones, se usa el índice Herfindahl-Hirschmann, que mide el grado de concentración del mercado y se obtiene de la base de datos de la Conferencia sobre Comercio y Desarrollo de las Naciones Unidas (UNCTAD). Este índice está disponible en frecuencia anual desde 1995 hasta 2011 para el total de países de la muestra, y varía entre 0 y 1, donde 1 es máxima concentración. Se construye de la siguiente forma:

$$HH_i = \frac{\sqrt{\sum_{j=1}^n \left(\frac{q_j}{Q}\right) - \sqrt{\frac{1}{n}}}}{1 - \sqrt{\frac{1}{n}}} \tag{9}$$

Donde HH_i es el índice para el país i , q_j el valor de las exportaciones del producto j , $Q = \sum_{j=1}^n q_j$, y n es el número de productos (considerando productos del nivel de 3 dígitos de la clasificación estándar internacional de comercio, en inglés *SITC*). Para la hipótesis a evaluar, se usa la concentración promedio por país en el período que va de 1995 a 2011 (gráfico 1).



iii. Factores globales (*push factors*)

Los factores globales corresponden en primer lugar, a las variables consideradas en los modelos base de Comelli (2012) y Hartelius et al., (2008) para captar la aversión al riesgo global mediante la volatilidad implícita de las opciones accionarias del S&P500 (índice VIX) y las condiciones de liquidez globales mediante las tasas de bonos del tesoro de Estados Unidos a tres meses y a diez años. Estas variables están en frecuencia mensual y se obtienen de *Bloomberg*.

Para considerar el efecto de la actividad global de economías desarrolladas se usa el indicador global líder de la OCDE (IGL), mientras para el precio internacional de las materias primas, el promedio mensual del índice S&P GSCI de *commodities*.

El cuadro 2 resume las principales estadísticas descriptivas de los factores globales.

Cuadro 2

Estadísticas descriptivas de los factores globales^a

	Media	Desviación estándar	Min.	Máx.
Tasa a tres meses	2,86	2,12	0,24	6,79
Tasa a diez años	4,18	1,05	1,60	6,65
VIX	22,41	8,81	10,82	62,64
Indicador global líder	102,52	10,75	85,21	121,82
GSCI <i>commodities</i>	393,83	180,66	131,83	832,30

Fuente. Elaboración propia con datos de *Bloomberg*.

a. Las series se presentan gráficamente en el apéndice G.

IV. RESULTADOS

Las regresiones se estiman mediante un modelo de panel con efectos fijos y errores estándares de Driscoll-Kraay. Este método produce errores estándares robustos a formas generales de dependencia temporal y espacial entre grupos cuando la dimensión temporal es grande. En el apéndice D se presentan los resultados del test de heterocedasticidad, autocorrelación, independencia entre grupos y *Hausman*, los cuales motivan el uso de esta técnica.

La primera regresión corresponde a la especificación utilizada en Comelli (2012) modificando los índices de riesgo económico, financiero y político usados en aquel trabajo por los presentados en la sección anterior (soberano y político). Esta regresión muestra que el cambio en los índices no altera el ajuste del modelo⁵ y entrega coeficientes en magnitud y significancia similares para el VIX, el índice de riesgo soberano, el índice de riesgo político y la tasa de interés a tres meses⁶.

⁵ Igualando las muestras a los años entre 1998 y 2011 el R^2 ajustado de ambas es 0.77.

⁶ El coeficiente asociado a la tasa a diez años resulta de signo distinto pero no es significativo. Sin embargo, en el trabajo de Comelli (2012) este coeficiente es solo significativo al 10% en una de tres muestras usadas.

Cuadro 3

Resultados de las regresiones^a

VARIABLES	Comelli 2012	Modelo_1	Modelo_2	Modelo_3	Modelo_4
Ln(tasa 3 meses)	0,012 (0.0439)				
Ln(tasa 10 años)	-0,027 (-0.144)	-0.370*** (-0.0955)	-0.505*** (-0.134)	-0.498*** (-0.132)	-0.495*** (-0.127)
Ln(VIX)	0.805*** (0.058)	0.646*** (0.0546)	0.645*** (0.0529)	0.648*** (0.0529)	0.647*** (0.0524)
L1.Ln(riesgo soberano)	2.165*** (0.169)	2.049*** (0.156)	2.078*** (0.169)	2.093*** (0.175)	2.089*** (0.163)
L1.Ln(riesgo político)	0.682*** (0.15)	0.321** (0.144)	0.266* (0.151)	0.394** (0.157)	0.393** (0.157)
Ln(GSCI commodities)		-0.398*** (-0.0728)	-0,168 (-0.136)	0,016 (-0.145)	
Ln(Indicador Global Líder)			-1.403* (-0.767)	-1.330* (-0.763)	-1.271*** (-0.41)
Ln(GSCI commodities)*HH				-0.855*** (-0.193)	-0.840*** (-0.198)
Constante	-7.564*** (-0.719)	-2.414** (-0.902)	3,021 (3.049)	2,066 (3.044)	1,889 (2.314)
Observaciones	4.439	4.439	4.327	4.327	4.327
Número de países	28	28	28	28	28
R ²	0,73	0,76	0,76	0,76	0,76

Fuente: Elaboración propia.

a. Como ejercicio de robustez se realizó la estimación usando el índice GSCI de materias primas, menos su tendencia obtenida con un filtro Hodrick Prescott y la diferencia del logaritmo del indicador global líder, con similares resultados (disponibles a solicitud).

Error estándar robusto Discroll-Kraay entre paréntesis (ver Driscoll y Kraay, 1998), *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

En las regresiones siguientes, primero se analiza el impacto del índice de precios de materias primas, encontrándose un impacto estadísticamente significativo (cuadro 3, modelo 1).

El índice de precios se relaciona con la actividad de economías desarrolladas⁷, principalmente por el impacto que tiene un cambio en la demanda de estas economías en el precio de dichos productos. Considerando este hecho, se estima una regresión incluyendo como regresores la actividad de economías desarrolladas y el índice de precios (cuadro 3, modelo 2). Como resultado, este último pierde significancia estadística al ser considerado junto al indicador global líder de la OCDE.

Por último, en las últimas dos regresiones presentadas en el cuadro 3 (modelos 3 y 4) se incorpora la heterogeneidad que surge de la interacción entre el precio de las materias primas y el índice de concentración de exportaciones. El resultado de estas regresiones presenta evidencia de la importancia del precio de las materias primas, condicional en el nivel de concentración de las exportaciones de este conjunto de economías emergentes y

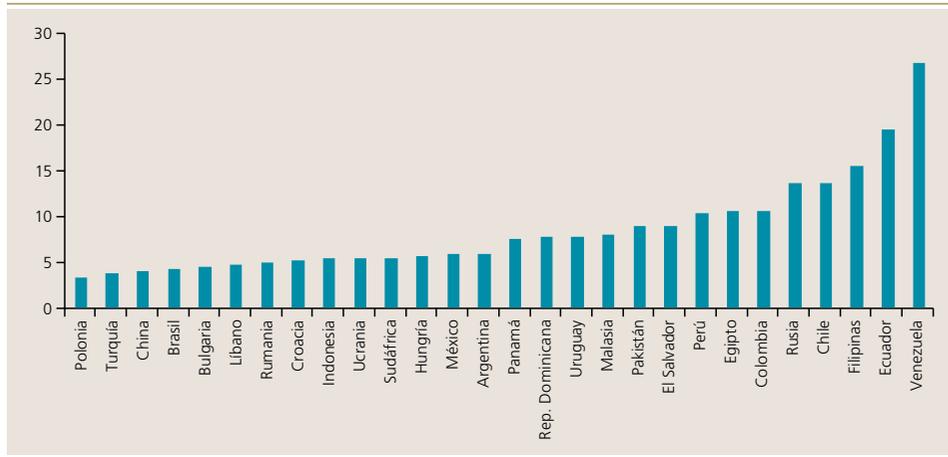
⁷ La correlación entre los logaritmos del indicador global líder y el índice de precios de materias primas es de 0,87.



Gráfico 2

Impacto de una baja en el precio de las materias primas

(alza porcentual del spread frente a una caída de 50% del índice GSCI)

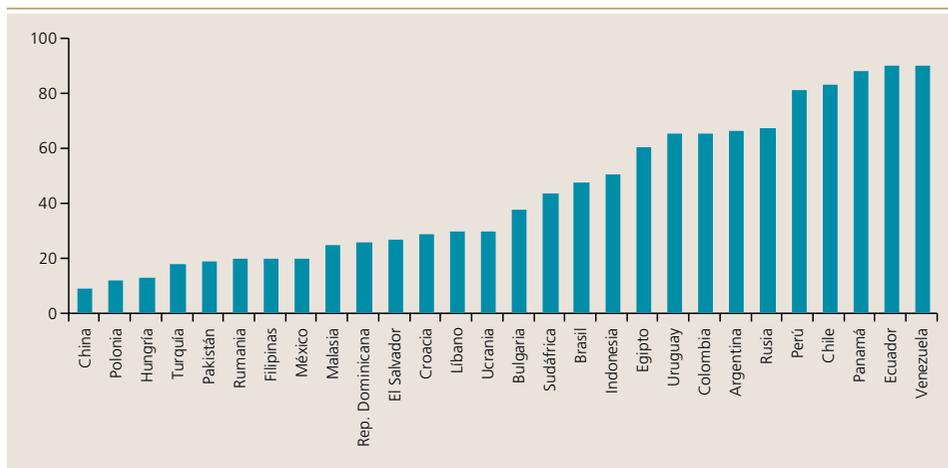


Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 3

Participación de exportaciones de materias primas en exportaciones totales

(promedio 1998-2010, porcentaje)



Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Mundial.

Cuadro 4

Resultados de las regresiones alternativas

Variables	A1	A2
Ln(tasa 10 años)	-0.447*** (0.112)	-0.498*** (0.128)
Ln(VIX)	0.649*** (0.0505)	0.647*** (0.0537)
L1.In(riesgo soberano)	2.087*** (0.165)	1.982*** (0.149)
L1.In(riesgo político)	0.427*** (0.145)	0.291* (0.146)
Ln(GSCI <i>commodities</i>)*HH	-0.940*** (0.209)	
Ln(PI mundial)	-0.760** (0.281)	
Ln(GSCI <i>commodities</i>)*EC		-0.00441*** (0.00116)
Ln(Indicador global líder)		-1.253*** (0.388)
Constante	-0,627 (1.697)	2,752 (2.049)
Observaciones	4383	4327
Número de países	28	28
R ²	0,76	0,76

Fuente: Elaboración propia.

Error estándar robusto Discroll-Kraay entre paréntesis (ver Driscoll y Kraay, 1998), *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,1.

EC = Ratio de *commodities* sobre total de exportaciones

HH = Índice Herfindahl-Hirschmann

Ln indica el uso del logaritmo natural de la variable y L1 el uso del primer rezago.

en el impacto que tiene sobre el *spread* soberano la actividad global medida por el mencionado indicador líder. El principal resultado implica que una mayor concentración de las exportaciones de un país refuerza la relación entre el premio soberano y las variaciones del precio internacional de las materias primas.

Tomando el modelo 4 del cuadro 3 se puede simular el efecto de una baja del precio de las materias primas con el fin de analizar su impacto entre las economías emergentes consideradas en la muestra. La desviación estándar del logaritmo del índice de precios de materias primas es de 0,5, lo que al ser multiplicado por el coeficiente de la regresión (-0,84) y el índice *HH* del país entrega el impacto en el *spread* de dicha caída. El gráfico 2 resume el alza del *spread* soberano frente a dicha caída, la cual es heterogénea y alcanza un valor máximo de 27% para Venezuela frente a un mínimo de 3% en el caso de Polonia.

Con el fin de entregar robustez al resultado, se estima el modelo 4 del cuadro 3 usando otra *proxy* de la actividad global y la concentración de las exportaciones⁸. Para la actividad global se reemplaza el indicador global líder de la OCDE por la producción industrial del mundo, ponderada a paridad de poder de compra⁹. El índice de concentración de exportaciones HH se reemplaza por la participación promedio de las exportaciones de materias primas sobre el total de exportaciones¹⁰ de cada país, entre 1998 y 2010 (gráfico 3). El conjunto de materias primas incluye metales, productos agrícolas, combustibles y alimentos. La fuente de los datos es el Banco Mundial.

La estimación de estas regresiones entrega un resultado similar al reportado. El cuadro 4 muestra ambas regresiones, donde A1 corresponde al modelo 4 del cuadro 3 usando producción industrial en reemplazo del indicador global líder, y A2 la regresión usando la participación de las exportaciones de materias primas sobre el total de exportaciones por país, en reemplazo del índice HH. En ambos casos, la regresión mantiene la significancia estadística y el signo de acuerdo con el resultado previo.

V. CONCLUSIONES

El objetivo y principal aporte de este trabajo es modelar el premio soberano de un conjunto de economías emergentes, poniendo énfasis en el impacto que pueden tener los movimientos del precio de las

⁸ En el apéndice E se presentan gráficamente las series de concentración de exportaciones, actividad global y sus alternativas respectivas.

⁹ Este índice de producción industrial incluye: Canadá, Japón, Estados Unidos, el Reino Unido, la Eurozona, China, Argentina, Brasil, Chile, México, Corea del Sur, Singapur, Tailandia, Taiwán, Malasia, Hungría, la República Checa y Rusia.

¹⁰ Suma de exportación de metales, productos agrícolas, combustibles y alimentos, sobre el total de mercancías exportadas.



materias primas. Además, se pone a prueba la heterogeneidad entre países de esta relación, dependiendo del grado de concentración de las exportaciones de cada país, y se analiza el impacto de la actividad global sobre el riesgo soberano.

Para ello, se estimó un panel con efectos fijos y errores estándares con Driscoll y Kraay (1998) para permitir heterocedasticidad, autocorrelación y dependencia entre los grupos incluidos en el panel. Primero, se realizó una regresión base siguiendo la especificación presentada en Comelli (2012), la que considera como variables independientes el índice VIX, las tasas de interés de EE.UU., e índices de riesgo económico, político y financiero. Estos tres índices de riesgo se reemplazaron con índices de riesgo soberano y político sin afectar de forma importante los resultados de la regresión base, en términos de bondad de ajuste, magnitud y significancia de los coeficientes. Luego, se evaluaron los posibles efectos que tienen la actividad global, los movimientos del precio internacional de las materias primas y la interacción de esta última variable con la concentración de las exportaciones de cada país.

Los principales resultados de este trabajo son que el precio de las materias primas medido por el índice S&P GSCI tiene un impacto relevante sobre el *spread* soberano, el cual es heterogéneo y se refuerza a través de la concentración de las exportaciones de materias primas, medida por el índice Herfindahl-Hirschmann. Además, el *spread* responde a movimientos de la actividad global medida por el indicador global líder de la OCDE.

Estos resultados son robustos al uso de la participación de las exportación de materias primas sobre el total de exportaciones, en reemplazo del índice Herfindahl-Hirschmann y la producción industrial mundial, en reemplazo del indicador global líder de la OCDE.

REFERENCIAS

Ades, A., M. Buchanan y M. Fuentes (2005). "Global Risks from Liquidity-Fueled Emerging Markets?," *Goldman Sachs Economic Research, Global Economics Weekly*, (05/09).

Arora, V. y M. Cerisola (2001). "How Does U. S. Monetary Policy Influence Sovereign Spreads in Emerging Markets?," *IMF Staff Papers*, 48(3), 474–498.

Avendaño, R., H. Reiseny J. Santiso (2008). "The Macro Management of Commodity Booms: Africa and Latin America's Response to Asian Demand," *OECD Development Centre Working Paper*, (270).

Bellas, D., M. G. Papaioannou y I. Petrova (2010). "Determinants of Emerging Market Sovereign Bond Spreads: Fundamentals vs Financial Stress," *IMF Working Paper*, (281).

Comelli, F. (2012). "Emerging Market Sovereign Bond Spreads: Estimation and Back-testing," *IMF Working Paper*, (12/212).

Dailami, M., P. Masson y J. J. Padou (2008). "Global Monetary Conditions versus Country-Specific Factors in the Determination of Emerging Market Debt Spreads," *Journal of International Money and Finance, Elsevier*, 27(8), 1325–36.

Daude, C., Á. Melguizo y A. Neut (2010). "Fiscal Policy in Latin America: Countercyclical and Sustainable at Last?," *OECD Development Centre Working Paper*, (291).

Driscoll, J. C. y A. C. Kraay (1998). "Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data," *Review of Economics and Statistics*, (80), 549–560.

Edwards, S. (1983). "LDC's Foreign Borrowing and Default Risk: An Empirical Investigation 1976-1980," Working Paper of Department of Economics, University of California, Los Angeles, (298).

Edwards, S. (1986). "The Pricing of Bonds and Bank Loans in International Markets: An Empirical Analysis of Developing Countries' Foreign Borrowing," *European Economic Review*, 30(1986), 565–589.

Eichengreen, B. y A. Mody (2000). "What Explains Changing Spreads on Emerging Market Debt?," *National Bureau of Economic Research, Working Paper*, (6408).

García-Herrero, A. y A. Ortiz (2006). "The Role of Global Risk Aversion in Explaining Sovereign Spreads," *Economía*, 7(1), 125–155.

González, M. y E. Levy (2006). "Global Factors and Emerging Market Spreads," *Banco Interamericano de Desarrollo, Working Paper*, (552).



Hartelius, K., K. Kashiwase y L. E. Kodres (2008). "Emerging Market Spread Compression: Is it Real or is it Liquidity?," IMF Working Paper, (08/10).

Min, H. G. (1998). "Determinants of Emerging Market Bond Spread: Do Economic Fundamentals Matter?," World Bank Policy Research Working Paper, (1899), 1–31.

Norgués, J. y M. Grandes (2001). "Country Risk: Economic Policy, Contagion Effect or Political Noise?," *Journal of Applied Economics*, IV(1), 125–162.

Pesaran, M. H., Y. Shin y R. P. Smith (1999). "Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels," *Journal of the American Statistical Association*, 94(June), 621–34.

Pesaran, M. H. y R. Smith (1995). "Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels," *Journal of Econometrics*, 68(1), 79–113.

Rowland, P. y J. L. Torres (2004). "Determinants of Spread and Creditworthiness for Emerging Market Sovereign Debt: A Panel Data Study," Documentos de Trabajo, Banco de la Republica, Colombia.

Sy, A. N. . (2002). "Emerging Market Bond Spreads and Sovereign Credit Ratings: Reconciling Market Views with Economic Fundamentals," *Emerging Markets Review*, 3(4), 380–408. doi:10.1016/S1566-0141(02)00043-2

APÉNDICE A

Cuadro A1

Test de causalidad a la Granger entre *spread* chileno y *spread* de economías emergentes^a

Hipótesis nula:	Observaciones	Estadístico F	Probabilidad
<i>Spread</i> de economías emergentes no causa el <i>spread</i> chileno	162	10,997	0,001
<i>Spread</i> chileno no causa el <i>spread</i> de economías emergentes	162	0,037	0,848

Fuente: Elaboración propia.

a. Se reporta el test realizado sobre las diferencias del logaritmo natural de cada *spread*. Sin embargo, el resultado no cambia al usar el logaritmo natural del *spread*.

Muestra: de mayo de 1999 a diciembre del 2012.

Rezagos: 1 (escogido con criterio de información de Akaike y Schwartz).



APÉNDICE B

Cuadro B1

Literatura sobre determinantes del *spread* soberano

Autores, técnica, muestra y variable dependiente	Variables independientes significativas (signo de la relación)
<ul style="list-style-type: none"> - Edwards (1983) - Panel con efectos aleatorios y MCO agrupado - Datos anuales desde 1976 hasta 1980 - <i>Eurocredit market</i> para 19 economías 	<ul style="list-style-type: none"> Reservas/PIB (-) Deuda/PIB (+) Servicio de la deuda/Exportaciones (+) Inversión/PIB (-)
<ul style="list-style-type: none"> - Min (1998) - MCO agrupados y Modelo <i>dummies</i> - Datos desde 1991 hasta 1995 para Asia y Latinoamérica - <i>Spread</i> para bonos corporativos y soberanos 	<ul style="list-style-type: none"> Emisor privado (+) Deuda total externa/PIB (+) Reservas internacionales/PIB (-) Servicio de la deuda/exportaciones (+) Tasa de crecimiento de las importaciones (+) Tasa de crecimiento de las exportaciones (-) Activos externos netos (-) Tasa de inflación (+) Índice de términos de intercambio (-) Tipo de cambio nominal ajustado por inflación (+) Plazo (-) Tamaño de la emisión (-)
<ul style="list-style-type: none"> - Eichengreen y Mody (2000) - Probit y MV para controlar por sesgo de selección - Data de <i>spread</i> en mercado primario - <i>Spread</i> de emisión de <i>Capital Data Bondware</i> para África, América Latina, Europa del este, este asiático, medio oriente y sudeste asiático 	<ul style="list-style-type: none"> <i>T-bill</i> EE.UU. (-) Clasificación de crédito (-) Deuda/PIB (+) <i>Dummy</i> por restructuración (+) Servicio de la deuda/exportaciones (+)
<ul style="list-style-type: none"> - Arora y Cerisola (2001) - MCO - Datos mensuales y trimestrales desde 1994 hasta 1999 para una muestra de países emergentes de Latinoamérica, Asia y Europa emergente - <i>Spreads</i> soberanos de <i>Merrill Lynch</i> e índice IGOV. 	<ul style="list-style-type: none"> <i>Fed fund</i> (+) Deuda del gobierno central (+) Volatilidad del mercado (+) (ARCH entre <i>fed fund</i> y <i>T-bill</i> a 3 meses) Activos externos netos como % del PIB (+) Balance fiscal como % del PIB (-) Reservas a importaciones (-) Ratio de servicio de la deuda (+)
<ul style="list-style-type: none"> - Sy (2002) - Panel - Datos mensuales desde enero 1994 hasta abril del 2001 - <i>EMBI+</i> de 17 economías emergentes 	<ul style="list-style-type: none"> <i>EMBI+</i> (+) Retorno de bonos EE.UU. a tres meses (+) Retorno de bonos EE.UU. a diez años (+) Pendiente de la curva de rendimiento 3 meses a 10 años (-) Precio del petróleo (-)
<ul style="list-style-type: none"> - Rowland y Torres (2004) - Panel de datos - Datos anuales desde 1998 hasta el 2002 para 16 economías emergentes - <i>EMBI Global</i> 	<ul style="list-style-type: none"> Crecimiento del PIB (-) Deuda externa total/PIB (+) Deuda externa total/Exportaciones (+) Reservas internacionales/PIB (-) Exportaciones/PIB (-) Servicio de la deuda/PIB (+)
<ul style="list-style-type: none"> - Ades et al. (2005) - MCO - Datos mensuales desde enero 1998 hasta mayo del 2000 - <i>Spreads</i> construido para 14 mercados emergentes similar al <i>EMBI+</i> 	<ul style="list-style-type: none"> Deuda total externa/ PIB (+) Balance fiscal primario/PIB (-) Inflación (+) Indicador líder global (-) Índice GSCI de materias primas (-) Índice de aversión al riesgo (+) Retorno de bonos a 10 años (+)

<ul style="list-style-type: none"> - García-Herrero y Ortiz (2006) - 2SLS y SVAR - Datos mensuales desde mayo 1994 hasta el 2006 - EMBI+ y flujos de inversión de 8 economías de América del sur 	<p>Spread entre bonos corporativos de EE.UU. y bonos de gobierno (para robustez prueba también el VIX) (+)</p> <p>Calidad de los fundamentos se usan componentes principales sobre los ratings de <i>Moody's</i>, <i>S&P</i> y <i>Fitch</i>, exportaciones, reservas, reservas/importaciones, deuda externa/exportaciones. (-)</p> <p>Tasa de interés de largo plazo de EE.UU. (-) en Corto plazo y (+) en Largo plazo</p>
<ul style="list-style-type: none"> - González y Levy (2006) - Panel con corrección de errores - Datos entre 1994 y 2005 - <i>EMBI Global</i> de emergentes para 33 economías 	<p>Apetito por riesgo (<i>spread</i> alto rendimiento o VIX) (+)</p> <p>Liquidez internacional (tasas del Tesoro de EE.UU., tasas a 10 años) (+)</p> <p>Contagio desde crisis (+)</p> <p>Clasificaciones de crédito para controlar por fundamentos (-)</p>
<ul style="list-style-type: none"> - Dailami et al. (2008) - Pesaran et al. (1999) - Datos mensuales desde 1991 hasta junio del 2004 - <i>EMBI+ spread</i> de 17 economías 	<p>TPM EE.UU.</p> <p>Spread de deuda corporativa (+)</p> <p>Apertura comercial (+)</p> <p>Deuda/PIB (+)</p> <p>Reservas/deuda (-)</p> <p>Deuda corto plazo/deuda total (-)</p>
<ul style="list-style-type: none"> - Hartelius et al. (2008) - Panel con efectos fijos - Datos mensuales desde enero 1991 hasta febrero del 2007 - <i>EMBI</i> y <i>EMBIG</i> 	<p>VIX (+)</p> <p>Volatilidad de los futuros de <i>fed fund</i> (+)</p> <p>Clasificaciones de crédito (CROI) (-)</p> <p>Tasa <i>fed fund</i> según futuros a 3 meses (+)</p>
<ul style="list-style-type: none"> - Bellas et al. (2010) - Pesaran y Smith, (1995) y Pesaran et al. (1999). - Datos trimestrales desde 1997 hasta 2009.II - <i>EMBI</i> de 14 economías 	<p>Corto plazo:</p> <p>Índice de estrés financiero (+)</p> <p>VIX (+)</p> <p>Largo plazo:</p> <p>Deuda de corto plazo/reservas (+)</p> <p>Deuda externa/PIB (+)</p> <p>Pago de intereses/reservas (+)</p> <p>Amortización/reservas (-)</p> <p>Balance fiscal (+)</p> <p>Cuenta corriente (-)</p> <p>Índice de riesgo político (+)</p> <p>Apertura (-) no siempre</p> <p>Índice de estrés financiero (+) no siempre</p> <p>Bono del Tesoro de EE.UU. a 3 meses (+) no siempre</p> <p>Spread entre tasa de EE.UU. a tres meses y diez años (+) no siempre</p>
<ul style="list-style-type: none"> - Comelli (2012) - Panel con efectos fijos y errores estándares Driscroll-Kraay - Datos mensuales desde enero 1998 hasta diciembre del 2011 - 28 economías emergentes incluidas en el <i>EMBI Global</i> y Rumania 	<p>Clasificación de riesgo político (-)</p> <p>Clasificación de riesgo económico (-)</p> <p>Clasificación de riesgo financiero (-)</p> <p>VIX (+)</p> <p>Tasa de interés EE.UU. a 10 años (+)</p> <p>Tasa de interés EE.UU. a 3 meses (-)</p>

Fuente: Elaboración propia.



APÉNDICE C

Cuadro C1

Estadísticas descriptivas de los índices de riesgo por país

	Índice de riesgo soberano				Índice de riesgo político			
	Media	Desv. estándar	Mín.	Máx.	Media	Desv. estándar	Mín.	Máx.
Argentina	63	6	51	76	57	8	48	76
Brasil	50	9	39	68	44	7	35	60
Bulgaria	46	9	32	65	40	10	24	57
Chile	25	4	19	32	24	4	17	33
China	37	3	31	42	55	2	52	57
Colombia	47	5	37	59	51	4	43	60
Croacia	53	5	41	63	49	10	33	61
Rep. Dominicana	57	4	49	67	57	8	48	71
Ecuador	68	5	59	81	79	4	70	88
Egipto	50	6	42	64	54	6	45	69
El Salvador	45	3	39	52	45	6	33	61
Hungría	49	4	42	56	31	4	23	43
Indonesia	59	10	39	72	68	8	54	85
Líbano	59	5	49	67	69	6	58	84
Malasia	35	3	30	42	39	4	30	44
México	37	5	29	47	44	5	39	55
Pakistán	61	6	54	75	72	4	64	82
Panamá	49	7	36	62	46	7	36	57
Perú	42	10	28	61	55	8	42	74
Filipinas	50	3	41	58	57	6	46	69
Polonia	43	4	37	51	36	6	24	45
Rumania	47	5	38	57	45	4	33	55
Rusia	49	12	35	75	62	8	48	77
Sudáfrica	38	3	33	47	32	3	29	40
Turquía	55	2	50	60	51	5	44	63
Ucrania	58	8	46	71	65	9	51	79
Uruguay	49	4	41	57	65	9	51	79
Venezuela	59	5	51	71	67	4	57	73

Fuente: Elaboración propia con datos de *Bloomberg*.

APÉNDICE D

CONTRASTES PARA DECIDIR EL MODELO DE PANEL ADECUADO

Las siguientes pruebas se obtienen sobre la regresión de panel con efectos fijos:

$$\begin{aligned} \ln(EMBIG_{it}) = & \alpha_i + \beta_1 \text{tasa_10_años}_t \\ & + \beta_2 \text{tasa_3_meses}_t + \beta_3 \text{VIX}_t \\ & + \beta_4 \text{Riesgo Soberano}_{it} \\ & + \beta_5 \text{Riesgo Político}_{it} + \beta_4 \text{IGL}_t \\ & + \beta_5 \text{HH}_i \text{GSCI}_t + \varepsilon_t \end{aligned}$$

i. Prueba de autocorrelación

El test de Wooldridge de autocorrelación serial en datos de panel, cuya hipótesis nula corresponde a que no existe autocorrelación de primer orden arrojó el siguiente resultado:

$$\begin{aligned} F(1,27) &= 230.201 \\ \text{Prob} = F &= 0.0000 \end{aligned}$$

La prueba indica que se rechaza la no existencia de autocorrelación serial de primer orden.

ii. Prueba de heterocedasticidad

Prueba de Wald modificada para testear heterocedasticidad en un modelo de panel con efectos fijos:

$$\begin{aligned} H_0: \sigma_i^2 &= \sigma^2 \text{ para todo } i \\ \chi^2(28) &= 1010.11 \\ \text{Prob} > \chi^2 &= 0.0000 \end{aligned}$$

La prueba nos indica que rechazamos la H_0 de varianza constante y a favor de la H_a de heterocedasticidad.

iii. Prueba de independencia entre grupos

El contraste de Pesaran de independencia entre grupos, cuya hipótesis nula corresponde a que no hay correlación o, en otras palabras, que existe independencia, arrojó el siguiente resultado:

$$\begin{aligned} \text{Test de Pesaran sobre independencia entre grupos} &= 49.457, \\ \text{Prob.} &= 0.0000 \end{aligned}$$

$$\text{Media del valor absoluto de los elementos fuera de la diagonal} = 0.355$$

El resultado rechaza la independencia entre grupos.



iv. Prueba de Hausman

Este test se usa para decidir entre el uso de un modelo con efectos fijos o aleatorios, lo cual depende de la posible correlación entre el error individual ui y las variables X . En caso de existir una diferencia significativa, se rechaza la nula indicando que es más conveniente utilizar el modelo con efectos fijos.

Test: H_0 : Diferencia en coeficientes no es sistemática

$$\chi^2(6) = (b - B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b - B) = 61.39$$

$$Prob > \chi^2 = 0.0000$$

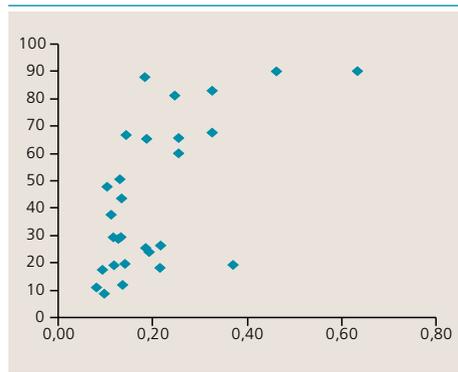
El resultado del test entrega evidencia en favor de la estimación de un panel con efectos fijos por sobre efectos aleatorios.

APÉNDICE E

COMPARACIÓN DE CONCENTRACIÓN DE EXPORTACIONES Y ACTIVIDAD GLOBAL CON SUS ALTERNATIVAS

Gráfico E1

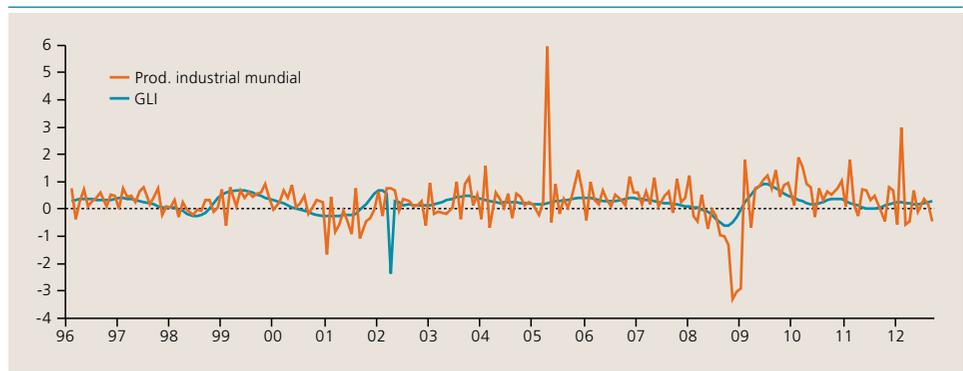
Ratio de participación de *commodities* sobre total de exportaciones (EC) e índice Herfindahl-Hirschmann (HH)



Fuente: Elaboración propia a base de datos de UNCTADStat y Banco Mundial.

Gráfico E2

Indicador global líder de la OCDE y producción industrial mundial (porcentaje de variación mensual)



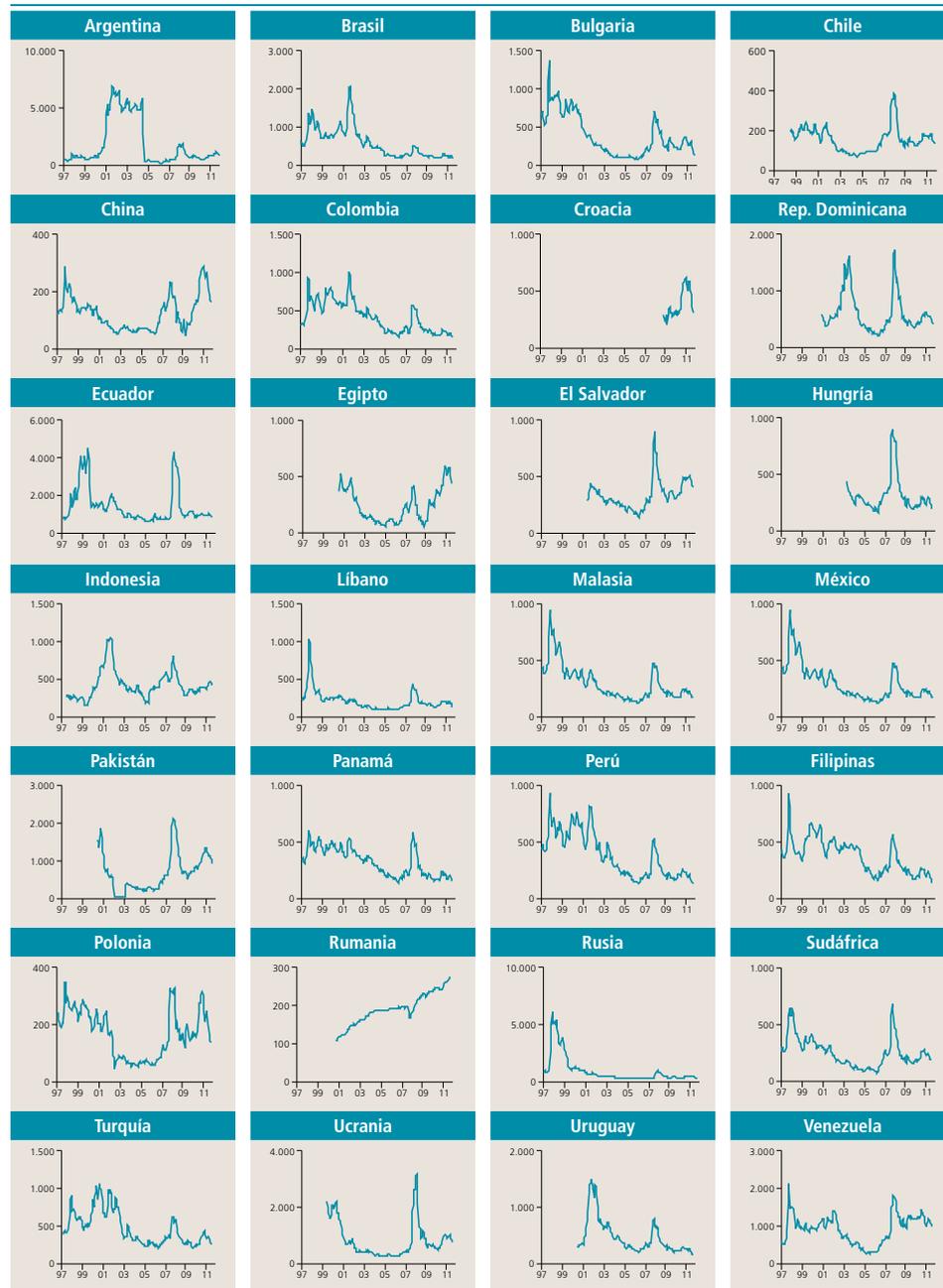
Fuente: Elaboración propia a base de datos de Bloomberg.



APÉNDICE F

Gráfico F1

EMBI por país

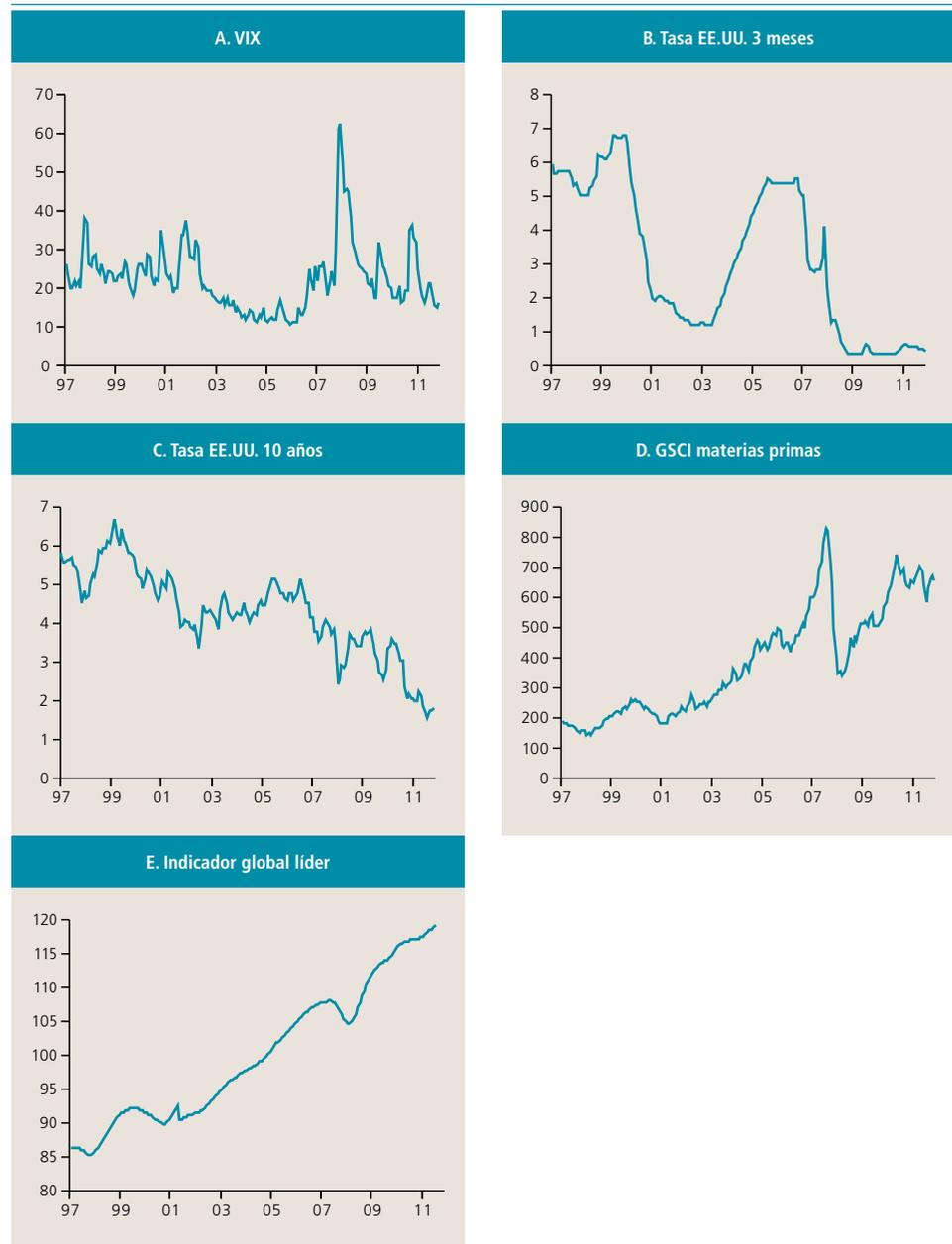


Fuente: Elaboración propia con datos de Bloomberg.

APÉNDICE G

Gráfico G1

Factores globales



Fuente: Elaboración propia con datos de Bloomberg.



EFFECTO DE INTERVENCIONES CAMBIARIAS RECIENTES EN ECONOMÍAS EMERGENTES*

Gabriela Contreras M.**

Alfredo Pistelli M.**

Camila Sáez M.**

I. INTRODUCCIÓN

La alta liquidez en los mercados internacionales, generada por las bajas tasas de interés y los programas de relajamiento cuantitativo en las economías desarrolladas, junto con la fortaleza relativa de las economías emergentes, han contribuido al aumento de los flujos de capitales hacia estas últimas y a la apreciación de sus monedas. En algunos países, esta situación ha sido acompañada por intervenciones en el mercado cambiario y/o controles de capitales.

Este trabajo estudia el efecto que han tenido intervenciones recientes en el mercado cambiario en economías emergentes, abarcando el período 2010-2012. Se identifican episodios de intervención cambiaria para una muestra de economías emergentes y se analiza el efecto que tuvieron estas medidas sobre el tipo de cambio nominal en torno a estos eventos. Para esto, primero se realiza un estudio de eventos, metodología que ha sido ampliamente utilizada en trabajos sobre la efectividad de intervenciones cambiarias, y luego, para complementar este análisis, se estiman regresiones de comportamiento para el tipo de cambio diario de cada uno de los países considerados, controlando por determinantes tradicionales, e incluyendo variables *dummy* en torno a los distintos episodios de intervención para cuantificar su impacto cambiario más inmediato.

En cuanto a los resultados, del estudio de eventos destaca que en la mayoría de los episodios de intervención identificados se modera el ritmo de apreciación del tipo de cambio nominal, aunque no se logra un nivel más depreciado en la mayoría de los casos. Del análisis econométrico de países individuales, controlando por otros determinantes del tipo de cambio, se obtiene que en cuatro de los diez países considerados, el tipo de cambio se deprecia significativamente el día de la intervención o al día siguiente. Estos son los casos de Chile, Colombia, Israel y Sudáfrica. En torno a los días del anuncio, se obtiene que el tipo de cambio de estos países registra una depreciación, adicional a la sugerida por los determinantes considerados, entre 2 y 6% acumulado en los episodios considerados, según el país. Cabe mencionar que los efectos estimados son estadísticamente significativos, aunque las varianzas son relativamente altas (o intervalos de confianza amplios) debido al bajo número de episodios por país.

* Se agradecen los comentarios y sugerencias de Luis Óscar Herrera, Sergio Lehmann, participantes de seminarios internos del Banco Central de Chile e integrantes del Comité Editorial de Economía Chilena.

** Gerencia de Análisis Internacional, Banco Central de Chile. E-mails: gcontreras@bcentral.cl; apistell@bcentral.cl; csaez@bcentral.cl

El resto del trabajo está dividido en cuatro secciones. La siguiente sección presenta una revisión de literatura relevante sobre el tema, describiendo los mecanismos a través de los cuales se estima que las intervenciones cambiarias impactan el tipo de cambio, además de evidencia reciente sobre la efectividad de estas intervenciones. La tercera sección describe la forma en que se realiza la identificación de los eventos de intervención y su resultado, además de realizar una evaluación del impacto cambiario mediante un estudio de eventos. La cuarta sección cuantifica el impacto más inmediato de las intervenciones sobre el tipo de cambio de cada una de las economías consideradas, estimando para ello regresiones para el tipo de cambio nominal de cada economía. La quinta y última sección presenta las principales conclusiones del trabajo.

II. TEORÍA Y EVIDENCIA DE IMPACTO DE INTERVENCIONES SOBRE EL TIPO DE CAMBIO

1. Mecanismos de impacto

Los casos de interés para este estudio son aquellos de bancos centrales que buscan manejar su política monetaria en forma independiente de sus intervenciones cambiarias, para lo cual esterilizan el impacto monetario de estas últimas mediante operaciones de mercado abierto. En un contexto de libre movilidad de capitales, el efecto de estas intervenciones cambiarias sobre el tipo de cambio no es obvio, considerando que su efecto sobre la oferta monetaria (y las tasas de interés de corto plazo) es neutralizado. La “trinidad imposible” describe la imposibilidad de manejar de manera independiente y simultánea objetivos cambiarios y monetarios en una economía abierta en lo financiero.

La literatura teórica ha propuesto a lo menos tres mecanismos mediante los cuales el tipo de cambio puede experimentar variaciones significativas frente a una intervención esterilizada. Estos canales no son excluyentes y, bajo ciertas condiciones, es posible que funcionen de manera simultánea.

El primer mecanismo es el canal de portafolio. Un cambio en la oferta relativa de activos nacionales y externos requiere de ajustes compensatorios en los premios de riesgo entre estos activos que, para una trayectoria dada de tasas de interés internas y externas, se expresan como efectos sobre el tipo de cambio. Para que existan efectos sobre el tipo de cambio se requiere sustitución imperfecta entre ambos activos, lo que implica la existencia de una prima por riesgo. La intervención impacta a través de cambios en esta prima. Así, la magnitud del efecto depende del monto de recursos utilizados. Considerando que los montos de intervención (flujos) son generalmente pequeños en relación con la oferta de activos (*stocks*), muchos autores son escépticos con respecto al impacto de este mecanismo (Hutchinson, 2003). En tanto, Sarno y Taylor (2001) sugieren que la creciente movilidad de capitales internacionales hace dudar respecto a la existencia de sustitución imperfecta de activos, al menos entre economías desarrolladas.

El segundo mecanismo se refiere al efecto señal. Las intervenciones proveen información sobre la política monetaria futura, lo que resulta en cambios en la curva de diferenciales de tasas de interés entre las monedas nacional y extranjera, afectando las condiciones de arbitraje y el tipo de cambio.

Un tercer mecanismo, a través del cual las intervenciones podrían impactar al tipo de cambio se refiere a la corrección de desviaciones respecto de niveles de equilibrio. Un grupo de agentes



(i.e. chartistas, "noise traders", especuladores) pueden generar desvíos del tipo de cambio respecto de su equilibrio de largo plazo, mientras que otro grupo (i.e. fundamentalistas) no tienen el músculo suficiente para tomar la posición contraria y devolverlo a su equilibrio de largo plazo. En este caso, la intervención operaría apoyando las expectativas de los agentes fundamentalistas, lo que permitiría contrarrestar el efecto desestabilizador de los especuladores.

2. Evidencia

La evidencia sobre el efecto de intervenciones cambiarias es extensa, pero no es concluyente respecto al impacto de estas medidas. Usualmente sugieren que estas intervenciones tienen un impacto transitorio y acotado (Neely, 2008; Diyat y Galati, 2005; Sarno y Taylor, 2001; Domínguez y Frankel, 1993).

Parte importante de la evidencia sobre el impacto de intervenciones cambiarias proviene de la experiencia de economías desarrolladas. Sin embargo, recientemente son varios los trabajos que estudian el caso de economías emergentes. Un aporte reciente es Adler y Tovar (2011), quienes estudian la efectividad de intervenciones esterilizadas en 15 economías para el período 2004-2010, mayoritariamente economías latinoamericanas. Encuentran que las intervenciones reducen la tasa de apreciación, pero que su efecto decae significativamente con el grado de apertura de la cuenta de capitales. Asimismo, encuentran que la efectividad es asimétrica y mayor en un contexto en que el tipo de cambio se encuentra sobrevaluado.

Otros trabajos sobre economías emergentes analizan países específicos. Domac y Mendoza (2002) encuentran que en México y Turquía las ventas, y no las compras, tuvieron un impacto significativo sobre el tipo de cambio en el período 2001-2002. Guimarães y Karacadag (2004) detectan un impacto pequeño de las ventas sobre el nivel del tipo de cambio, mientras que las intervenciones oficiales no habrían tenido un impacto sostenido en Turquía. En cuanto al impacto sobre la volatilidad cambiaria en estos países, Domac y Mendoza (2002) encuentran que las intervenciones reducen la volatilidad cambiaria en México y Turquía, lo que se contrapone al resultado de Guimarães y Karacadag (2004), quienes registran el efecto contrario.

Gersl y Holub (2006) y Disyat y Galati (2005) estudian el caso de la República Checa a partir de 1998. Disyat y Galati (2005) encuentran un impacto acumulado pequeño sobre el tipo de cambio. En la misma línea, Gersl y Holub (2006) detectan un impacto que es estadísticamente significativo, pero pequeño y de corta duración.

Kamil (2008) estudia la efectividad de intervenciones cambiarias para Colombia entre 2004 y 2007, concluyendo que estas fueron exitosas hasta el 2006, cuando las compras se realizaron durante un período de relajamiento monetario. Por el contrario, durante el 2007, estas no habrían resultado efectivas para revertir o disminuir la tendencia de apreciación, lo que atribuyen a la incompatibilidad que tendrían las intervenciones con el cumplimiento de la meta de inflación ante el sobrecalentamiento de la economía.

El caso de Chile también ha sido estudiado. Tapia y Tokman (2004) analizan el efecto de las intervenciones en el mercado cambiario chileno entre 1998 y el 2003. Los autores concluyen que el efecto de intervenciones individuales es no significativo el 2001, pero que los anuncios con respecto al período de intervención tuvieron un efecto significativo sobre el nivel y la tendencia del tipo de cambio en ese período y en 2002-2003. Para el año 1998, en que la intervención se hizo entregando menos información, tales efectos no existen. Cowan et al.

(2007) estudian la dinámica diaria del tipo de cambio chileno entre los años 2000 y 2007, y encuentran un impacto significativo para uno de los cuatro anuncios de intervención del período. En este caso, el día después del anuncio el tipo de cambio se aprecia 1,7%.

III. ESTUDIO DE EVENTOS

Como primer enfoque para estudiar el impacto de las intervenciones cambiarias se realiza un estudio de eventos, analizando el comportamiento del tipo de cambio en torno a episodios de intervención sorpresiva y no anticipada por el mercado. Son varios los trabajos que siguen esta metodología, siendo Fatum y Hutchison (2003) el precursor de su aplicación para el estudio de la efectividad de las intervenciones cambiarias. Otros trabajos que aplican este método son Fratzscher (2005, 2009) y Tapia y Tokman (2004).

Uno de los elementos que hacen atractivo el uso de esta metodología es que las intervenciones cambiarias son eventos muy esporádicos, lo que puede resultar en un bajo poder de los tests estadísticos basados en análisis de series de tiempo. Además, los estudios de eventos no dependen de un modelo estructural de la variable de interés, lo que puede ser una ventaja adicional si no hay consenso sobre el modelo de tipo de cambio más apropiado. Sin embargo, por otro lado, una limitación importante es que no permite controlar por el efecto de cambios en otras variables que pueden afectar el tipo de cambio. Por esto se requiere limitar a pocos días la ventana de análisis en torno a los episodios. Así, si la ventana es muy extensa, se pueden confundir los efectos de la intervención con los efectos que tienen otras variables sobre el tipo de cambio.

1. Identificación de eventos

El primer paso para realizar el estudio de eventos es la identificación de estos episodios. En este trabajo la identificación se basa en noticias, provenientes de *Bloomberg* principalmente, e información oficial publicada en los sitios de los distintos bancos centrales. El estudio abarca el período 2010-2012 y se concentra en una muestra de economías emergentes. Considerando que este período se caracteriza por una depreciación generalizada del dólar multilateral, la identificación se basa en la búsqueda de anuncios de compras de divisas (tanto ex ante como ex post), anuncios de medidas para limitar los flujos de capitales provenientes del exterior y/o rumores de intervención¹. Como resultado de este proceso de búsqueda y selección, se identifican episodios de intervención en Brasil, Chile, Colombia, Corea del Sur, Indonesia, Israel, México, Perú, Sudáfrica y Tailandia.

Para recoger el efecto de información novedosa para el mercado, se filtran las observaciones para capturar anuncios sorpresivos o medidas no anticipadas. Es así como para los países que anuncian sus compras (Brasil, Chile, Colombia, México y Perú) se consideran las noticias de cuando se reanuda la actividad de intervención y/o compras aisladas e inusuales de dólares. Para aquellos que no anuncian sus compras ex ante (Corea del Sur, Indonesia, Israel, Sudáfrica y Tailandia), las intervenciones se derivan de la información ex post de noticias y de rumores de intervención. En tanto, por ser poco frecuentes y sorpresivos, se incorporan todos los anuncios de control de capitales.

¹ No se consideran compras no anunciadas debido a la dificultad de su identificación. A menos que se hayan filtrado rumores de intervención o se haya hecho una intervención verbal, estos eventos no son considerados en este estudio.



Como resultado de este proceso se identifican 1.335 noticias de intervención, de las cuales 93 observaciones se clasifican como intervenciones inusuales y/o sorprendidas. De estas últimas, 60 son compras anunciadas, 23 son medidas de control de capitales y 10 son rumores de intervención. En el apéndice A se presenta la descripción de los tipos de intervención cambiaria en cada país de la muestra.

2. Criterios para evaluar la efectividad de las medidas: efecto de depreciación

Si bien las autoridades pueden tener distintos objetivos al momento de intervenir en el mercado cambiario, en este estudio se califican los episodios de intervención según su efecto de depreciación sobre el tipo de cambio nominal, considerando para ello distintos criterios y ventanas de análisis².

Para evaluar el efecto de depreciación de las intervenciones se compara la variación diaria promedio del tipo de cambio nominal (moneda local por dólar) durante los días previos al anuncio ($dtn_{t-n,t}$) con la variación diaria promedio de los días posteriores ($dtn_{t,t+n}$), para distintas ventanas de análisis de ancho $2n+1$, con n igual a uno, cinco, diez, quince y veinte días³. Las ventanas se centran en el día del anuncio (t), sujeto a la restricción de que no haya intervenciones en los días previos para así comparar adecuadamente períodos con y sin intervención⁴.

Para calificar un episodio de intervención como efectivo o exitoso, debe cumplir con al menos uno de los siguientes tres criterios, los que fueron recogidos de la literatura (Hutchinson (2003) y Tapia y Tokman (2004), entre otros):

- i. *Criterio de menor ritmo de apreciación (Moderación)*: Mide si la apreciación del tipo de cambio se atenúa tras la intervención. Estos eventos se ubican en el cuadrante B del cuadro 1, donde $dtn_{t,t+n} < 0$, $dtn_{t-n,t} < 0$ y $dtn_{t,t+n} > dtn_{t-n,t}$.
- ii. *Criterio de reversión de la tendencia de apreciación (Reversión)*: Evalúa si se logra revertir la apreciación previa del tipo de cambio, es decir, si el tipo de cambio se deprecia en promedio en la ventana posterior a la intervención. Estos casos se ubican en el cuadrante C del cuadro 1, donde $dtn_{t-n,t} < 0$ y $dtn_{t,t+n} > 0$.
- iii. *Criterio de mayor depreciación (Mayor depreciación)*: En los casos en que previo al anuncio la moneda se está depreciando y tras la medida se eleva la tasa de depreciación. Estos eventos se clasifican en el cuadrante E del cuadro 1, donde $dtn_{t,t+n} > 0$ y $dtn_{t,t+n} > dtn_{t-n,t}$.

Por el contrario, una intervención o medida será considerada como inefectiva si el tipo de cambio acelera su tasa de apreciación luego del anuncio y/o aminora su depreciación, en

² Además de afectar el nivel del tipo de cambio, otros objetivos mencionados por las autoridades al momento de intervenir en el mercado cambiario son reducir su volatilidad y/o acumular reservas internacionales, entre otros.

³ Estos corresponden a días hábiles, por lo que la ventana más ancha mide el efecto un mes después del anuncio de intervención.

⁴ El apéndice B grafica la evolución de los tipos de cambio nominales de los países de la muestra, alrededor de las fechas de anuncio de medidas de intervención cambiaria.

CUADRO 1

Criterios para calificar efectividad de medidas

		Post-intervención ($t, t+n$) (variación diaria promedio)			
		Mayor apreciación	Menor apreciación	Menor depreciación	Mayor depreciación
Pre-intervención ($t-n, t$) (var. diaria promedio)	Apreciación	A	B (Moderación de apreciación)	C (Reversión de apreciación)	
	Depreciación	D			E (Mayor depreciación)

Intervención efectiva
 Intervención inefectiva

Fuente: Elaboración de los autores.

los casos en que venía depreciándose antes del anuncio o medida (eventos clasificados en cuadrantes A y D).

CUADRO 2

Efectividad de medidas cambiarias

(porcentaje de intervenciones que cumplen los distintos criterios)

	Ancho de ventana (días)				
	±1	±5	±10	±15	±20
Todos los episodios (A+B+C+D+E)					
Porcentaje de episodios efectivos (B+C+E)	59*	58*	63**	65**	57
Moderación de apreciación (B)	18	20	24	27	29
Depreciación posterior (C+E)	41	38	39	37	29
Reversión (C)	28	24	28	29	23
Mayor depreciación (E)	13	14	10	8	5
Episodios con apreciación previa (A+B+C)					
Porcentaje de episodios efectivos (B+C)	73***	67***	73***	74***	83***
Moderación apreciación (B)	29	31	33	36	46
Reversión (C)	45	37	40	38	37

Fuente: Elaboración de los autores a partir de información de *Bloomberg* y bancos centrales.
 Nota: (***), (**), (*) indican significancia estadística al 1%, 5%, y 10%, respectivamente, sobre la base de un test de signo, si el número de éxitos (intervenciones efectivas) es mayor que el de fracasos (intervenciones inefectivas), con la hipótesis nula de que el número de éxitos sigue una binomial ($n, p = 0,5$), siendo n el número de intervenciones, y p la probabilidad de éxito.

Además de reportar el porcentaje de medidas que resultan ser efectivas según estos criterios, se realiza un test de signo para este indicador, lo que permite tener una medida de significancia estadística. En este caso, la hipótesis nula considera que el porcentaje de efectividad sigue una distribución binomial con probabilidad de éxito igual a 50%, o alternativamente, el número de intervenciones efectivas supera a las inefectivas.

Por último, para tener una medida más estricta de efectividad, se incluye una restricción adicional que permita identificar episodios en los que se dan movimientos inusuales del tipo de cambio después de la intervención. Para esto se considera la volatilidad usual del tipo de cambio de cada país.⁵ Así, en el caso del

⁵ Las desviaciones estándares de los tipos de cambio de cada país fueron calculadas a partir de datos diarios en el período 2000-2012.



criterio de moderación de apreciación, se consideran los casos en que la apreciación posterior a la intervención no solo es menor que la apreciación previa, sino que es menor que lo usual (menor que la variación diaria promedio menos una desviación estándar). Para el caso de los criterios de reversión y de mayor depreciación, la restricción adicional es que la depreciación posterior a la intervención sea mayor que lo usual (mayor que la variación diaria promedio más una desviación estándar).

3. Resultados del estudio de eventos

El cuadro 2 presenta el porcentaje de episodios que cumplen los distintos criterios de efectividad. Destaca que la mayoría de ellos muestran algún grado de efectividad, según estos criterios, con resultados estadísticamente significativos de acuerdo al testeado de signos. Así, tras la intervención, en alrededor de tres de cada cinco episodios identificados (57-65%, según la ventana de análisis) el tipo de cambio registra a lo menos una apreciación más moderada que en los días previos a la intervención, aunque son menos de la mitad los casos en que el tipo de cambio acumula una depreciación, los días posteriores a la intervención (reversión o mayor depreciación). Como se observa en el cuadro, el porcentaje de episodios en que se acumula una depreciación mayor, posterior al evento, es 41% en el caso de la ventana de un día, que se reduce a 29%, cuando se considera una ventana de 20 días.

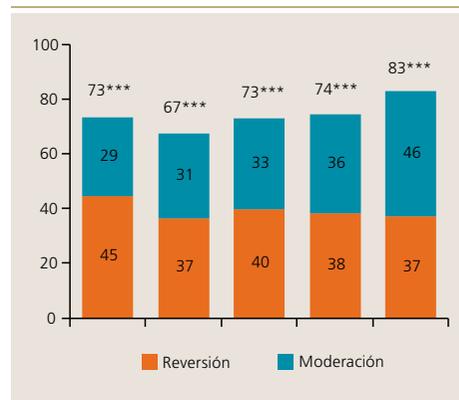
Para los casos en que el tipo de cambio se aprecia los días previos a la intervención, el porcentaje de efectividad de las medidas es mayor, alcanzando entre 67 y 83% de los casos, según la ventana de análisis. Para este grupo se observa, que el porcentaje de episodios en que hay reversión, cae a medida que aumenta la ventana de análisis, lo que es compensado por un aumento del porcentaje de episodios que registran una moderación en la tasa de apreciación, después de la intervención (gráfico 1). Esto último, hace pensar que el efecto sobre el nivel decae en el tiempo (reversión), aunque persiste el efecto moderador sobre el ritmo de apreciación hacia horizontes más largos.

Al incluir el criterio más estricto de movimiento inusuales, la tasa de inefectividad se reduce significativamente. Si consideramos el total de los casos, se observa que la efectividad se reduce desde un promedio de 60 a 27% para las ventanas de análisis consideradas. Es decir, en alrededor de uno de cada cuatro episodios se logra moderar la apreciación previa a la intervención, con una apreciación inferior a la usual, revertir la apreciación con una depreciación superior a la usual o aumentar la depreciación previa con una depreciación superior a la usual. En tanto, si consideramos solo los casos que registran apreciación previa a la intervención, entonces la efectividad promedio se reduce desde 74 a 37%, al incluir el criterio adicional.

Gráfico 1

Efectividad en episodios con apreciación previa

(porcentaje de intervenciones efectivas para distintas ventanas)



Fuente: Elaboración de los autores a partir de información de Bloomberg y bancos centrales.

Nota: (***) (**), (*) indican significancia estadística al 1%, 5%, y 10%, respectivamente, sobre la base de un test de signo, si el número de éxitos (intervenciones efectivas) es mayor que el de fracasos (intervenciones no efectivas), con la hipótesis nula de que el número de éxitos sigue una binomial ($n, p = 0,5$), con n como el número de intervenciones y p la probabilidad de éxito.

IV. IMPACTO DE INTERVENCIONES: ESTIMACIONES ECONOMETRICAS

Debido a la limitación del estudio de eventos de la sección anterior, es necesario utilizar un enfoque alternativo para poder controlar por el efecto de cambios en otras variables que pueden afectar el tipo de cambio. En esta sección estimamos un modelo diario de corrección de errores para cada país, basado en una relación de largo plazo que abarca *proxies* de las variables determinantes del tipo de cambio y una relación de corto plazo que incluye además *dummies* para los días de episodios de intervención sorpresiva y no anticipada por el mercado.⁶ De esta forma es posible medir el efecto de la noticia sobre el tipo de cambio en torno a los días del episodio de intervención.

Nos basamos en Cowan et al. (2007), que usan un modelo de BEER⁷ de tipo de cambio real (TCR) de equilibrio para especificar los determinantes de largo plazo: términos de intercambio⁸ y una medida de aversión al riesgo global (*spread EMBI global*). Como la estimación considera el tipo de cambio nominal, se incluyen precios externos (IPC de Estados Unidos) y precios locales (IPC).⁹ Además, incorporamos el dólar multilateral como determinante del tipo de cambio.¹⁰ En la relación de corto plazo se incluyen el residuo de la relación de largo plazo, variaciones de los determinantes de largo plazo y adicionalmente una medida financiera (índice Dow Jones) y la posición cíclica de la economía (diferencial entre tasas de interés interna y externa). El cuadro 3 presenta los resultados de las regresiones para los diez países considerados.¹¹ Para todos los países destaca el aporte positivo del TCR de Estados Unidos, lo que confirma que parte importante del fenómeno reciente de apreciación de monedas emergentes se debe a la depreciación generalizada del dólar. El componente de corrección de errores también es significativo en todos los países. El crecimiento de los términos de intercambio aprecia el tipo de cambio, si bien solo es significativo para Chile, Colombia, Indonesia y Sudáfrica. Un mejoramiento de las condiciones financieras también tiene el mismo efecto. Una mayor aversión al riesgo global produce una depreciación de la moneda, lo que es coherente con refugio en bonos del tesoro y monedas tradicionales, como son el dólar, yen y franco suizo.

Respecto del impacto de la intervención cambiaria, para el período de análisis (2010-2012) se observa una correlación diaria positiva (depreciación) al momento de la intervención, o al día siguiente, para cuatro de los diez países considerados. Destaca el impacto en el caso de Chile, donde el tipo de cambio nominal se deprecia 4,5% el día siguiente al anuncio. En cambio, en los otros tres países —Colombia, Sudáfrica e Israel—, la depreciación diaria promedio es inferior a 0,6%. Cabe mencionar que Kamil (2008) también encuentra efectividad para intervenciones en Colombia, en los casos en que estas medidas no se contraponen con la política monetaria, como ocurre en el período de análisis de este trabajo.

⁶ Las *dummies* toman el valor de 1 en los episodios identificados en la sección anterior, esto es, en los días en que se anuncia una medida o hay un rumor de intervención y en los de compras inusuales.

⁷ Los modelos BEER (Behavior Equilibrium Exchange Rate) tienen como determinantes del TCR los términos de intercambio, la productividad relativa de los sectores transable y no transable, el gasto público sobre PIB y los activos internacionales netos.

⁸ Se usan los Citi Commodity Terms of Trade Indices en vez de incluir precios de materias primas por separado para cada país. Además, estas series tienen la ventaja de tener frecuencia diaria.

⁹ Los índices de precios mensuales se interpolan para obtener series diarias.

¹⁰ Esta metodología requiere que las variables determinantes de largo plazo sean no estacionarias. Al realizar tests de raíz unitaria no se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria para todas las variables durante el período analizado. Además, los tests de cointegración indican la existencia de una relación de largo plazo entre las variables.

¹¹ El apéndice C presenta los resultados de la regresión de largo plazo asociada a estos resultados.



CUADRO 3

Modelo de corrección de errores

(variable dependiente: depreciación nominal; datos diarios)

Coefficiente	Brasil	Chile	Colombia	Corea del Sur	Indonesia	Israel	México	Perú	Sudáfrica	Tailandia
Corrección de errores	-0,039***	-0,055***	-0,024***	-0,094***	-0,051***	-0,042***	-0,030**	-0,032***	-0,035***	-0,026***
Aprec. dólar multilateral	0,585***	0,707***	0,546***	0,644***	0,400***	0,582***	0,540***	0,056**	1,101***	0,453***
Crecimiento TDI	-0,078	-0,155***	-0,109***	-0,022	-0,088**	-0,038	-0,087	-0,004	-0,150*	-0,020
Cambio <i>Dow Jones</i>	-0,411***	-0,062***	-0,025	-0,211***	-0,063***	-0,080***	-0,456***	-0,021***	-0,422***	-0,004
Cambio <i>EMBI</i>	0,009	0,032***	0,046***	0,029***	0,010	0,019**	0,009	0,011***	0,017	0,007
Cambio dif. de tasas	-0,003	-0,001	-0,003*	-0,011**	0,000	-0,004*	-0,005	-0,001	-0,007	-0,002
Inflación EE.UU.	-2,428	-2,341**	-0,589	1,406	-0,024	2,144**	-0,558	0,146	1,779	-0,698
Inflación	2,331**	-0,320	-0,051	-0,174	-0,096	-0,314	0,749	-0,060	0,319	0,084
Intervenciones	0,001	0,045***	0,006***	0,001	-0,000	0,005***	0,000	-0,000	0,006*	-0,000
Nº observaciones	734	736	734	735	736	737	734	738	716	735
Nº intervenciones	30	1	9	4	4	4	10	21	4	6
Efecto acum. de intervención	-	0,045	0,054	-	-	0,020	-	-	0,024	-
R ² aj.	0,416	0,459	0,324	0,389	0,224	0,388	0,588	0,121	0,527	0,297

Fuente: Elaboración de los autores a partir de información de *Bloomberg* y bancos centrales.Nota: El indicador de intervenciones toma el valor de 1 el día de la intervención. En el caso de Chile se considera el rezago de esta variable. La variable corrección de errores corresponde al error rezagado de la ecuación de largo plazo. * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Al incluir rezagos de hasta una semana del indicador de intervenciones, se obtiene que las intervenciones no tienen un efecto muy duradero sobre el tipo de cambio. En el cuadro 4, se observa que el efecto acumulado de la última intervención en Chile, fue de 6%, en tanto las intervenciones en Colombia, Sudáfrica e Israel lograron una depreciación acumulada del tipo de cambio de 5%, 2% y 2%, respectivamente.

Finalmente, se estimó separadamente el efecto de cada intervención agregando una variable *dummy* para cada episodio (ver resultados en anexo D). El porcentaje de intervenciones que obtienen un signo positivo y significativo en el caso de Chile es 100% (único anuncio), 33% de las intervenciones en Colombia (tres de nueve intervenciones) y en Israel y Sudáfrica es 50% (dos de cuatro intervenciones en cada caso).

V. CONCLUSIONES

En cuanto a los resultados, del estudio de eventos se obtiene que tras la mayoría de los episodios de intervención analizados durante el período 2010-12, el ritmo de apreciación del tipo de cambio se reduce los días inmediatamente posteriores. Así, en alrededor de 60% de los episodios identificados, el tipo de cambio modera o revierte la apreciación previa, o registra una mayor depreciación en los casos en que se deprecia antes de la intervención. Sin embargo, es importante mencionar que, en la mayoría de los casos, no se obtienen variaciones del tipo de cambio significativamente distintas a lo usual después de la intervención.

Del análisis econométrico de países individuales, controlando por otros determinantes del tipo de cambio, se obtiene que en cuatro de los diez países considerados, el tipo de cambio nominal se deprecia significativamente el día de la intervención o el siguiente. Estos son los

CUADRO 4

Modelo de corrección de errores con rezagos

(variable dependiente: depreciación nominal; datos diarios)

Coefficiente	Brasil	Chile	Colombia	Corea del Sur	Indonesia	Israel	México	Perú	Sudáfrica	Tailandia
Corrección de errores	-0,039***	-0,064***	-0,024***	-0,092***	-0,049***	-0,040***	-0,029**	-0,036***	-0,034***	-0,027***
Aprec. dólar multilateral	0,590***	0,707***	0,543***	0,635***	0,395***	0,587***	0,540***	0,058**	1,088***	0,450***
Crecimiento TDI	-0,078	-0,154***	-0,108***	-0,027	-0,086**	-0,042	-0,091	-0,004	-0,145*	-0,018
Cambio <i>Dow Jones</i>	-0,409***	-0,061***	-0,025	-0,209***	-0,064***	-0,081***	-0,457***	-0,020***	-0,426***	-0,003
Cambio <i>EMBI</i>	0,008	0,033***	0,046***	0,029***	0,011	0,017**	0,008	0,011***	0,017	0,007
Cambio dif. de tasas	-0,004	-0,001	-0,003*	-0,011**	0,000	-0,003	-0,005	-0,001	-0,007	-0,002
Inflación EE.UU.	-2,450	-2,650**	-0,508	1,527	0,008	2,125**	-0,576	0,188	1,766	-0,608
Inflación	2,319**	-0,267	-0,013	-0,191	0,001	-0,334	0,636	0,046	0,354	0,104
Intervenciones										
<i>t</i>	0,002	0,000	0,006***	0,001	-0,000	0,005**	0,000	-0,000	0,006*	0,000
<i>t</i> -1	0,000	0,045***	-0,001	-0,003	-0,002	0,003	0,001	-0,000	-0,002	-0,000
<i>t</i> -2	0,001	0,015***	-0,002	0,001	0,003**	-0,002	0,001	-0,001	-0,000	0,000
<i>t</i> -3	-0,000	0,001	-0,000	-0,002	-0,005***	-0,003	0,000	-0,000	-0,001	-0,003***
<i>t</i> -4	-0,000	0,004	-0,001	0,002	0,000	-0,001	-0,000	-0,000	-0,002	0,000
<i>t</i> -5	-0,000	0,002	0,001	-0,006**	-0,002	0,003	-0,000	0,000	0,005	-0,001
N° observaciones	734	734	734	735	735	734	734	735	716	735
N° intervenciones	30	1	9	4	4	4	10	21	4	6
Efecto acum. de intervención	-	0,060	0,054	-0,024	-0,008	0,020	-	-	0,024	-0,018
R ² aj.	0,412	0,467	0,322	0,392	0,238	0,390	0,585	0,121	0,526	0,302

Fuente: Elaboración de los autores a partir de información de *Bloomberg* y bancos centrales.Nota: El indicador de intervenciones toma el valor de 1 el día de la intervención. En el caso de Chile se considera el rezago de esta variable. La variable corrección de errores corresponde al error rezagado de la ecuación de largo plazo. * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

casos de Chile, Colombia, Israel y Sudáfrica. La depreciación acumulada en torno a los días de intervención identificados, para todo el período de análisis y adicionalmente a la explicada por determinantes tradicionales, es de 6% en el caso de Chile (un episodio), 5% en Colombia (9 episodios), 2% en Israel (cuatro episodios) y Sudáfrica (cuatro episodios). Aunque estos efectos son estadísticamente significativos, las varianzas son relativamente altas (o intervalos de confianza amplios) debido al reducido número de episodios por país.

Es importante considerar que existe heterogeneidad en la manera como los países implementaron las intervenciones, lo puede explicar las diferencias entre países. Además de diferir los montos de intervención, la forma también difiere. Cabe mencionar, que tanto Chile como Colombia adoptaron intervenciones anunciadas, a diferencia de Israel y Sudáfrica donde no lo fueron. En Chile el anuncio fue sorpresivo, similar al caso de Colombia, donde las medidas filtradas corresponden a cambios o extensiones a la política de compra diaria de reservas. En los casos de Israel y Sudáfrica los anuncios formales de intervención son reemplazados por anuncios verbales de las autoridades que no son anticipados. En países con intervenciones menos esporádicas no se puede descartar que estas sean anticipadas y que, por lo tanto, el impacto estimado al momento del anuncio subestime el efecto total de estas medidas. Nos parece que analizar el rol de estos y otros factores en la explicación de diferencias entre países es relevante para futuras investigaciones.



REFERENCIAS

Adler, G. y C.E. Tovar (2011). "Foreign Exchange Intervention: A Shield against Appreciation Winds?" IMF Working Paper N°11/165, julio.

Bernanke, B. (2010). "Emerging from the Crisis: Where Do We Stand?" Discurso pronunciado en la Sexta Conferencia sobre Banca Central del Banco Central Europeo. Frankfurt, Alemania, 19 de noviembre.

Bofinger, P. y T. Wollmersheuser (2001). "Managed Floating: Understanding the New International Monetary Order". CEPR Discussion Paper N°3064.

Cowan, K., D. Rappoport y J. Selaive (2007). "High Frequency Dynamics of the Exchange Rate in Chile". Documento de Trabajo N°433, Banco Central de Chile.

Diyatat, P. y G. Galati (2005). "The Effectiveness of Foreign Exchange Market Intervention in Emerging Market Countries: Evidence from the Czech Koruna" BIS Working Papers N°172.

Domac, I. y A. Mendoza (2002). "Is There Room for Foreign Exchange Interventions under an Inflation- Targeting Framework? Evidence from Mexico and Turkey". World Bank Policy Research Working Paper N°3288.

Dominguez, K y J.A. Frankel (1993). "Does Foreign-Exchange Intervention Matter? The Portfolio Effect." *American Economic Review* 83(5): 1356–69.

Fatum, R. y M. Hutchinson (2003). "Is Sterilized Foreign Exchange Intervention Effective after All? An Event Study Approach". *Economic Journal* 113: 390–411.

Fratzscher, M. (2005). "How Successful are Exchange Rate Communication and Interventions? Evidence from Time-Series and Event-Study Approaches". European Central Bank Working Paper Series N°528.

Fratzscher, M. (2009). "How Successful is the G7 in Managing Exchange rates?" *Journal of International Economics* 79: 78–88.

Gersl, A. y T. Holub (2006). "Foreign Exchange Interventions under Inflation Targeting: The Czech Experience". *Contemporary Economic Policy* 24(4): 475–91.

Guimaraes, R. y C. Karacadag (2004). "The Empirics of Foreign Exchange Intervention in Emerging Market Countries: The Cases of Mexico and Turkey". IMF Working Paper N°04/123.

Hutchison, M. (2003). "Is Official Foreign Exchange Intervention Effective?" FRBSF Economic Letter N°2003/20, julio.

Kamil, H. (2008). "Is Central Bank Intervention Effective Under Inflation Targeting Regimes? The Case of Colombia". IMF Working Paper N°08/88.

Morandé, F. y M. Tapia (2002). "Exchange Rate Policy in Chile: From the Band to Floating and Beyond". Documento de Trabajo N°152, Banco Central de Chile.

Neely, C. (2008). "Central Bank Authorities' Beliefs about Foreign Exchange Intervention". *Journal of International Money and Finance*. 27(1): 1–25.

Sarno, L. y M. Taylor (2001). "Official Intervention in the Foreign Exchange Market: Is it Effective and, If So, How Does it Work?" *Journal of Economic Literature* 34(sep.): 839–68.

Tapia, M. y A. Tokman (2004). "Effects of Foreign Exchange Intervention under Public Information: The Chilean Case". *Economía* 4(2): 215–56.

APÉNDICE A

Cuadro A1

Régimen cambiario y tipos de intervención por país de la muestra

País	Régimen cambiario de facto	Razón para intervenir	Anuncio	Regla de intervención	Periodicidad de intervenciones	Noticias de intervención	Noticias filtradas
Brasil	Flotación	Reducir volatilidad	Sí	No	Regulares	488	30
Chile	Libre flotación	Fortalecer posición de liquidez internacional y suavizar efectos de ajuste cambiario	Sí	No	Esporádicas	1	1
Colombia	Flotación	Reducir volatilidad, afectar ritmo de ajuste, ajustar nivel de reservas	Sí	No	Regulares	518	9
México	Flotación(-10/11), Libre flotación (11/11-)	Si las condiciones de mercado lo hacen necesario	Sí	Sí	Regulares	50	10
Perú	Tipo reptante (09/08-03/11), Flot. (04/11-)	Reducir volatilidad sin alterar la tendencia	Sí	No	Regulares	253	21
Corea del Sur	Flotación	Estabilizar tipo de cambio	No	No	No anunciadas	4	4
Indonesia	Flotación asistida (06/10-02/11), Flot. (03/11-)	Estabilizar tipo de cambio	No	No	No anunciadas	4	4
Israel	Flotación	Ante movimientos inusuales e inconsistentes con determinantes	No	No	No anunciadas	4	4
Sudáfrica	Libre flotación	Acumular reservas sin influenciar tipo de cambio	No	No	No anunciadas	4	4
Tailandia	Flotación	Reducir volatilidad o impedir efectos en competitividad	No	No	No anunciadas	6	6

Fuente: Elaboración de los autores a partir de información de Bloomberg, bancos centrales y FMI.



APÉNDICE B

Gráfico B1

Tipo de cambio nominal y eventos de intervención cambiaria

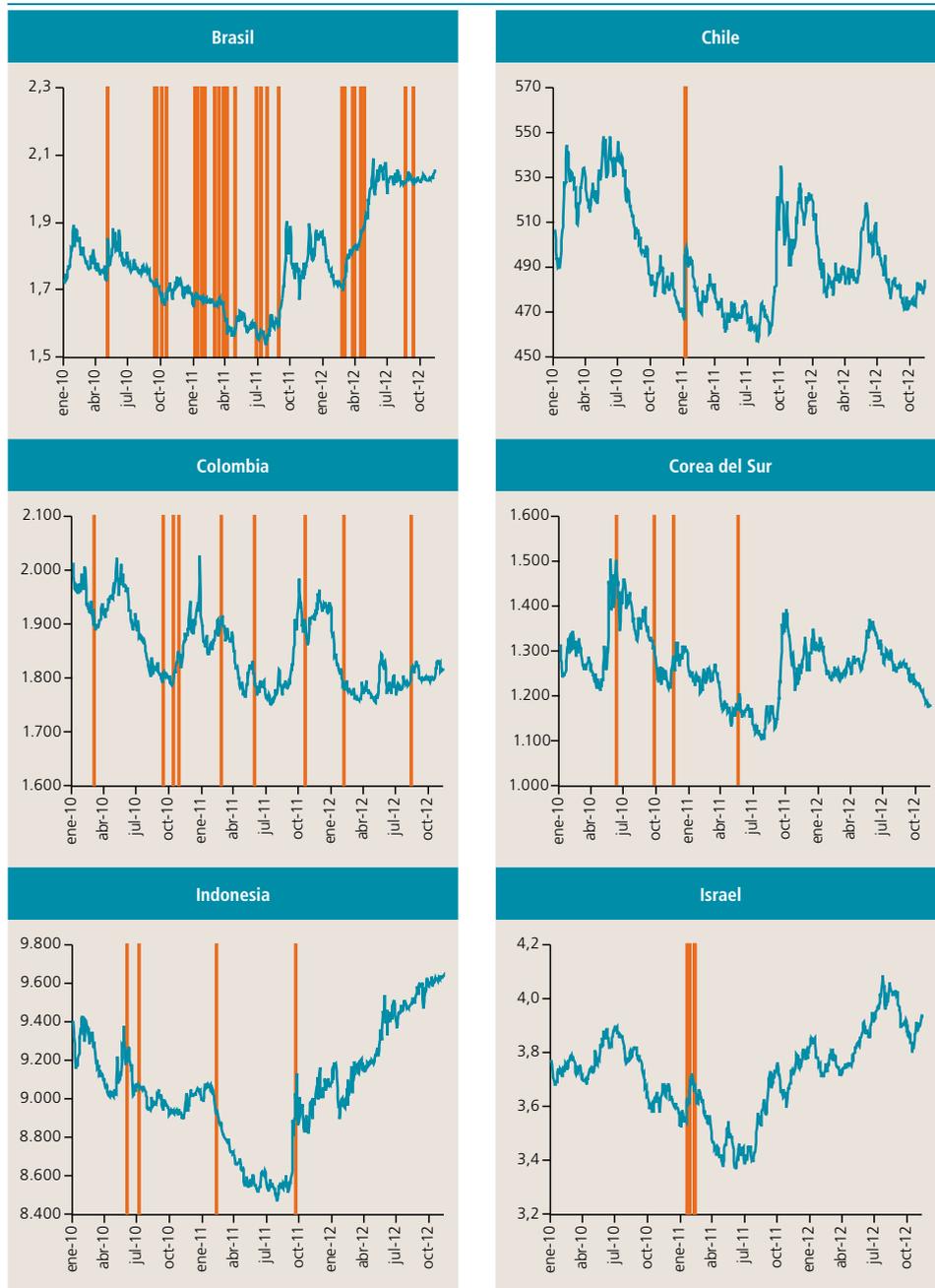


Gráfico B1 (continuación)

Tipo de cambio nominal y eventos de intervención cambiaria



Fuente: Elaboración de los autores a partir de información de Bloomberg y bancos centrales.



APÉNDICE C

Cuadro C1

Ecuación de largo plazo

(variable dependiente: tipo de cambio nominal; datos diarios)

Coefficiente	Brasil	Chile	Colombia	Corea del Sur	Indonesia	Israel	México	Perú	Sudáfrica	Tailandia
Constante	-30,620***	-2,514	-13,595***	10,790***	-11,189***	-6,076***	-10,233***	4,257***	-41,640***	-23,617***
Tendencia	0,000	-0,000***	-0,000***	0,000***	-0,000***	0,000***	-0,000**	-0,000***	-0,000***	-0,000***
Dólar multilateral	2,927***	0,875***	1,734***	0,998***	1,321***	1,313***	1,223***	-0,187***	2,424***	1,245***
TDI	-0,024	-0,270***	0,437***	-0,295***	-0,180***	0,256***	-0,117	-0,046***	-0,077	-0,120***
EMBI	-0,151***	0,063***	-0,038***	0,079***	-0,104***	-0,042***	0,161***	0,033***	0,020**	-0,020***
IPC de EE.UU.	4,261***	0,498**	4,433***	-1,460***	2,081***	0,739***	0,589***	0,078	5,329***	3,076***
IPC	-0,552**	0,383	-2,308***	-0,229	0,754***	-0,517***	0,665***	-0,636***	0,782***	1,047***
N° observaciones	739	739	739	739	739	739	739	739	739	739
R ² aj.	0,914	0,874	0,706	0,853	0,890	0,897	0,878	0,955	0,906	0,851

Fuentes: Bloomberg, bancos centrales y elaboración propia.

Nota: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

APÉNDICE D

Cuadro D1

Modelo de corrección de errores con intervenciones por separado

(variable dependiente: tipo de cambio nominal; datos diarios)

Intervenciones	Brasil	Chile	Colombia	Corea del Sur	Indonesia	Israel	México	Perú	Sudáfrica	Tailandia
1	0,012*	0,045***	0,018***	0,005	0,006*	0,017***	-0,000	-0,003**	0,015**	0,002
2	-0,002		0,007	0,005	0,001	0,009***	-0,001	-0,000	-0,008	-0,003
3	0,011*		0,008*	-0,005	-0,001	-0,009***	-0,000	0,000	-0,000	-0,001
4	-0,001		0,000	0,001	-0,009**	0,001	0,003	0,002	0,018***	0,001
5	-0,011*		0,006				-0,002	-0,000		-0,001
6	0,006		0,000				0,003	0,001		-0,001
7	0,002		-0,001				-0,000	-0,000		
8	0,000		0,002				-0,001	-0,000		
9	-0,000		0,009*				0,004	0,002		
10	0,007						-0,001	0,002		
11	-0,006							0,000		
12	-0,001							-0,001		
13	-0,003							-0,002		
14	-0,000							-0,000		
15	-0,007							0,001		
16	-0,002							-0,002		
17	-0,020***							-0,003*		
18	0,003							-0,001		
19	-0,005							-0,000		
20	0,001							-0,002		
21	0,002							-0,001		
22	-0,001									
23	0,003									
24	0,008									
25	0,009									
26	0,005									
27	0,014**									
28	0,007									
29	-0,001									
30	0,005									
Nº Observaciones	734	736	734	735	736	737	734	738	716	735
Nº Intervenciones	30	1	9	4	4	4	10	21	4	6
Interv. efectivas (%)	10	100	33	0	25	50	0	0	50	0
R2 aj.	0,432	0,456	0,332	0,392	0,227	0,409	0,588	0,120	0,535	0,296

Fuente: Elaboración de los autores a partir de información de *Bloomberg* y bancos centrales.

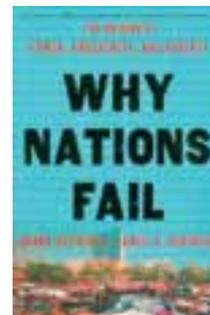
Nota: Para cada intervención, se incluye un indicador por separado que toma el valor de 1 el día del evento. El porcentaje de intervenciones efectivas corresponde al número de eventos que obtienen un coeficiente positivo y significativo dividido por el número total de intervenciones. En el caso de Chile se considera el rezago de esta variable. Se omiten las restantes variables explicativas. * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.



REVISIÓN DE LIBROS

COMENTARIO AL LIBRO "WHY NATIONS FAIL"

de Daron Acemoglu y James Robinson
Crown Publishers, 2012



Alvaro Aguirre R.*

¿Por qué existen diferencias tan altas en ingreso per cápita entre países? Esta pregunta ha concentrado la atención de muchos economistas, dada la alta correlación entre el ingreso per cápita e indicadores de bienestar como tasas de mortalidad infantil, expectativa de vida, acceso y calidad de la educación, entre otros. Los principales avances de la economía para contestar esta pregunta aparecieron en los años cincuenta con las investigaciones desarrolladas por Robert Solow y Trebor Swan¹. Luego surgió un renovado interés en los ochenta con nuevos desarrollos teóricos y la mayor disponibilidad de datos que permitieron validar o refutar las teorías que se elaboraban². Aunque aún existe discusión acerca de cuál es el principal factor detrás del crecimiento del ingreso per cápita, lo incuestionable es que este proviene de tres fuentes: acumulación de capital físico, acumulación de capital humano y mejoramiento de la productividad, —o qué tan eficientemente se utiliza el capital y el trabajo. Esto constituye un avance científico importante, pero en rigor no permite contestar la pregunta inicial. Si conocemos la manera de acumular capital físico y humano, y de mejorar la productividad, ¿por qué sigue habiendo países pobres? La respuesta obvia es que existirían barreras insoslayables a la acumulación de factores y al mejoramiento de la productividad. La geografía y la cultura podían ser la respuesta. También la ignorancia.

Los profesores Daron Acemoglu, Simon Johnson y James Robinson hicieron un aporte importante al estudio del desarrollo de largo plazo cuando en el 2002 publicaron un artículo que, mediante un análisis detallado de los datos, mostraba un hecho fundamental: entre las regiones del mundo que fueron colonizadas por los europeos, es decir América, Oceanía y la mayor parte de Asia y África, aquellas que eran relativamente ricas en 1500, hoy son relativamente pobres³. Perú y México pasaron de ser regiones donde se desarrollaron las más grandes civilizaciones de la América precolombina a no alcanzar a mostrar hoy ni un cuarto del ingreso per cápita de Estados Unidos, donde antes de la llegada de los ingleses existían solo pequeños asentamientos humanos comparados con las grandes ciudades incas y aztecas. Lo que mostraban los autores haciendo un uso sistemático de los datos era que este patrón era común en el resto de las regiones.

¿Qué implicaba esto para el estudio del desarrollo de largo plazo? En primer lugar se descartaban teorías, populares en ese entonces en los círculos académicos (y populares aun fuera de esos círculos), que trataban de explicar el desarrollo a base de factores que no cambiaban en el tiempo, particularmente la geografía y la cultura. ¿Qué podía explicar entonces la reversión que mostraban los datos? La hipótesis planteada por, entre otros, el premio nobel Douglas North, acerca de que la calidad de las instituciones es el factor determinante del crecimiento de largo plazo, parecía

* Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Chile. Email: aaguirre@bcentral.cl.

¹ Véase Solow (1956) y Swan (1956). Otros trabajos clásicos son Cass (1965) y Koopmans (1965).

² Destacan, entre otros, los trabajos de Romer (1986, 1987) y Lucas (1988).

³ Véase Acemoglu et al. (2002). Un trabajo relacionado es Acemoglu et al. (2001).

ser la mejor explicación⁴. Esto tomaba mayor validez toda vez que los autores mostraban que la reversión del proceso de desarrollo coincidió con el proceso más intenso de industrialización. En regiones con sociedades desarrolladas, los europeos aprovecharon la abundancia de mano de obra y las estructuras administrativas existentes para extraer la mayor riqueza posible. Así establecieron instituciones extractivas, las que se manifestarían en bajas tasas de crecimiento al imposibilitar la adopción de las nuevas tecnologías que generaron la industrialización de ciertos países. En regiones pobres, los colonizadores estuvieron obligados a producir ellos mismos y por lo tanto, también, a definir mejor y más equitativamente los derechos y deberes de cada miembro de la sociedad. Estas instituciones generaron incentivos alineados con la adopción de tecnologías y el crecimiento de la economía.

Después de diez años de desarrollar esta línea de investigación, con varios estudios publicados, e influenciando el trabajo de muchos otros, dos de los economistas antes nombrados, Daron Acemoglu y James Robinson, abandonan temporalmente el estudio sistemático de los datos para difundir, a base de una intensiva revisión de acontecimientos históricos, la idea de que la calidad de las instituciones es la respuesta a la pregunta inicial. "Why Nations Fail" se trata de un libro bastante comentado y muy elogiado. Un número grande de reseñas se ha escrito desde su aparición. En esta nota explicaré brevemente el argumento central para luego reflexionar sobre las lecciones de política y las implicancias —o más bien interrogantes— que presenta para el análisis del desarrollo histórico de Chile.

EL ARGUMENTO CENTRAL

¿Qué entendemos por instituciones? Las instituciones son las reglas del juego en una sociedad, un concepto bastante amplio. Los autores enfatizan el hecho de que existen dos tipos de instituciones, que regulan distintas

dimensiones de la interacción social, con una clara relación jerárquica entre ellas.

El primer tipo son las instituciones económicas, todas aquellas que influyen las decisiones económicas, particularmente el ahorro, y las decisiones de educarse y de innovar. Es decir, al afectar la acumulación de factores y su productividad, tienen un impacto directo en el crecimiento de un país. Ejemplos son la regulación de los mercados laborales y financieros, la calidad de la educación y las leyes antimonopolio. El segundo tipo de instituciones son las políticas, las cuales dan forma a los incentivos de quienes participan en el proceso político. Pueden o no estar explícitamente determinadas en la Constitución, y básicamente corresponden a la manera en que se distribuye el poder entre distintos grupos de la sociedad y la forma en que este se puede utilizar. Es el proceso político el que da forma a las instituciones económicas. De aquí viene el orden jerárquico de las instituciones: las políticas están por sobre las económicas.

En el libro, ambos tipos de instituciones se dividen entre inclusivas y extractivas. Instituciones políticas inclusivas son aquellas que generan un grado alto de centralización del poder en el Estado, pero que son lo suficientemente plurales para que ningún grupo pueda apoderarse de este. La centralización del poder permite imponer la ley, mientras la pluralidad permite que esta se imponga de una manera no discriminatoria. Las instituciones políticas que no poseen estas características se definen como extractivas.

Las instituciones económicas extractivas son aquellas que están diseñadas para extraer el ingreso de una fracción de los miembros de una sociedad para transferírselo a otra. La probabilidad de expropiación es alta, la educación es en general de baja calidad y existen importantes barreras de entrada a los mercados. Por el contrario, las instituciones económicas inclusivas se caracterizan por el respeto al derecho de propiedad, un sistema legal imparcial y eficiente, y la provisión adecuada de bienes públicos. Estas son las condiciones básicas para que cualquier miembro de la sociedad tenga la oportunidad de ahorrar, acumular capital humano e innovar.

Debido a que las instituciones políticas moldean las económicas, existe sinergia entre ellas. Si las instituciones políticas son extractivas, es decir, si un grupo dentro de la

⁴ Véase, por ejemplo, North y Thomas (1973), North (1981) y Olson (1984). Cabe mencionar, además, los trabajos de Engerman y Sokoloff (1997, 2002), que, aunque focalizados en el continente americano, también plantean la relevancia de las instituciones y las raíces históricas de sus diferencias. Para una discusión de las diferencias entre los argumentos de estos trabajos y los de Acemoglu et al. (2002) véase el comentario de Daron Acemoglu al final de Engerman y Sokoloff (2002).



sociedad concentra el poder político y lo puede usar sin mayores restricciones, probablemente el resultado sea la existencia de instituciones económicas extractivas. El grupo que tiene el poder buscará extraer la mayor cantidad de recursos del resto de la sociedad y se opondrá a cualquier reforma que ponga en riesgo su situación de privilegio. No se generan los incentivos adecuados para el crecimiento, y tenemos como resultado pobreza y subdesarrollo. Pero no todos son pobres. El grupo que concentra el poder acumula más riqueza y consecuentemente más poder político, acentuándose el carácter extractivo de las instituciones. Por el otro lado, si las instituciones políticas son inclusivas será muy difícil observar instituciones económicas extractivas, debido a que el grupo de la sociedad que se vería perjudicado al existir estas tendrá un acceso adecuado al sistema político para oponerse a ellas. Así, instituciones políticas inclusivas llevan a instituciones económicas inclusivas: el ingreso crece para todos y la naturaleza inclusiva de las instituciones se refuerza.

Es así como las diferencias en las instituciones políticas contestan la pregunta inicial. Adicionalmente, debido a la interacción entre los dos tipos de instituciones, su naturaleza es tremendamente persistente y por lo tanto para estudiar el origen de las diferencias en los niveles de desarrollo hay que recurrir a la historia. Las transiciones entre distintos marcos institucionales no corresponden a cambios abruptos como revoluciones o invasiones externas, ya que en estos casos los incentivos que enfrentan los grupos dirigentes persisten. Estas transiciones son escasas y lentas, y los autores sostienen que en general las descadena un suceso fortuito aunque de gran escala, como fueron el proceso de colonización, la peste negra o el calentamiento global ocurrido alrededor del 9600 a. C., que interactúan con pequeñas diferencias institucionales para lentamente magnificarlas y generar ostensibles diferencias en desarrollo político y económico entre países. Es aquí quizás donde el argumento toma su forma más extrema: las innovaciones institucionales no están relacionadas de ninguna manera sistemática a la geografía, a la cultura o a otro factor predeterminado. De esta manera, estos factores no tienen un impacto sistemático en el crecimiento ni directa ni indirectamente. Todo se debe a lo que los autores denominan la naturaleza contingente de la historia: pequeñas diferencias enfrentadas a grandes *shocks*.

El libro, luego de motivar y definir el argumento central en los primeros cuatro capítulos, explora numerosas experiencias históricas para ilustrar el funcionamiento de

la teoría. Destaca el estudio del desarrollo institucional europeo, en particular la divergencia ocurrida entre Europa oriental y occidental, la cual se habría originado, según los autores, inspirados en los trabajos de Robert Brenner, Douglas North y Robert Thomas, por la peste negra, y que culminó con diferencias institucionales importantes hacia el 1600⁵. Luego se argumenta que las distintas trayectorias institucionales entre Inglaterra por un lado, y Francia y España por el otro, surgieron de la combinación de pequeñas diferencias institucionales iniciales y la expansión del comercio generado por la colonización. Es así como este último proceso no solo tuvo un efecto profundo en las regiones que fueron colonizadas sino también sobre los colonizadores. En Inglaterra, a diferencia de los países europeos continentales, este proceso vino acompañado del empoderamiento de ciertos grupos de comerciantes que se oponían a la monarquía, especialmente por la imposición de monopolios sobre el comercio. Esta oposición llevó a un largo conflicto que culminó con la Revolución Gloriosa de 1688, donde los parlamentaristas doblegaron a la monarquía, sentando las bases para el primer sistema institucional inclusivo del mundo e impulsando con esto la revolución industrial. Esta última, por el otro lado, generaría una coyuntura para el resto del mundo que también llevaría a una divergencia en el marco institucional.

IMPLICANCIAS PARA LA POLÍTICA ECONÓMICA

El hecho de que las instituciones políticas estén detrás del crecimiento de largo plazo de los países es en principio una buena noticia. Quiere decir que detrás del subdesarrollo y la pobreza en que vive una fracción importante de la población mundial no existen factores tan difíciles de sobrepasar como la geografía o la cultura. Pero como los mismos autores del libro sostienen, tampoco es fácil reformar instituciones ineficientes debido a las mismas fuerzas que generan la persistencia institucional.

El libro entrega un mensaje claro en cuanto a que involucrar a todos los miembros de la sociedad al

⁵ Véase North y Thomas (1973) y Brenner (1976). Este último postuló, en un momento en que la teoría malthusiana primaba para explicar el desarrollo europeo anterior a la revolución industrial, que los efectos de los cambios demográficos sobre el desarrollo dependían de la estructura de clases. El libro se basa en esta idea para argumentar que el efecto de la peste negra sobre la oferta laboral fue distinto para el este y el oeste de Europa, debido a pequeñas diferencias en estas estructuras.

proceso político incentiva el desarrollo de largo plazo. La implicancia de política es bastante directa en países pobres, generalmente bajo regímenes políticos autoritarios. Pero la dificultad de reformar estos es alta ya que es necesario cambiar las estructuras de poder en la sociedad de una forma tal que se modifiquen los incentivos para todos quienes participan en el proceso político. Lo que se necesita no es un simple cambio en la clase gobernante, aunque este cuente con el apoyo popular, o la imposición de un determinado sistema político por un poder externo. Aunque muchas veces las transformaciones exitosas se aceleran por guerras civiles o revoluciones, como en el caso de Inglaterra, estas constituyen la mayoría de las veces solo un episodio de un largo proceso de cambio institucional gradual⁶. Es más, como el libro sostiene usando como ejemplo la experiencia de varios países latinoamericanos, no basta con asegurar que los representantes políticos sean elegidos por los ciudadanos. Las instituciones políticas extractivas pueden seguir existiendo en democracias *nominales*. Para los autores el populismo, que muchas veces termina en crisis económica, es un resultado lógico de la alta desigualdad y la falta de alternativas que generan las instituciones extractivas.

Lamentablemente, en el proceso necesario de cambio institucional en países pobres con instituciones extractivas, la mayoría de las veces son los perdedores los únicos que pueden iniciarlo. Dada la naturaleza del problema, no es casualidad que, de las tres experiencias exitosas que se revisan hacia el final del libro, la de Botswana sea producto de factores anteriores a la independencia, la del sur de Estados Unidos haya sido facilitada por las instituciones federales, y la de China haya sido solo un cambio parcial. Tampoco es casualidad que las principales implicancias de política que se entregan no estén asociadas a la teoría que se propone. Por el contrario, estas son consecuencia de invalidar políticas propuestas por visiones alternativas. Es el

caso de aceptar —al menos temporalmente— regímenes autoritarios para generar crecimiento, lo que es válido según la teoría de la modernización, proponer paquetes de política económica no contingentes en la realidad institucional, válido en el caso en que la ignorancia de los que hacen política económica estuviera detrás del bajo crecimiento, o incrementar los niveles de ayuda financiera sin reformar la manera en que esta se entrega con el único objetivo de empujar reformas, válido si el problema fuese producto de una restricción de recursos. El libro nos muestra lo valioso que es avanzar en nuestra comprensión de cómo mejorar las instituciones políticas.

En el plano de la política económica, lo que entrega el libro es un marco analítico para pensar en las estrategias que más pueden ayudar a ciertos países dependiendo de su estructura institucional. ¿Es correcto recomendar ciertas políticas a todos los países por igual? A la luz de la teoría que se propone en el libro no sería así ya que, bajo ciertas condiciones institucionales, políticas que han sido exitosas en general para mejorar el crecimiento, podrían llevar en ciertos países a una mayor extracción de rentas y a un fortalecimiento de instituciones extractivas. En este sentido, el enfoque puramente de eficiencia para la evaluación de políticas económicas cobraría mayor importancia una vez que las instituciones políticas cumplieran con ciertos niveles de inclusividad. ¿Qué hacer cuando estos niveles no son aún los apropiados? Diseñar estrategias de política que tengan como un objetivo importante, quizás tanto o más que directamente incrementar el crecimiento, debilitar el equilibrio de poder que origina la naturaleza de las instituciones políticas. Un factor clave podría ser avanzar en el control que tiene la ciudadanía sobre los políticos. Mayor transparencia en el financiamiento de partidos políticos y sus campañas es un ejemplo claro. En el libro se pone acento en la libertad de expresión, particularmente en los medios de comunicación. Una vez que se avanza en esto, las instituciones económicas serán más favorables al desarrollo de largo plazo. Los autores enfatizan, por ejemplo, la regulación antimonopolios y del sistema financiero como instituciones esenciales para generar crecimiento sostenido, y como ejemplos también de instituciones que son ineficientes cuando las instituciones políticas no son lo suficientemente inclusivas.

Una última idea tiene que ver con la estabilidad institucional. En el debate en torno a la relación entre instituciones y desarrollo, un factor que comúnmente se

⁶ *La Revolución Francesa y La Restauración Meiji de 1868 en Japón son destacadas en el libro como exitosas en avanzar hacia instituciones más inclusivas. Aunque no entregan mayores detalles, los autores argumentan que detrás del éxito de estas en modificar los incentivos de la clase gobernante estaría el proceso de industrialización por el que atravesaba Gran Bretaña y EEUU, y la consecuente vulnerabilidad en que los dejaban sus instituciones extractivas. Esto está en línea con la teoría propuesta por Tilly (1992) para explicar el desarrollo europeo. También se sostiene que la Revolución Rusa no tuvo éxito, y mantuvo instituciones extractivas debido a que no fue parte de un proceso de transformación gradual. Esto también habría generado dificultades en el caso francés.*



promueve por sobre otros es la estabilidad institucional. Solo esta llevaría a mayor crecimiento. Pero esto no se desprende del libro. No es la estabilidad de las instituciones sino su naturaleza lo que importa. De nada sirve que exista estabilidad si las instituciones son extractivas. Es más: el problema de la estabilidad de las instituciones pasa a segundo plano, toda vez que las instituciones inclusivas tienden a ser intrínsecamente estables gracias a los incentivos que generan.

LA EXPERIENCIA CHILENA

¿Cómo analizar la experiencia histórica chilena a la luz del marco analítico que entrega el libro? Antes de la llegada de los españoles, el territorio que hoy ocupa Chile era una zona relativamente pobre en el contexto latinoamericano. Consecuentemente con el argumento del libro, los españoles no impusieron instituciones extractivas con la misma fuerza que lo hicieron en otras regiones del continente, lo que le habría otorgado al país una ventaja inicial importante. De hecho, en las décadas que siguieron al proceso de independencia en la región, Chile fue de los primeros países en conseguir el orden interno. Aunque aún existe debate en torno a si la forma en que esto se logró fue la apropiada, sí generó una centralización del poder en el Estado, un proceso que según Acemoglu y Robinson es esencial para empezar a pensar en instituciones políticas inclusivas. De hecho, aunque a mediados del siglo XIX Chile estaba muy lejos de poseerlas, se inició un proceso que tendería a repartir más el poder político de la mano de la primera ola de globalización, y que culminó con la guerra civil de 1891 después de la cual fue reemplazado el régimen presidencialista existente por uno parlamentarista. El hecho de que Chile mostrara hacia fines de dicho siglo uno de los ingresos per cápita más altos de la región estaría entonces en línea con la teoría, la que le entregaría un rol preponderante al desarrollo institucional.

Nótese la similitud con el desarrollo institucional inglés en el siglo XVII, destacado en el libro como un proceso excepcional. Las dos experiencias constituyeron avances graduales pero importantes hacia instituciones inclusivas que culminaron en guerras civiles donde triunfó el parlamento sobre un ejecutivo en ambos casos bastante poderoso. Pero surge entonces la pregunta: ¿por qué la guerra civil chilena no fue también gloriosa en consolidar instituciones inclusivas? Por el contrario, dio origen a un

régimen que terminó siendo reemplazado nuevamente por un sistema presidencialista por culpa de su rigidez. Mientras en Inglaterra habría originado la revolución industrial y posibilitado la extensión del voto, en Chile no produjo avances considerables en políticas sociales, expansión del voto o crecimiento. La clave podría estar en que en el caso inglés los miembros del parlamento tenían intereses económicos, principalmente en la industria y el comercio, bastante variados, un factor que probablemente no estaba presente en Chile. Acemoglu y Robinson enfatizan que, más allá de lo democrático del sistema, que no lo era, esta heterogeneidad de intereses hacía a los miembros del parlamento más proclives a escuchar las peticiones de los ciudadanos, generando una vía de acceso de estos al proceso político. Así, instituciones económicas extractivas que solo beneficiaban a unos pocos, como los monopolios, se encontraron con una oposición importante del parlamento cuando los ciudadanos protestaban contra ellos⁷. Más aún, la heterogeneidad de la nueva clase gobernante habría posibilitado, al igual que la Revolución Francesa, la profundización del cambio institucional al bloquear cualquier intento de cierto grupo de acaparar mayor poder político.

De esta comparación surge un punto que es crítico para entender el efecto de las instituciones sobre el desarrollo, y es que los equilibrios de poder que sostienen las instituciones son fundamentales. Por supuesto, esto forma parte del argumento del libro y está presente en muchos de los eventos históricos que se revisan. Para el caso de Inglaterra luego de la Revolución Gloriosa, el libro destaca que si no hubiese existido una heterogeneidad de intereses dentro del parlamento, como probablemente pasó en Chile, no se habrían logrado los mismos resultados. Si los intereses están lo suficientemente alineados para que todos ganen con las mismas instituciones económicas, poco podemos esperar de la evolución del marco institucional. Pero surge la pregunta: ¿por qué en Inglaterra estos intereses eran más variados que lo que posiblemente fueron en Chile? Como se dijo más arriba, según los autores no existirían elementos causales sistemáticos para explicar la adopción o el éxito de ciertas instituciones. Todo es

⁷ Además, el parlamento promovió una serie de políticas que beneficiaban a la industria, incluyendo reformas tributarias y financieras. En el libro también se destaca el fortalecimiento del Estado, particularmente a través de la estructura tributaria, hecha por el parlamento en Inglaterra luego de la Revolución Gloriosa de 1688, algo que podría marcar otra diferencia con el caso chileno.

producto de pequeñas diferencias iniciales y la naturaleza contingente de la historia que en cierto momento las puede acentuar. Sin embargo, a la luz del caso chileno, la geografía, particularmente la abundancia de recursos naturales, podría ser un factor que explica la homogeneidad de los intereses de los grupos con poder político en ese tiempo. Casos adicionales que analiza el libro donde hay un evidente efecto indirecto de la geografía son los de Guatemala y el sur de EE.UU., donde la actividad económica del grupo que imponía las instituciones extractivas estaba asociada con grandes plantaciones. Si esto es sistemático o no, lo tendrían que decir los datos⁸.

Un caso ilustrativo de la importancia de tener en cuenta los equilibrios de poder que sostienen las instituciones en el análisis de sus efectos sobre el desarrollo, es una comparación que se hace en el libro entre Estados Unidos y Argentina. Luego de la Gran Depresión, Franklin D. Roosevelt, elegido presidente en 1932, comenzó a implementar una serie de políticas supuestamente conducentes a aliviar los costos sociales de esta. Pero para implementar algunas de ellas tuvo la oposición de la Corte Suprema debido a su inconstitucionalidad. El libro relata cómo Roosevelt trató sin éxito de ir en contra de la Corte Suprema. Luego muestran una situación similar que ocurrió en Argentina, un conflicto entre Carlos Menem y la Corte Suprema, donde el primero logró ampliar el número de jueces con el único objetivo de obtener una mayoría que lo apoyara. La comparación es ilustrativa de lo que se puede lograr bajo instituciones extractivas y no bajo instituciones inclusivas. Sin embargo, y aquí es donde los equilibrios de poder entran en el análisis, no se toma en cuenta el hecho de que las políticas que trataban de implementar los dos presidentes beneficiaban a grupos disímiles, que probablemente tenían distinto poder político. Roosevelt proponía reformas laborales que encarecerían la mano de obra, mientras que Menem tenía un programa de privatizaciones y desregulación de la economía. Surge la pregunta: ¿habría tenido la misma dificultad Roosevelt para doblegar al poder legislativo si las políticas que se proponían beneficiaban a otros grupos, quizás más poderosos políticamente? ¿Qué habría pasado

en Argentina si las políticas hubieran beneficiado a aquellos con menos poder político? Sin restar validez al análisis comparativo que hace el libro, ya que seguramente nada distinto habría ocurrido en este caso (como se muestra que ocurrió en una situación similar en Argentina bajo la presidencia de Juan Domingo Perón), creo que ilustra que el análisis no se puede centrar solamente en las características de las instituciones formales.

Un episodio de la historia chilena que evidentemente toca el análisis del libro es el período de alto crecimiento en la década de los ochenta bajo instituciones políticas extractivas. ¿Es compatible esto con la tesis central del libro? Acemoglu y Robinson sostienen que puede existir crecimiento bajo instituciones políticas extractivas, siempre y cuando exista un alto grado de centralización del poder en el Estado. De hecho, esta fue la forma en que distintas sociedades pudieron evolucionar antes de la revolución industrial. Sin embargo, en estas condiciones nunca se conseguiría el tipo de crecimiento sostenido que conduce al desarrollo, y aquí entregan una clara predicción del futuro económico de China. Esto ocurriría ya sea por la inexistencia de incentivos para el desarrollo tecnológico y la acumulación de capital, o por la aparición de conflictos entre los grupos dirigentes que verían rentable tratar de apropiarse de los beneficios que traen instituciones políticas extractivas.

Una forma en que puede ocurrir crecimiento bajo instituciones políticas extractivas es mediante la relocalización de recursos desde sectores donde estaban siendo utilizados de manera ineficiente hacia nuevos sectores. Los autores analizan detalladamente el caso de la Unión Soviética para ilustrar esta posibilidad, donde se produjo una relocalización forzada de recursos desde el sector agrícola hacia el industrial, pero donde finalmente la economía terminó por colapsar por la falta de incentivos. También describen otros casos como las islas del Caribe, Argentina antes de 1914 y la civilización Maya, caso este último donde el colapso habría ocurrido por conflictos internos.

Existe otra posibilidad según los autores de observar crecimiento bajo instituciones políticas extractivas, y es la existencia de instituciones económicas inclusivas. Sin embargo, no queda claro cuáles son los factores que pueden generar esta situación, ya que según el argumento general del libro debería ser bastante improbable observar

⁸ Engerman y Sokoloff (1997, 2002) argumentan que en el caso de las Américas la disponibilidad de factores, incluyendo el clima y la disponibilidad de trabajo que se pudiera explotar determinaría la calidad de las instituciones políticas.



instituciones políticas extractivas en conjunto con instituciones económicas inclusivas. Se da como ejemplo el caso de Corea del Sur, donde a la larga las instituciones económicas inclusivas habrían posibilitado la transición política. Pero ¿por qué los que se beneficiaban con las instituciones políticas extractivas no detuvieron el proceso? Los autores proponen la buena distribución del ingreso y la presión de Estados Unidos. Esto constituye una excepción importante a la teoría, no solo por la transición rápida desde extracción a inclusión política sino también por la existencia de una buena distribución del ingreso bajo instituciones políticas extractivas. Sin embargo, el libro no lo analiza como tal y no entrega mayores detalles⁹.

CONCLUSIÓN

“Why Nations Fail” es un libro bastante ambicioso. Propone una explicación para el proceso de desarrollo de todas las regiones del mundo desde la revolución neolítica hasta hoy. La dificultad que esto conlleva hace que se profundice en el análisis de ciertas experiencias por sobre otras, y que a veces la revisión no siga un orden cronológico claro. Esto es quizás lo único que dificulta su lectura, ya que está escrito en un lenguaje no técnico y amigable. Incluso no se incluyen descripciones de trabajos académicos donde las hipótesis presentadas son analizadas más sistemáticamente, más allá de un excelente ensayo bibliográfico al final donde se encuentran todas las referencias de los trabajos sobre los cuales se basan los distintos capítulos del libro. Sin embargo, el carácter no técnico del texto juega en contra cuando se utilizan ejemplos específicos para validar o rechazar hipótesis generales (principalmente en el capítulo 2), o para abordar el importante tema de la causalidad entre desarrollo institucional y económico. Esto último también es un tema en el análisis de los eventos más antiguos. En particular, se entrega evidencia acerca de la coincidencia del auge y la caída de distintas civilizaciones y ciudades —los Mayas, Roma y Venecia son ejemplos—, con la emergencia y el colapso de ciertas instituciones, pero poco se puede decir de la causalidad entre estos dos desarrollos.

⁹ Existe una amplia literatura que trata de explicar este tipo de transiciones políticas, la que podría dar más luces sobre el caso chileno. Cabe señalar que los autores del libro han contribuido de manera importante a esta literatura (véase, por ejemplo, Acemoglu y Robinson, 2000 y 2006).

No obstante todo lo anterior, el libro logra su ambicioso objetivo con creces. No solo es una contribución importantísima a la difusión de los avances científicos para entender el proceso de desarrollo, sino que también es una valiosa contribución a estos mismos desarrollos. El análisis histórico es ilustrativo de la teoría, muestra el alto costo que significan las instituciones extractivas y las injusticias y el estancamiento económico que generan, y captura fácilmente la atención del lector. No solo el interesado en entender las diferencias de ingreso que existen hoy en el mundo disfrutará con su lectura, sino que también lo hará el entusiasta del análisis histórico.

REFERENCIAS

Acemoglu, D., S. Johnson y J. Robinson (2001): “The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation”. *American Economic Review*, 91:1369–401.

Acemoglu, D., S. Johnson y J. Robinson (2002): “Reversal of Fortune: Geography and Institutions in the Making of the Modern World Income Distribution”. *Quarterly Journal of Economics* 117: 1231–44.

Acemoglu, D. y J. Robinson (2000): “Why did the West Extend the Franchise? Democracy, Inequality, and Growth in Historical Perspective”. *Quarterly Journal of Economics* 115(4): 1167–99.

Acemoglu, D. y J. Robinson (2006) *Economic Origins of Dictatorship and Democracy*. Cambridge, MA, EE.UU.: Cambridge University Press.

Brenner, R. (1976): “Agrarian Class Structure and Economic Development in Pre-Industrial Europe”. *Past and Present* 70: 30–75.

Cass, D. (1965): “Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation”. *Review of Economic Studies* 32(3): 233–40.

Engerman, S. y K. Sokoloff (1997): “Factor Endowments, Institutions, and Differential Paths of Growth among New World Economies: A View from Economic Historians of the United States”. En *How Latin America Fell Behind*, editado por S. Haber. Stanford, CA, EE.UU.: Stanford University Press.

Engerman, S. y K. Sokoloff (2002): "Factor Endowments, Inequality, and Paths of Development among New World Economies". *Economía* (otoño): 41–109.

Koopmans, T.C. (1965): "On the Concept of Optimal Economic Growth". En *The Econometric Approach to Developing Planning*. Amsterdam, Países Bajos: North Holland.

Lucas, R.E. (1988): "On the Mechanics of Economic Development". *Journal Of Monetary Economics* 22(1): 3–42.

North, D. (1981): *Structure and Change in Economic History*. New York, NY, EE.UU.: W.W. Norton.

North, D. y R. Thomas (1973): *The Rise of the Western World: A New Economic History*. Cambridge, MA, EE.UU.: Cambridge University Press.

Olson, M. (1984): *The Rise and Decline of Nations: Economic Growth, Stagnation, and Social Rigidities*. New Haven, CT, EE.UU.: Yale University Press.

Romer, P.M. (1986): "Increasing Returns and Long-Run Growth". *Journal of Political Economy* 94(5): 1002–37.

Romer, P.M. (1987): "Growth Based on Increasing Returns Due to Specialization". *American Economic Review* 77(2): 56–62.

Solow, R.M. (1956): "A Contribution to the Theory of Economic Growth". *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1):65–94.

Swan, T.W. (1956): "Economic Growth and Capital Accumulation". *Economic Record* 32(2): 334–61.

Tilly, C. (1992): *Coercion, Capital, and European States, AD 990-1992*. Malden, MA, EE.UU.: Blackwell Publishing.



REVISIÓN DE PUBLICACIONES

ABRIL 2013

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

CATASTRO DE PUBLICACIONES RECIENTES

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

Código JEL: E / MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA

*Edwards, S. (2012). "The Federal Reserve, the Emerging Markets, and Capital Controls: A High-Frequency Empirical Investigation". *Journal of Money, Credit, and Banking* 44(0): 151–84.

Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL

*Álvarez, R. y R. López (2013). "Financial Development, Exporting and Firm Heterogeneity in Chile". *Review of World Economics/Weltwirtschaftliches Archiv* 149(1): 183–207.

Álvarez, R. y S. Vergara (2013). "Trade Exposure, Survival and Growth of Small and Medium-Size Firms". *International Review of Economics and Finance* 25(C): 185–201.

Kasahara, H. y B. Lapham (2013). "Productivity and the Decision to Import and Export: Theory and Evidence". *Journal of International Economics* 89(2): 297–316.

Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA

Álvarez, R., A. Sagner y C. Valdivia (2012). "Liquidity Crises and Corporate Cash Holdings in Chile". *Developing Economies* 50(4): 378–92.

*Raddatz, C. y S. Schmukler. (2013). "Deconstructing Herding: Evidence from Pension Fund Investment Behavior". *Journal of Financial Services Research* 43(1): 99–126.

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

Agosin, M. (2013). "Productive Development Policies in Latin America: Past and Present", Documento de Trabajo N°382, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Bravo-Ortega, C., J.M. Benavente y A. González (2012). "Innovation, Exports and Productivity: Learning and Self Selection in Chile". Documento de Trabajo N°371, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Martínez, C., E. Puentes y J. Ruiz-Tagle. (2013). "Micro-Entrepreneurship Training and Asset Transfers: Short Term Impacts on the Poor". Documento de Trabajo N°380, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

*Oberfield, E. (2013). "Productivity and Misallocation during a Crisis: Evidence from the Chilean Crisis of 1982". *Review of Economic Dynamics* 16(1): 100–119.

Orihuela, J.C. (2013). "How Do 'Mineral-States' Learn? Path-Dependence, Networks, and Policy Change in the Development of Economic Institutions". *World Development* 43: 138–48.

Pueyo, A. (2013). "Enabling Frameworks for Low-Carbon Technology Transfer to Small Emerging Economies: Analysis of Ten Case Studies in Chile". *Energy Policy* 53: 370–80.

Zuñiga, P. y G. Crespi (2013). "Innovation Strategies and Employment in Latin American Firms". *Structural Change and Economic Dynamics* 24(C): 1–17.

Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS

Beltrán, P., A. Gschwender y C. Palma (2013). "The Impact of Compliance Measures on the Operation of a Bus System: The Case of Transantiago". *Research in Transportation Economics* 39(1): 79–89.

Contreras, D., A. Hurtado y M.F. Sara (2012). "La Excepción Chilena y las Percepciones de Género en la Participación Laboral Femenina". Documento de Trabajo N°374, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Contreras, D., E. Puentes y D. Bravo (2012). "Female Labor Supply and Child Care Supply in Chile". Documento de Trabajo N°370, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Contreras, D., J. Ruiz-Tagle y P. Sepúlveda (2013). "Migración y Mercado Laboral en Chile". Documento de Trabajo N°376, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Duarte, F. (2012). "Price Elasticity of Expenditure across Health Care Services". *Journal of Health Economics* 31(6): 824–41.

Figueroa, O. (2013). "Four Decades of Changing Transport Policy in Santiago, Chile". *Research in Transportation Economics* 40(1): 87–95.

Gallego, F. (2012). "When does Inter-School Competition Matter? Evidence from the Chilean 'Voucher' System". Documento de Trabajo N°429, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

*González, A. y A. Micco (2013). "Private vs Public Antitrust Enforcement: Evidence from Chile". Documento de Trabajo N°378, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

López, R., E. Figueroa y P. Gutiérrez (2013). "La 'Parte del León': Nuevas Estimaciones de la Participación de los Súper Ricos en el Ingreso de Chile". Documento de Trabajo N°379, Departamento de Economía, Universidad de Chile.



McEwan, P.J. (2013). "The Impact of Chile's School Feeding Program on Education Outcomes". *Economics of Education Review* 32(1): 122–39.

Mundaca, L. (2013). "Climate Change and Energy Policy in Chile: Up in Smoke?" *Energy Policy* 52: 235–48.

Rau, T., L. Reyes S. Urzúa (2013). "The Long-term Effects of Early Lead Exposure: Evidence from a case of Environmental Negligence". NBER Working Paper N°18915.

Reyes, L., J. Rodríguez y S. Urzúa (2013). "Heterogeneous Economic Returns to Postsecondary Degrees: Evidence from Chile". NBER Working Paper N°18817.

Ruiz-Tagle, J. y P. Tapia (2012). "Brechas por Género en Aversión al Riesgo". Documento de Trabajo N°373, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Sanchez, R. (2013). "Do Reductions of Standard Hours Affect Employment Transitions? Evidence from Chile". *Labour Economics* 20: 24–37.

Thieme, C., D. Prior y E. Tortosa-Ausina (2013). "A Multilevel Decomposition of School Performance Using Robust Nonparametric Frontier Techniques". *Economics of Education Review* 32: 104–21.

Willoughby, C. (2013). "How Much Can Public Private Partnership Really Do for Urban Transport in Developing Countries?" *Research in Transportation Economics* 40: 34–55.

RESÚMENES DE ARTÍCULOS SELECCIONADOS

Los textos presentados a continuación son transcripciones literales del original.

Código JEL: E / MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA

*Edwards, S. (2012). "The Federal Reserve, the Emerging Markets, and Capital Controls: A High-Frequency Empirical Investigation". *Journal of Money, Credit, and Banking* 44(0): 151–84.

In this paper, I use weekly data from seven emerging nations—four in Latin America and three in Asia—to investigate the extent to which changes in Fed policy interest rates have been transmitted into domestic short-term interest rates during the 2000s. The results suggest that there is indeed an interest rates "pass-through" from the Fed to emerging markets. However, the extent of transmission of interest rate shocks is different—in terms of impact, steady-state effect, and dynamics—in Latin America and Asia. The results also indicate that capital controls are not an effective tool for isolating emerging countries from global interest rate disturbances. Changes in the slope of the U.S. yield curve, including changes generated by a "twist" policy, affect domestic interest rates in emerging countries. I also provide a detailed case study for Chile.

Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL

*Álvarez, R. y R. López (2013). "Financial Development, Exporting and Firm Heterogeneity in Chile". *Review of World Economics/Weltwirtschaftliches Archiv* 149(1): 183–207.

Using plant-level data from the manufacturing sector of Chile for the period 1990-2000, this paper examines the effect of financial development on the probability of exporting at the plant level, with a special focus on the heterogeneous responses of plants with different characteristics. The main results are that an improvement in financial development increases the probability of exporting of more productive plants and those with foreign ownership operating in manufacturing sectors that are more dependent on external finance. Our estimates also

show that financial development does not appear to improve the probability of exporting for relatively smaller and younger plants. This result suggests that, at least for the case of exporting in Chile, smaller and younger plants are not necessarily more likely to benefit than larger and older plants from improvements in access to credit.

Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA

*Raddatz, C. y S. Schmukler. (2013). "Deconstructing Herding: Evidence from Pension Fund Investment Behavior". *Journal of Financial Services Research* 43(1): 99–126.

In this paper, we examine herding across asset classes and industry levels. We also study what incentives managers at various layers of the financial industry face when investing. To do so, we use unique and detailed monthly portfolios between 1996 and 2005 from pension funds in Chile, a pioneer in pension-fund reform. The results show that pension funds herd more in assets that have more risk and for which pension funds have less market information. Furthermore, the results show that herding is more prevalent for funds that narrowly compete with each other, namely, when comparing funds of the same type across pension fund administrators (PFAs). There is much less herding across PFAs as a whole and in individual pension funds within PFAs. These herding patterns are consistent with incentives for managers to be close to industry benchmarks, and might be also driven by market forces and partly by regulation.

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

*Oberfield, E. (2013). "Productivity and Misallocation during a Crisis: Evidence from the Chilean Crisis of 1982". *Review of Economic Dynamics* 16(1): 100–119.

Measured total factor productivity often declines sharply during financial crises. In 1982, the Chilean manufacturing sector suffered a severe contraction in output, most of which can be accounted for by a falling Solow residual. This paper uses establishment data from the Chilean manufacturing census to examine the decline in measured TFP. To quantify the contribution of resource misallocation, I develop a measure of allocational efficiency along the lines of Hsieh and Klenow (2009) and derive the appropriate measure of aggregate productivity to which it should be compared. Across specifications, within-industry allocational efficiency either remained constant or improved in 1982, while a decline in between-industry allocational efficiency accounts for about one-third of the reduction in TFP. Industries more sensitive to domestic demand--durables and industries with low exports--experienced larger declines in measured TFP. This finding is consistent with large adjustment costs and underutilization of inputs. Reduced capital utilization played a substantial role, accounting for 25-50 percent of the decline in measured TFP.

Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS

*González, A. y A. Micco (2013). "Private vs Public Antitrust Enforcement: Evidence from Chile". Documento de Trabajo N°378, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

This article measures the impact of the agency responsible for enforcing competition law, in the outcome of antitrust trials in Chile. Using statistics on lawsuits since the inception of the new Competition Tribunal in 2004, we find that the involvement of the public agency increases the probability of obtaining a guilty verdict in an antitrust lawsuit by 40 percentage points. Conditional to the issuance of a verdict, the participation of the prosecutor raises the likelihood of a conviction by 38 percentage points. The results are robust to possible selection bias by the public agency. The prosecutor is inclined to take part in cases involving sensitive markets and in accusations of collusion. The State-related character of the accused entity, in addition to its size, does not affect the probability of intervention by the prosecutor in a lawsuit.

PUBLICACIONES

- Análisis Teórico del Impacto de la Crisis Petrolera. 1980.
- Anuario de Cuentas Nacionales. (Publicación anual desde 1997 a 2003, discontinuada a partir del 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.
- Comisión Nacional Encargada de Investigar la Existencia de Distorsiones en el Precio de las Mercaderías Importadas. 1994.
- Comisión Nacional Encargada de Investigar la Existencia de Distorsiones en el Precio de las Mercaderías Importadas. Antecedentes Estadísticos. 1981-2008. 2009 (edición en español y en inglés).
- Constitutional Organic Act of the Central Bank of Chile, Law N° 18.840. 2002.
- Cuantificación de los Principales Recursos Minerales de Chile (1985-2000). 2001.
- Cuentas Ambientales: Metodología de Medición de Recursos Forestales en Unidades Físicas 1985-1996. 2001.
- Cuentas Financieras de la Economía Chilena 1986-1990. 1995.
- Cuentas Nacionales de Chile: 1960-1983. 1984.
- Cuentas Nacionales de Chile: 1974-1985. 1990.
- Cuentas Nacionales de Chile: 1985-1992. Síntesis Anticipada. 1993.
- Cuentas Nacionales de Chile: 1985-1992. 1994.
- Cuentas Nacionales de Chile: 2003-2010. Publicación anual.
- Cuentas Nacionales de Chile. Compilación de Referencia 2003.
- Cuentas Nacionales de Chile. Compilación de Referencia 2008.
- Cuentas Nacionales Trimestralizadas: 1980-1983. 1983.
- Chile: Crecimiento con Estabilidad. 1996.
- Deuda Externa de Chile. Publicación anual. (edición bilingüe).
- Disposiciones sobre Conversión de Deuda Externa. 1990.
- Documentos de Política Económica. N°s 1 al 45.
- Documentos de Trabajo. N°s 1 al 685.
- Economía Chilena. Publicación cuatrimestral.
- Economía para Todos. Noviembre 2011.
- Economic and Financial Report. (Publicación mensual desde 1983 a 2003, discontinuada a partir de enero del 2004).
- Estatuto de la Inversión Extranjera DL 600. 1993.
- Estudios Económicos Estadísticos. 50 al 96.
- Estudios Monetarios. I al XII.
- Evolución de Algunos Sectores Exportadores. 1988.
- Evolución de la Economía y Perspectivas. (Publicación anual desde 1990 a 1999, discontinuada a partir del 2000).
- Evolución de las Principales Normas que Regulan el Mercado Financiero Chileno. Período: Septiembre 1973-Junio 1980. 1981.
- Evolución de los Embarques de Exportación. 1988.
- General Overview on the Performance of the Chilean Economy: The 1985-1988 Period. 1989.
- Gestión de Pasivos del Banco Central de Chile. 2012. (edición en español. Versión en inglés disponible sólo en sitio web).
- Gestión de Reservas Internacionales del Banco Central de Chile. 2012. (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 del 2003 y trimestral a partir del 2004).
- Indicadores Económicos y Sociales de Chile 1960-2000. 2001. (ediciones en español y en inglés).
- Indicadores Económicos y Sociales Regionales 1980-1989. 1991.
- Indicadores Económicos y Sociales Regionales de Chile 1980-2010. 2012. (Versión disponible sólo en forma digital en sitio web).
- Indicadores Macroeconómicos / Indicadores Coyunturales. Publicación trimestral. (edición en español. Versión en inglés disponible solo en forma digital en sitio web).
- Índices de Exportación: 1986-1999. 2000.
- Informativo Diario. Publicación diaria (también disponible en sitio web).
- Informe de Estabilidad Financiera. Publicación semestral. (edición en español. Versión en inglés disponible solo 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 solo 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).
- Invertiendo en Chile. 1991.
- La Emisión de Dinero en Chile. Colección de Monedas y Billetes del Banco Central de Chile. Julio 2005.
- La Política Monetaria del Banco Central de Chile en el Marco de Metas de Inflación. 2007. (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 solo 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. Períodos: 1996-2001 de Junio del 2001; 2001-2004 de Septiembre del 2005; 2005-2006 de Octubre del 2007; y 2007-2010 de Agosto del 2011. Último período disponible solo en 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 redenominada, 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: 26702888 - Fax: 26702231

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) 2670-2888 | Fax: (562) 2670-2231

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

Monetary Policy under Financial Turbulence

Luis Felipe Céspedes, Roberto Chang, Diego Saravia, eds.

"The current crisis has opened a Pandora's box of monetary and fiscal policy issues. Policies that would have been dismissed as ill-advised a few years ago, are taking center stage, led by the hand of reputable academics and institutions like the IMF. This is intellectually very exciting but it may launch an era of dangerous permissiveness. This volume is the right antidote. Without trivializing or losing sight of the new challenges, it offers a variety of perspectives that help to bring analytical rigor to the discussion, and provide valuable views about relevant issues. Contributors are top-flight academics and policymakers. All of which makes this volume an indispensable tool for anyone interested in understanding the challenges posed by the current crisis, and ways to prevent its recurrence".

Guillermo Calvo, Columbia University.

Tapa dura, 502 pp. Ch\$15.000, US\$40.

Financial Stability, Monetary Policy, and Central Banking

Rodrigo A. Alfaro, ed.

"This is an excellent conference volume and extremely valuable reading for those seeking to understand the roots of the global financial crisis, along with policy proposals to deal with its aftermath and avoid its reoccurrence. The papers focus on important measurement issues that are often underplayed in the academic literature and specific policy proposals, many of which are now in the process of being implemented. I highly recommend the book to anyone seeking to understand the financial crisis from the perspective of academics and policy practitioners who were conducting their analysis as events unfolded in real time".

Simon Gilchrist, Boston University.

Tapa dura, 432 pp. Ch\$15.000, US\$40.

Banco Central de Chile 1925-1964, Una historia Institucional

Camilo Carrasco

"La obra de Carrasco logra transmitir tanto el contexto político y económico existente en cada una de las etapas que caracterizaron su trayectoria en esas cuatro décadas, como la formación y personalidad de las autoridades que lo condujeron. Por ello, la riqueza y variedad de los temas que incluye, la lucidez con que estos son abordados, y el estilo exento de tecnicismos en que está escrito, este libro será indispensable para economistas e historiadores e interesará a todos quienes desean conocer y comprender un período crucial del desarrollo económico, social y político de Chile".

Andrés Bianchi, Ex Presidente, Banco Central de Chile.

Tapa dura, 640 pp. Ch\$15.000, US\$40.

INVITACIÓN A ENVIAR ARTÍCULOS Y COMENTARIOS

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

INVITACIÓN A ENVIAR RESÚMENES DE TRABAJOS

Se invita a investigadores de otras instituciones a enviar títulos y resúmenes de trabajos sobre la economía chilena para ser publicados en la sección de resúmenes. Deberán estar digitalizados y en español o inglés (con una extensión de 50 a 100 palabras).

Es necesario incluir, además, los datos del autor y una copia del trabajo. Estos se deben enviar a Editor de Revisión de Publicaciones, Revista ECONOMÍA CHILENA, Agustinas 1180, Santiago, Chile o por vía electrónica a rec@bcentral.cl.

SUSCRIPCIÓN

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

(*) Incluye despacho por vía aérea.

CORRECTOR: DIONISIO VIO U.

DIAGRAMACIÓN: MÓNICA WIDOYCOVICH

IMPRESIÓN: MAVAL LTDA.

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



BANCO CENTRAL
DE CHILE

ECONOMÍA CHILENA Abril 2013 volumen 16 N.º1