



BANCO CENTRAL  
DE CHILE

# ECONOMÍA CHILENA

VOLUMEN 14 - Nº2 / AGOSTO 2011

## ARTÍCULOS

**Tipo de Cambio Flotante, Tipo de Cambio Fijo  
y Transmisión de la Política Fiscal**

*Giancarlo Corsetti / Keith Kuester / Gernot J. Müller*

**Una Solución a la Proccicidad Fiscal:  
Chile, Pionero en Instituciones Presupuestarias Estructurales**

*Jeffrey Frankel*

**Aspectos No Ricardianos de la Política Fiscal en Chile**

*Luis Felipe Céspedes C. / Jorge A. Fornero / Jordi Galí*

## NOTAS DE INVESTIGACIÓN

**Un Modelo de Factores Dinámicos  
de Pequeña Escala para el Imacec**

*Gonzalo Echavarría M. / Wildo González P.*

**Dinámica de la Tasa de Incumplimiento  
de Créditos de Consumo en Cuotas**

*Rodrigo Alfaro A. / David Pacheco L. / Andrés Sagner T.*

## REVISIÓN DE LIBROS

## REVISIÓN DE PUBLICACIONES

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

#### **EDITORES**

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

#### **EDITOR DE NOTAS DE INVESTIGACIÓN**

Pablo Pincheira (*Banco Central de Chile*)

#### **EDITOR DE PUBLICACIONES**

Sergio Salgado (*Banco Central de Chile*)

#### **COMITÉ EDITORIAL**

Roberto Chang (*Rutgers University*)  
Kevin Cowan (*Banco Central de Chile*)  
José De Gregorio (*Banco Central de Chile*)  
Eduardo Engel (*Yale University*)  
Ricardo Ffrench-Davis (*Universidad de Chile*)  
Luis Óscar Herrera (*Banco Central de Chile*)  
Felipe Morandé (*IEDE*)  
Pablo Neumeayer (*Universidad Torcuato di Tella*)  
Jorge Roldós (*Fondo Monetario Internacional*)  
Francisco Rosende (*Pontificia Universidad Católica de Chile*)  
Klaus Schmidt-Hebbel (*Pontificia Universidad Católica de Chile*)  
Ernesto Talvi (*CERES*)  
Rodrigo Valdés (*Fondo Monetario Internacional*)  
Rodrigo Vergara (*Banco Central de Chile*)

#### **EDITOR ASISTENTE**

Cristián Muñoz (*Banco Central de Chile*)

#### **EDITORA ECONÓMICA**

Consuelo Edwards (*Banco Central de Chile*)

#### **REPRESENTANTE LEGAL**

Juan Esteban Laval (*Banco Central de Chile*)

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

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

#### **INVITACIÓN A ENVIAR ARTÍCULOS Y COMENTARIOS**

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

#### **INVITACIÓN A ENVIAR RESÚMENES DE TRABAJOS**

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

#### **SUSCRIPCIÓN**

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

(\*) Incluye despacho por vía aérea.

**CORRECTOR**  
RODOLFO ERAZO M.  
**DISEÑO Y DIAGRAMACIÓN**  
MÓNICA WIDOYCOVICH  
**IMPRESIÓN**  
MAVAL LTDA.

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





BANCO CENTRAL  
DE CHILE

# ECONOMÍA CHILENA

VOLUMEN 14 - Nº2 / AGOSTO 2011

## ÍNDICE

<b>Resúmenes de trabajos</b> .....	3
<b>Resúmenes en inglés (Abstracts)</b> .....	4
<b>Artículos</b>	
<i>Tipo de Cambio Flotante, Tipo de Cambio Fijo     y Transmisión de la Política Fiscal</i> Giancarlo Corsetti / Keith Kuester / Gernot J. Müller .....	5
<i>Una Solución a la Prociclicidad Fiscal:     Chile, Pionero en Instituciones Presupuestarias Estructurales</i> Jeffrey Frankel .....	39
<i>Aspectos No Ricardianos de la Política Fiscal en Chile</i> Luis Felipe Céspedes C. / Jorge A. Fornero / Jordi Galí .....	79
<b>Notas de Investigación</b>	
<i>Un Modelo de Factores Dinámicos     de Pequeña Escala para el Imacec</i> Gonzalo Echavarría M. / Wildo González P. ....	109
<i>Dinámica de la Tasa de Incumplimiento     de Créditos de Consumo en Cuotas</i> Rodrigo Alfaro A. / David Pacheco L. / Andrés Sagner T. ....	119
<b>Revisión de Libros</b>	
<i>Monetary Policy under Financial Turbulence     de Luis Felipe Céspedes, Roberto Chang y Diego Saravia (editores)</i> Pablo E. Guidotti .....	125
<b>Revisión de Publicaciones</b>	
Catastro de publicaciones recientes .....	131
Resúmenes de artículos seleccionados .....	133

## TIPO DE CAMBIO FLOTANTE, TIPO DE CAMBIO FIJO Y TRANSMISIÓN DE LA POLÍTICA FISCAL

Giancarlo Corsetti / Keith Kuester / Gernot J. Müller

*De acuerdo con el paradigma convencional, la política fiscal es más efectiva bajo un régimen cambiario fijo que con tipo de cambio flexible. En este trabajo se reconsidera la transmisión de shocks al gasto de gobierno a través de estos regímenes dentro de un modelo nekeynesiano para una economía pequeña y abierta. Dado el especial énfasis en la optimización intertemporal, el modelo nekeynesiano requiere de una especificación precisa de las políticas tanto monetaria como fiscal, y su interacción tanto a corto como a largo plazo. Se deriva analíticamente una caracterización del mecanismo de transmisión de políticas de gasto expansivo con tipo de cambio fijo, mostrando que la tasa de interés real de largo plazo necesariamente aumenta si la inflación aumenta al impacto, en respuesta a un incremento del gasto de gobierno. Esto motiva una caída de la demanda privada aunque las tasas de interés real de corto plazo disminuyan. Como este no tiene por qué ser el caso bajo tipo de cambio flotante, el paradigma convencional requiere matizarse. Con políticas fiscales plausibles de mediano plazo, el gasto de gobierno no es necesariamente menos expansivo bajo tipo de cambio flotante.*

## UNA SOLUCIÓN A LA PROCICLICIDAD FISCAL: CHILE, PIONERO EN INSTITUCIONES PRESUPUESTARIAS ESTRUCTURALES

Jeffrey Frankel

*El artículo evalúa los pronósticos oficiales del gobierno respecto del desempeño de la economía y las cuentas públicas en un grupo grande de países. Su principal resultado es que los pronósticos oficiales sobre el presupuesto y sobre el PIB pecan —en promedio— de exceso de optimismo, y que el sesgo aumenta a horizontes más largos y durante auges económicos. Se concluye que los pronósticos oficiales, si no se blindan contra el manejo político, tienden a exagerar su optimismo, y que el problema se agrava si el gobierno está sujeto formalmente a una regla presupuestaria. La innovación esencial que ha permitido a Chile aplicar una política fiscal contracíclica y generar superávits durante los auges no es sólo la regla estructural propiamente tal, sino el régimen que encarga a un panel de expertos independientes la responsabilidad de estimar en qué medida se han alejado los precios vigentes del cobre y el PIB de sus promedios de largo plazo.*

## ASPECTOS NO RICARDIANOS DE LA POLÍTICA FISCAL EN CHILE

Luis F. Céspedes C. / Jorge A. Fornero / Jordi Galí

*Este artículo analiza los efectos no ricardianos de los shocks al gasto fiscal en Chile. Comenzamos presentando evidencia de tales efectos basados en vectores autorregresivos. Luego mostramos que dicha evidencia puede modelarse en un modelo que contemple: (i) una fracción considerable de hogares no ricardianos, esto es, que no utilicen instrumentos financieros y consuman el equivalente exacto a su ingreso laboral; (ii) rigidez de precios y de salarios nominales; (iii) un régimen de metas de inflación; y (iv) una regla de balance fiscal estructural que refleje la particular regla fiscal chilena. Estimamos el modelo mediante técnicas bayesianas. Por último, utilizamos simulaciones del modelo para demostrar los efectos contracíclicos de la regla fiscal chilena en comparación con una regla de déficit cero. .*

## ABSTRACTS

### FLOATS, PEGS AND THE TRANSMISSION OF FISCAL POLICY

Giancarlo Corsetti / Keith Kuester / Gernot J. Müller

According to conventional wisdom, fiscal policy is more effective under a fixed exchange rate regime than under a flexible one. In this paper we reconsider the transmission of shocks to government spending across these regimes within a standard new-Keynesian model of a small open economy. Because of the stronger emphasis on intertemporal optimization, the new-Keynesian framework requires a precise specification of fiscal and monetary policies, and their interaction, at both short and long horizons. We derive an analytical characterization of the transmission mechanism of expansionary spending policies under a peg, showing that the long-term real interest rate necessarily rises if inflation rises on impact, in response to an increase in government spending. This drives down private demand even though short-term real rates fall. As this need not be the case under floating exchange rates, the conventional wisdom needs to be qualified. Under plausible medium-term fiscal policies, government spending is not necessarily less expansionary in a floating regime.

### A SOLUTION TO FISCAL PROCYCLICALITY: THE STRUCTURAL BUDGET INSTITUTIONS PIONEERED BY CHILE

Jeffrey Frankel

This paper assesses official government forecasts of the future performance of the economy and public accounts of a large sample of countries. The main finding is that official GDP and budget forecasts tend to be—on average—overoptimistic, and that the bias is larger at longer horizons and during economic booms. The conclusion is that official forecasts, if not shielded from political pressures, tend to embellish predictions, and the problem is magnified if the government is formally subject to a budget rule. The essential innovation that has permitted Chile to implement a countercyclical fiscal policy and generate surpluses during booms is not just the structural rule per se, but the regime that entrusts an independent panel of experts the responsibility of estimating how far current copper prices and GDP have diverted from their long-time averages.

### NON-RICARDIAN ASPECTS OF FISCAL POLICY IN CHILE

Luis F. Céspedes / Jorge A. Fornero / Jordi Galí

This paper examines non-Ricardian effects of government spending shocks in the Chilean economy. We first provide evidence on those effects based on vector autoregressions. We then show that such evidence can be accounted for by a model that features: (i) a sizeable share of non-Ricardian households (i.e. households which do not make use of financial markets and just consume their current labor income); (ii) nominal price and wage rigidities; (iii) an inflation targeting scheme and (iv) a structural balance fiscal rule that reflects the particular Chilean fiscal rule. The model is estimated employing Bayesian techniques. Finally, we use model simulations to demonstrate the countercyclical effects of the Chilean fiscal rule as compared with a zero-deficit rule.

# TIPO DE CAMBIO FLOTANTE, TIPO DE CAMBIO FIJO Y TRANSMISIÓN DE LA POLÍTICA FISCAL\*

Giancarlo Corsetti\*\*  
Keith Kuester\*\*\*  
Gernot J. Müller\*\*\*\*

## I. INTRODUCCIÓN

Uno de los conceptos más populares de la política económica es la idea de que la política fiscal es más efectiva en un sistema de tipo de cambio fijo o en una unión monetaria, que en un sistema de tipo de cambio flexible. En este artículo revisamos los fundamentos teóricos del saber convencional sobre la efectividad relativa de la política fiscal en sistemas cambiarios alternativos, utilizando un modelo neokeynesiano estándar para una economía pequeña y abierta. Para ello, centramos nuestro análisis en la inherente conexión entre los efectos macroeconómicos de un estímulo de corto plazo y las expectativas privadas sobre las medidas de política fiscal y monetaria de mediano plazo. Sin embargo, no nos desviamos del supuesto de credibilidad perfecta del tipo de cambio fijo, y no consideramos el caso de una potencial monetización del déficit, el que fue analizado en el importante trabajo de Dornbusch (1980).<sup>1</sup> Analizamos, en cambio, los regímenes de políticas fiscal y monetaria factibles, bajo el supuesto de que permanecerán vigentes en el mediano plazo.

Concretamente, el modelo neokeynesiano plantea que la tasa de interés real de largo plazo es un indicador esencial de la orientación general de la política de estabilización: para que la demanda privada aumente en respuesta a un *shock*, dicha tasa debe bajar (ver Woodford, 2003). Luego, según la hipótesis de las expectativas, la tasa de interés de largo plazo refleja la trayectoria completa de las decisiones fiscales y monetarias (actuales y futuras previstas), a través de los efectos que estas últimas tienen sobre el tipo de cambio de corto plazo en el tiempo (Corsetti, Meier y Müller, 2009). A partir de esta observación, podemos obtener predicciones claras sobre la dinámica macroeconómica que sigue a una expansión fiscal en una economía pequeña y abierta, como función de los regímenes que rigen la evolución de las políticas fiscal y monetaria o cambiaria.

La principal conclusión de nuestro análisis es que la política fiscal no es necesariamente menos efectiva con un sistema cambiario flexible. Concretamente, al aproximar el comportamiento del banco central con una regla de Taylor, encontramos dos resultados. En primer lugar, un alto grado de acomodación monetaria puede amplificar mucho los efectos expansivos de un estímulo fiscal en un contexto de tipo de cambio flexible, al punto que el estímulo fiscal llega a ser casi tan poderoso como el que existe en un entorno de tipo de cambio fijo. En segundo

\* Agradecemos a nuestro moderador, Fabio Ghironi, así como a Olivier Blanchard, Jordi Galí, Janet Kondeva y Jim Nason por sus comentarios. Las opiniones expresadas en este documento no necesariamente representan las opiniones del Banco de la Reserva Federal de Filadelfia ni las del Sistema de la Reserva Federal.

\*\* Cambridge University. E-mail: gc422@cam.ac.uk

\*\*\* Federal Reserve Bank of Philadelphia. E-mail: keith.kuester@phil.frb.org

\*\*\*\* Universität Bonn. E-mail: gernot.mueller@uni-bonn.de

1. Según Dornbusch, la predicción de que una expansión fiscal lleva a una apreciación del tipo de cambio es una característica poco atractiva del modelo de Mundell-Fleming, en aparente contradicción con la formulación de políticas en la práctica. Para tratar este tema, Dornbusch engloba los acontecimientos monetarios de mediano plazo en el modelo, centrándose en el caso en el que las expansiones gubernamentales de corto plazo prefiguran la monetización del déficit en el mediano plazo. La expectativa de una expansión monetaria futura basta para debilitar el tipo de cambio en el corto plazo.

lugar, un régimen factible de consolidación fiscal de mediano plazo, en el cual tanto el gasto como los impuestos se ajustan luego del estímulo inicial a fin de estabilizar la deuda, puede de hecho alterar el ranking que dicta el saber convencional. Corsetti, Meier y Müller (2009) analizan en detalle el mecanismo de transmisión para el caso de tipo de cambio flotante, y muestran que, todo lo demás constante, la tasa de interés real de largo plazo tiende a caer si los agentes prevén una contracción del gasto público en el futuro cercano, estimulando así la demanda privada y, por ende, la demanda agregada. Un aporte específico de este estudio es mostrar que una caída de las tasas de interés reales de largo plazo como respuesta a una expansión fiscal no es posible en un entorno de tipo de cambio fijo, independientemente de si los agentes prevén recortes del gasto en el mediano plazo.

Presentamos una descripción analítica simple del efecto inicial de *shocks* transitorios (incluso *shocks* fiscales) sobre la tasa de interés de largo plazo en un entorno de tipo de cambio fijo. Es decir, suponiendo mercados financieros completos y una utilidad aditivamente separable, mostramos que, con tipo de cambio fijo, la tasa de interés real de largo plazo varía uno a uno con el cambio inicial (no esperado) del índice de precios al consumidor (IPC) hasta una aproximación de primer orden. En otras palabras, el brote inicial de inflación que ocurre en respuesta a una expansión fiscal aproxima el aumento de las tasas de interés reales de largo plazo al momento del impacto. A su vez, este aumento de las tasas de interés reales de largo plazo hace bajar la demanda de consumo en la misma medida.<sup>2</sup> El desplazamiento del consumo reduce así el multiplicador. En cambio, es posible obtener diferentes resultados con un tipo de cambio flotante, dependiendo de la interacción entre la política fiscal y la política monetaria en el mediano plazo.

Uno de los corolarios de nuestro análisis es que, con un tipo de cambio fijo, las tasas de interés reales de corto y de largo plazo covarían negativamente en forma coordinada en respuesta a un *shock* fiscal: las segundas necesariamente suben al impacto, incluso si las primeras caen uno a uno con la tasa de inflación. Estas características del mecanismo de transmisión plantean dudas sobre el argumento en el que se basa la denominada crítica de Walters.<sup>3</sup> Según esta crítica, en un sistema de tipo de cambio fijo, los *shocks* cíclicos exógenos (entre ellos, los *shocks* fiscales) que provocan inflación se verán inevitablemente magnificados por los movimientos procíclicos endógenos implícitos en la tasa de interés real. Por lo tanto, un sistema de tipo de cambio fijo es desestabilizador en sí mismo. Este argumento se basa en el supuesto (incorrecto) de que las tasas de interés reales necesariamente se mueven en la misma dirección durante toda la estructura de plazos.

Realizamos un análisis de robustez, enriqueciendo la base de la economía pequeña y abierta nekeynesiana con características que capturan las imperfecciones y fricciones financieras. Luego de establecer que nuestras principales conclusiones se cumplen en mercados financieros incompletos, estudiamos el caso de las economías con una limitada participación en el mercado de activos — una porción de hogares queda excluida de los mercados financieros, posiblemente a causa de los costos de acceso (no modelados). Una política fiscal de estabilización normalmente está motivada por el hecho de que una porción significativa de los hogares puede enfrentar restricciones financieras, lo que le quitaría fuerza a la política monetaria. Mostramos que nuestros resultados principales se propagan a este entorno, donde la política fiscal se torna más efectiva en general.

Nuestros resultados aportan una perspectiva novedosa sobre los méritos relativos de la política fiscal como herramienta de estabilización, tanto con tipo de cambio fijo como flotante, y entregan también un fundamento de por qué se utiliza la política fiscal como herramienta de estabilización real en ambos sistemas cambiarios. Para efectos analíticos, nos centramos en la transmisión de innovaciones exógenas en

2. La constante de proporcionalidad depende de la curvatura de la función de utilidad. Aunque esta condición no se mantiene exactamente si los mercados son incompletos o si las preferencias no son aditivamente separables, la principal conclusión de una relación positiva entre una inflación inicial imprevista y los movimientos de la tasa de interés de largo plazo mantiene su validez en especificaciones más generales de los modelos.

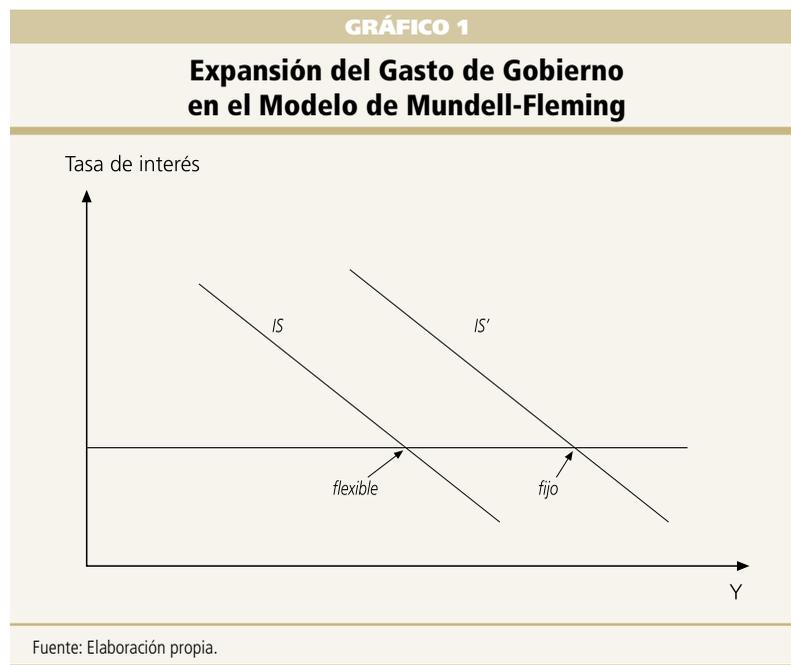
3. Ver Newman, Milgate e Eatwell (1992); Buiter; Corsetti y Pesenti (1998).

el gasto público, pero nuestros resultados también arrojan luz sobre el modo probable en que una respuesta endógena de política a un *shock* afecta a la economía con tipo de cambio fijo o flotante. En particular, en la medida en que las variaciones del gasto público en respuesta a *shocks* sean parcialmente revertidas en el futuro, es probable que sean una herramienta de estabilización igualmente efectiva con tipo de cambio fijo o con tipo de cambio flotante.

Este trabajo está estructurado de la siguiente manera: La sección II presenta una revisión del saber convencional basado en el modelo tradicional de Mundell-Fleming. La sección III presenta nuestro modelo neokeynesiano de economía pequeña y abierta, y la sección IV ofrece una breve visión general de las condiciones de equilibrio linealizadas. La sección V luego vuelve a analizar el saber convencional en el marco del modelo neokeynesiano, centrando el análisis en el caso especial de un disturbio fiscal autorregresivo exógeno. La sección VI muestra resultados analíticos sobre el mecanismo de transmisión fiscal. La sección VII realiza experimentos con especificación general de política fiscal con corrección endógena tanto para los impuestos como para el gasto. La sección VIII explora la robustez de nuestros resultados en presencia de fricciones financieras, y la sección IX presenta las conclusiones.

## II. EL SABER CONVENCIONAL

El saber convencional se refiere típicamente a la versión clásica del modelo de Mundell-Fleming, tal como ilustra el gráfico 1. El eje horizontal mide la demanda agregada,  $Y$ , mientras el eje vertical mide la tasa de interés. La línea descendente es la curva IS, derivada de la condición de equilibrio según la cual la inversión iguala al ahorro, con la producción expresada como una función descendente de la tasa de interés. La posición de la curva IS depende del nivel del tipo de cambio: con precios prefijados, la depreciación nominal (que, en este caso, es igual a la depreciación real) desplaza la IS hacia la derecha, a través de un efecto positivo de competitividad sobre las exportaciones reales. En el trasfondo de esta curva, el tipo de cambio es determinado por la condición de paridad descubierta de la tasa de interés, de modo que un tipo de



cambio fijo requiere igualdad entre las tasas de interés interna y externa en términos nominales. Con tipo de cambio flotante, es necesario hacer un supuesto sobre las expectativas de los agentes respecto de los tipos de cambio futuros. Sin pérdida de generalidad, para nuestros fines, es analíticamente conveniente presuponer que el tipo de cambio sigue un camino aleatorio.<sup>4</sup> La demanda monetaria es una función positiva del producto y negativa de la tasa de interés nominal.

En una economía pequeña y abierta (con tasa de interés externa y precios dados), una expansión del gasto tiene un gran efecto multiplicador sobre la producción en un entorno de tipo de cambio fijo, mientras que con flexibilidad cambiaria reduce las exportaciones netas en la misma proporción. La razón para esta diferencia en los resultados es el distinto grado de acomodación monetaria que presentan ambos sistemas. En un sistema de cambio fijo, el banco central está comprometido a frenar todo cambio de la demanda monetaria que pueda poner en riesgo la sustentabilidad de la paridad cambiaria oficial. Por lo tanto, debe haber una acomodación monetaria total. Si las intervenciones del gobierno incrementan el empleo y el ingreso, los hogares y las empresas aumentan su demanda de dinero y el banco central debe aumentar su oferta de dinero en la misma medida. Si no lo hace, aumenta la tasa de interés, y esta tasa de interés más alta tiende a apreciar la moneda (a través de la condición de paridad descubierta de intereses). Esto implica un multiplicador mayor que el correspondiente al caso de tipo de cambio fijo.

En un régimen cambiario flexible, el banco central no está comprometido con ninguna paridad cambiaria en particular. Si una expansión del gasto lograra aumentar el nivel del empleo, de ingreso y de la demanda monetaria, habría una presión hacia arriba sobre las tasas de interés que, a su vez, apreciaría la moneda. Una moneda más fuerte reduce el ingreso y la demanda agregada al reducir las exportaciones netas, lo que luego contrarresta los efectos del estímulo inicial sobre las tasas de interés. Dado que en equilibrio no puede haber presión hacia arriba sobre la tasa de interés ni sobre el tipo de cambio, al impacto, este último debe apreciarse lo suficiente como para descartar cualquier cambio en el nivel de demanda agregada, producción y demanda monetaria. Por lo tanto, una expansión del gasto de gobierno provoca exclusivamente una apreciación nominal y real, y una composición diferente de la demanda final, con más demanda pública y menos exportaciones.<sup>5</sup>

Estos resultados son sensibles a la parametrización de las expectativas. Suponiendo un tipo de cambio estacionario, por ejemplo, la apreciación —al impacto— del tipo de cambio en un régimen flotante crearía expectativas de depreciación en el futuro. En equilibrio, la tasa de interés interna subiría por encima de la tasa de interés externa, desplazando (reduciendo) la inversión interna. La esencia del análisis anterior no se vería afectada, pero habría alguna respuesta por parte de la tasa de política monetaria de equilibrio y de la composición de la demanda final, por lo que un mayor gasto público implicaría menos exportaciones netas y menos inversión. Una observación más profunda es que cuando incluimos la dinámica de precios en el modelo, las consecuencias inflacionarias de una expansión del gasto deberían ser más pronunciadas con tipo de cambio fijo.

No obstante, el supuesto de que el grado de acomodación monetaria es necesariamente más alto con tipo de cambio fijo es polémico, aun en la literatura tradicional. Por ejemplo, el análisis de Dornbusch (1980) lleva implícita la noción de que, en la práctica, la acomodación monetaria tiende a ser bastante pronunciada en un sistema de tipo flotante, una posición motivada por la observación empírica de que el tipo de cambio nominal tiende a depreciarse cuando aumenta el gasto fiscal.<sup>6</sup>

4. *En cambio, muchos modelos clásicos suponen expectativas estacionarias: se supone que, en el futuro, el tipo de cambio revertirá su valor a un valor determinado.*

5. *En este simple ejercicio, la acomodación monetaria opera por la vía de un cambio en la oferta monetaria, mientras la tasa de interés se mantiene constante en ambos sistemas. De hecho, el sistema de tipo de cambio flexible se analiza bajo el supuesto de una oferta monetaria constante.*

6. *Ver evidencia reciente en Corsetti, Meier y Müller (2010).*

### III. UN MODELO DE ECONOMÍA PEQUEÑA Y ABIERTA

Esta sección describe un modelo nekeynesiano de economía pequeña y abierta, similar al de Galí y Monacelli (2005), y Ghironi (2000). Nuestra exposición se basa en Corsetti, Meier y Müller (2009), excepto que, para mayor claridad suponemos mercados financieros internacionales completos en el escenario base. Más adelante, consideramos supuestos alternativos respecto del conjunto de activos transados internacionalmente y la proporción de hogares que participan en los mercados de activos nacionales. Nuestra exposición se centra en la economía nacional y su interacción con el resto del mundo.<sup>7</sup>

#### 1. Empresas de Bienes Finales

El bien de consumo final,  $C_t$ , es un compuesto de bienes intermedios producidos por un continuo de empresas monopólicamente competitivas tanto en el país como en el extranjero. Utilizamos  $j \in [0, 1]$  para indexar empresas de bienes intermedios y sus productos y precios. Las empresas de bienes finales operan en un contexto de competencia perfecta y compran bienes intermedios producidos en el país,  $Y_{H,t}(j)$ , así como bienes intermedios importados,  $Y_{F,t}(j)$ . Las empresas de bienes finales minimizan los gastos según la siguiente tecnología de agregación:

$$C_t = \left\langle (1-\omega)^{\frac{1}{\sigma}} \left[ \int_0^1 Y_{H,t}(j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \right]^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \omega^{\frac{1}{\sigma}} \left[ \int_0^1 Y_{F,t}(j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \right]^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right\rangle^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}, \quad (1)$$

donde  $\sigma$  mide la elasticidad precio de los términos de intercambio, es decir, la medida de sustitución entre bienes producidos en el país e importaciones para un determinado cambio en los términos de intercambio. El parámetro  $\varepsilon > 1$  mide la elasticidad precio entre bienes intermedios producidos dentro del mismo país, y  $\omega$  mide el peso de las importaciones en la producción de bienes de consumo final, donde un valor inferior a un medio corresponde a un sesgo local del consumo.

La minimización del gasto implica los siguientes índices de precios para los bienes intermedios producidos en el país y bienes intermedios importados, respectivamente:

$$P_{H,t} = \left[ \int_0^1 P_{H,t}(j)^{1-\varepsilon} di \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}; \quad (2)$$

$$P_{F,t} = \left[ \int_0^1 P_{F,t}(j)^{1-\varepsilon} di \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}.$$

Del mismo modo, el índice de precios de consumo es:

$$P_t = \left[ (1-\omega)P_{H,t}^{1-\sigma} + \omega P_{F,t}^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}. \quad (3)$$

En cuanto al resto del mundo, suponemos una tecnología de agregación isomórfica. Se presume que la ley de precio único se mantiene a nivel de bienes intermedios, de modo que:

$$P_{F,t} \text{NER}_t = P_t^*, \quad (4)$$

7. Nuestra economía pequeña y abierta puede interpretarse como el caso límite, dentro de un mundo de dos países, de una economía de dimensión relativa cero; ver de Paoli (2009).

donde  $NER_t$  es el tipo de cambio nominal (el precio de la moneda nacional en términos de moneda extranjera) y  $P_t^*$  es el índice de precios de las importaciones medidas en moneda extranjera. Corresponde al nivel de precios externos, ya que las importaciones representan una porción insignificante del consumo del resto del mundo. Para referencia futura, definimos los términos de intercambio y el tipo de cambio real de la siguiente manera:

$$S_t = \frac{P_{H,t}}{P_{F,t}} \quad (5)$$

y

$$Q_t = \frac{P_t NER_t}{P_t^*},$$

respectivamente. Mientras la ley del precio único se mantiene, es posible que haya desviaciones de la paridad de poder de compra (PPC) en el corto plazo, debido al sesgo local del consumo. A continuación analizamos la dinámica del modelo en torno a un estado estacionario simétrico, de modo que el PPC se mantenga en el largo plazo.

## 2. Empresas de Bienes Intermedios

Los bienes intermedios son producidos en base a la siguiente función de producción:  $Y_t(j) = H_t(j)$ , donde  $H_t(j)$  mide la cantidad de trabajo empleado por una empresa  $j$ .

Las empresas de bienes intermedios operan en un entorno de competencia imperfecta. Suponemos que la determinación de los precios se ve limitada en forma exógena por la versión de tiempo discreto del mecanismo sugerido por Calvo (1983). Cada empresa tiene la oportunidad de cambiar su precio con una probabilidad dada,  $1 - \xi$ . Dada esta posibilidad, una empresa genérica  $j$  determinará  $P_{H,t}(j)$  para resolver:

$$\max E_t \sum_{k=0}^{\infty} \xi^k \rho_{t,t+k} [Y_{t,t+k}(j) P_{H,t}(j) - W_{t+k} H_{t+k}(j)], \quad (6)$$

donde  $\rho_{t,t+k}$  indica el factor de descuento estocástico, en tanto que  $Y_{t,t+k}(j)$  indica la demanda en el período  $t+k$ , dado que los precios han sido óptimamente determinados en el período  $t$ .  $E_t$  denota el operador de expectativas.

## 3. Hogares

Para nuestro escenario base, suponemos que existe un hogar representativo que ordena secuencias de consumo y esfuerzo laboral,  $H_t = \int_0^1 H_t(j) dj$ , según el siguiente criterio:

$$E_t \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k \left( \frac{C_{t+k}^{1-\gamma}}{1-\gamma} - \frac{H_{t+k}^{1-\varphi}}{1-\varphi} \right). \quad (7)$$

Suponemos que el hogar comercia un conjunto completo de títulos contingentes al estado con el resto del mundo. Haciendo que  $\Xi_{t+1}$  indique el retorno en unidades de moneda local en el período  $t+1$  sobre la cartera mantenida al final de período  $t$ , la restricción presupuestaria del hogar está dada por:

$$W_t H_t + \Upsilon_t - T_t - P_t C_t = E_t (\rho_{t,t+1} \Xi_{t+1}) - \Xi_t \quad (8)$$

donde  $T_t$  e  $\Upsilon_t$  son los impuestos de suma alzada y las ganancias de las empresas de bienes intermedios, respectivamente.

#### 4. Política Fiscal y Monetaria

La especificación de la política monetaria depende del régimen del tipo de cambio. Con tipo de cambio flexible, suponemos que el banco central fija la tasa de interés nominal de corto plazo siguiendo una regla de tipo Taylor:

$$\log(R_t) = \log(R_t) + \phi_\pi (\Pi_{H,t} - \Pi_H), \quad (9)$$

donde  $\Pi_{H,t} = P_{H,t} / P_{H,t-1}$  mide la inflación interna, y las variables sin subíndice de tiempo se refieren al valor de estado estacionario de una variable (aquí al igual que en las siguientes ecuaciones). En este caso, el tipo de cambio nominal está libre para ajustarse de acuerdo con las condiciones de equilibrio implícitas en el modelo. Son varios los sistemas monetarios posibles en un sistema de tipos flotantes, y la especificación de la política monetaria es clave para nuestra comparación de la transmisión de la política fiscal con tipo de cambio fijo y flotante.

Con tipo de cambio fijo, la autoridad monetaria debe ajustar la tasa de política de modo que el tipo de cambio se mantenga constante en su nivel de estado estacionario. Una política factible que asegure esto, así como la determinancia de equilibrio, está dada por:

$$\log(R_t) = \log(R_t^*) + \phi_{\text{NER}} \log\left(\frac{\text{NER}_t}{\text{NER}}\right) \quad (10)$$

con  $\phi_{\text{NER}} > 0$ .<sup>8</sup>

Con respecto a la política fiscal y presupuestaria, suponemos que el gasto público recae únicamente en un conjunto de bienes intermedios nacionales:

$$G_t = \left[ \int_0^1 Y_{H,t}(j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}. \quad (11)$$

También proponemos que los bienes intermedios son ensamblados de modo de minimizar los costos. El índice de precios para el gasto público, por lo tanto, está dado por  $P_{H,t}$ . El gasto público se financia ya sea mediante impuestos de suma alzada,  $T_t$ , o mediante la emisión de deuda nominal a un período,  $D_t$ . La restricción presupuestaria del gobierno en el período se formula de la siguiente manera:

$$R_t^{-1} D_{t+1} = D_t + P_{H,t} G_t - T_t. \quad (12)$$

Definiendo  $D_t^r = D_t / P_{t-1}$  como medida de la deuda real de comienzo del período, y  $T_t^r = T_t / P_t$  como los impuestos en términos reales, postulamos que la política fiscal se describe mediante las siguientes reglas de retroalimentación desde la acumulación de deuda al nivel de gasto e impuestos:

$$G_t = (1 - \rho)G + \rho G_{t-1} - \psi_G D_{Rt} + \varepsilon_t, T_{Rt} = \psi_T D_{Rt}, \quad (13)$$

donde  $\varepsilon_t$  mide un *shock* exógeno, independiente e idénticamente distribuido (i.i.d) al gasto público. Los parámetros  $\psi$  capturan la capacidad de respuesta del gasto y de los impuestos al gasto y la deuda del gobierno.

8. Ver Ghironi (2000) y Benigno, Benigno y Ghironi (2007).

Los análisis estándares de la transmisión fiscal típicamente suponen que  $\psi_G = 0$ . Cuando los impuestos son de suma alzada, se obtiene la equivalencia ricardiana en este caso, ya que la trayectoria del gasto público es determinada exógenamente, y la trayectoria temporal de la deuda y los impuestos pasa a ser irrelevante para la asignación real. En comparación con este valor de referencia, permitir que  $\psi_G > 0$  altera fundamentalmente el mecanismo de transmisión fiscal (Corsetti, Meier y Müller, 2009). Por una vez, estrictamente hablando, la equivalencia ricardiana no se cumple en este caso, aun cuando los impuestos son de suma alzada. Un recorte de impuestos financiado por deuda, dinámicamente lleva a un ajuste en el gasto real, que afecta la asignación real. Es más, el perfil temporal del ajuste afecta el precio intertemporal del consumo, con profundas implicancias para la dinámica macroeconómica. Más adelante analizamos el mecanismo de transmisión fiscal a la luz de estas consideraciones, comparando los resultados obtenidos para un sistema de tipo de cambio flotante con los de un sistema de tipo de cambio fijo.

## 5. Equilibrio

El equilibrio requiere que las empresas y los hogares se comporten óptimamente para condiciones iniciales dadas, acontecimientos de origen exógeno en el resto del mundo, y políticas de gobierno dadas. También deben satisfacerse condiciones de equilibrio del mercado. A nivel de cada bien intermedio, la oferta debe igualar a la demanda total proveniente de empresas de bienes finales, del resto del mundo y del gobierno:

$$Y_t(j) = \left[ \frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}} \right]^{-\varepsilon} \left[ (1-\omega) \left( \frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\sigma} C_t + \omega \left( \frac{P_{H,t}^*}{P_t} \right)^{-\sigma} C_t^* + G_t \right], \quad (14)$$

donde  $P_{H,t}^*$  y  $C_t^*$  representan el índice de precios de los bienes nacionales expresados en moneda extranjera y el consumo del resto del mundo, respectivamente. Es conveniente definir un índice para la producción nacional agregada:

$$Y_t = \left[ \int_0^1 Y_t^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}(j) dj \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}.$$

Si se sustituye para  $Y_t(j)$  utilizando la ecuación (14), se obtiene la relación agregada,

$$Y_t = (1-\omega) \left( \frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\sigma} C_t + \omega \left( \frac{P_{H,t}^*}{P_t} \right)^{-\sigma} C_t^* + G_t. \quad (15)$$

También definimos la balanza de pagos en términos del nivel de producto de estado estacionario:

$$TB_t = \frac{1}{Y} \left( Y_t - \frac{P_t}{P_{H,t}} C_t - G_t \right). \quad (16)$$

A continuación, consideramos una aproximación de primer orden a las condiciones de equilibrio del modelo en torno a un estado estacionario determinístico con comercio equilibrado, deuda cero, inflación cero y paridad de poder de compra. Además, consideramos únicamente los *shocks* originados en la economía nacional y que, por ende, no afectan al resto del mundo.

#### IV. CONDICIONES DE EQUILIBRIO LINEALIZADAS

Esta sección presenta un conjunto de condiciones de equilibrio que pueden utilizarse para aproximar la asignación de equilibrio en respuesta a los *shocks* de gasto público cerca de un estado estacionario. Las letras minúsculas indican desviaciones porcentuales del estado estacionario, y el sombrero indica que tales desviaciones son medidas como porcentaje de la producción de estado estacionario. Los apéndices A y B contienen información detallada de la derivación. Para describir el equilibrio con tipo flotante y con una trayectoria exógena de gasto público, son suficientes tres ecuaciones: una ecuación IS dinámica, la curva de Phillips neokeynesiana, y una caracterización de la política monetaria.<sup>9</sup> En cambio, no es posible representar el equilibrio en tres ecuaciones para una mejor descripción de una política fiscal con efecto de retroalimentación endógena de deuda a gasto o en el caso de tipo de cambio fijo.

La ecuación IS dinámica está dada por:

$$y_t = E y_{t+1} - \frac{(1-\chi)\bar{\omega}}{\gamma} (r_t - E_t \pi_{H,t+1}) - E_t \Delta \hat{g}_{t+1}, \quad (17)$$

donde  $\pi_{H,t}$  mide la inflación interna (precios al productor),  $\hat{g}_t$  indica la desviación del gasto público del estado estacionario medido en porcentaje de la producción de estado estacionario,  $\chi$  mide la relación en estado estacionario entre el gasto público y la producción, y

$$\bar{\omega} = 1 + \omega(2-\omega) (\sigma\gamma-1).$$

La curva de Phillips neokeynesiana de economía abierta está dada por:

$$\pi_{H,t} = \beta E_t \pi_{H,t+1} + \kappa \left[ \varphi + \frac{\gamma}{(1-\chi)\varpi} \right] y_t - \kappa \frac{\gamma}{(1-\chi)\varpi} \hat{g}_t, \quad (18)$$

donde  $\kappa = (1-\beta\xi)(1-\xi)/\xi$ .

Ambas políticas monetarias se caracterizan por una regla de retroalimentación de tasas de interés (en cuyo caso, el tipo de cambio nominal puede adaptarse libremente), o la autoridad monetaria ajusta la tasa de política de modo que el tipo de cambio se mantenga en su nivel de estado estacionario. Formalmente, tenemos:

$$r_t = \phi_\pi \pi_{H,t}. \quad (19)$$

o:

$$r_t = \phi_{NER} \text{NER}_t.$$

Las variables relacionadas con el resto del mundo son cero en términos de desviaciones del estado estacionario, ya que sólo tenemos en cuenta los *shocks* en la economía nacional.

9. A menudo se la denomina la representación canónica del modelo neokeynesiano (ver, por ejemplo, Galí y Monacelli, 2005). Nuestra representación difiere de Galí y Monacelli (2005), ya que estos se abstraen del gasto público. Preferimos representar la forma canónica utilizando el producto en lugar de la brecha de producto, dado que los cambios del gasto público también alteran el nivel natural del producto. Galí y Monacelli (2008) consideran un esquema muy similar, pero se centran en el caso especial en el que la elasticidad de sustitución intertemporal y la elasticidad precio de los términos de intercambio son iguales a uno.

La evolución de la deuda pública, el gasto público y los impuestos está dada por:

$$\beta \hat{d}_{t+1}^r = \hat{d}_t^r + \chi \omega s_t + \hat{g}_t - \hat{t}_t^r \quad (20)$$

$$\hat{g}_t = \rho \hat{g}_{t-1} - \psi_G \hat{d}_t^r + \varepsilon_t, \quad (21)$$

y

$$\hat{t}_t^r = \psi_T \hat{d}_t^r. \quad (22)$$

Para especificar completamente la dinámica del equilibrio, relacionamos el tipo de cambio nominal con la dinámica del producto y la inflación de la siguiente manera. La definición de los términos de intercambio,  $s_t = p_{H,t} - p_{F,t}$ , y la ley de precio único implica que

$$s_t = p_{H,t} + \text{NER}_t. \quad (23)$$

Utilizando la condición de equilibrio del mercado de bienes y la condición de riesgo compartido, podemos expresar los términos de intercambio en función del producto neto del gasto público:

$$\frac{1-\chi}{\gamma} \omega s_t = -(y_t - \hat{g}_t). \quad (24)$$

Dadas las condiciones iniciales y una secuencia para innovaciones al gasto público,  $\{\varepsilon_t\}_{t=0}^{\infty}$ , las ecuaciones (17) a (24) identifican una secuencia para nueve variables,  $\{y_t, \pi_{H,t}, p_{H,t}, \hat{g}_t, e_t, s_t, \hat{t}_t^r, d_{t+1}^r\}_{t=0}^{\infty}$ , donde  $\pi_{H,t} = p_{H,t} - p_{H,t-1}$ .

## V. REVISIÓN DEL SABER CONVENCIONAL: SISTEMA CAMBIARIO Y ACOMODACIÓN MONETARIA

Los estudios teóricos de los efectos macroeconómicos de la política fiscal típicamente suponen que el gasto público sigue un proceso de origen exógeno autorregresivo de primer orden, o AR(1). En nuestro esquema, este supuesto corresponde al caso de no retroalimentación de la acumulación de deuda a gasto,  $\psi_G = 0$ , que, como ya se ha mencionado, implica una equivalencia ricardiana. Aunque restrictiva, esta parametrización convencional nos da un punto de partida útil para nuestro análisis. Específicamente, tomamos el tema de cómo y por qué el sistema cambiario puede modificar la transmisión de un *shock* de gasto autorregresivo con mayores impuestos de suma alzada. Utilizamos simulaciones del modelo para mostrar que, bajo supuestos estándares en los valores de los parámetros, este ejercicio básico sustenta un aspecto particular del saber convencional, esto es, que la política fiscal es más efectiva para estimular la actividad económica en un entorno de tipo de cambio fijo que en uno de tipo de cambio flotante (donde el banco central sigue la regla de Taylor).

Para nuestros experimentos numéricos, adoptamos los siguientes valores de parámetros. En el modelo, un período corresponde a un trimestre. El factor de descuento,  $\beta$ , se fija en 0.99. Suponemos que el coeficiente de aversión relativa al riesgo,  $\gamma$ , y la inversa de la elasticidad de oferta de trabajo de Frisch,  $\phi$ , toman el valor uno. La elasticidad precio de los términos de intercambio,  $\sigma$ , también se fija en uno. En cuanto a la apertura, suponemos  $\omega = 0.3$ . Como las rigideces de precios inevitablemente tendrán un papel importante en la transmisión de los *shocks* de gasto público, suponemos una curva de Phillips bastante plana, fijando

$\xi = 0.9$ , un valor que implica una duración promedio de los precios de 10 trimestres. Esta parametrización entra en conflicto con evidencia de estudios microeconómicos como, por ejemplo, Nakamura y Steinsson (2008). No obstante, la elección de un grado relativamente alto de rigidez de precios nos parece adecuado en el contexto de nuestro esquema, ya que nos abstraemos de varias características del modelo que implicarían una curva de Philips más plana para cualquier valor dado de  $\xi$  (por ejemplo, retornos no constantes a escala en el factor variable de producción o elasticidades no constantes de demanda).<sup>10</sup> También hacemos abstracción de las rigideces salariales. Fijamos  $\varepsilon = 11$ , de modo que el margen de estado estacionario sea igual al 10%. Para especificar la política monetaria, establecemos  $\phi_\pi = 1.5$ . Tal como se analiza más abajo, este parámetro juega un papel central en la transmisión de *shocks* fiscales. Por último, la participación del gasto público en el PIB se fija en un 20%, y suponemos que la persistencia del gasto público es  $\rho = 0.9$ .

El gráfico 2 muestra la impulso-respuesta a un aumento exógeno del gasto público de 1% del PIB, para dos economías que son idénticas en todos sus aspectos salvo el sistema cambiario (y, por lo tanto, el sistema monetario). Las respuestas del producto y del gasto público se miden en porcentaje de la producción de estado estacionario. Las respuestas de las demás variables se miden en porcentaje de desviación del estado estacionario. Los ejes horizontales indican trimestres. La línea continua se refiere al tipo de cambio fijo, en tanto la línea discontinua se refiere al tipo de cambio flotante. El panel A muestra el proceso AR(1) del gasto público, que es idéntico en ambos sistemas cambiarios.

Un primer resultado notable es que, en ambos sistemas, la respuesta del producto (panel B) es positiva, pero menor que uno durante todo el período. Esto es bien diferente del modelo Mundell-Fleming para una economía pequeña y abierta con perfecta movilidad del capital, que predice que los multiplicadores del gasto público sobre el producto deberían ser mayores que uno en un sistema cambiario fijo, e igual a cero en un sistema flotante. Nuestros resultados concuerdan con la teoría convencional en términos relativos: en respuesta a un *shock* fiscal positivo (autorregresivo), el PIB en un sistema de tipo de cambio fijo supera al correspondiente a un régimen flotante en aproximadamente 25% al impacto, y la respuesta del PIB permanece más fuerte en el sistema cambiario fijo en los primeros dos trimestres que siguen al impulso inicial.

El gráfico 2 muestra más resultados notables sobre la respuesta de la inflación y el nivel de precios. Al impacto, la respuesta de la inflación interna (panel C) es positiva cualquiera sea el sistema cambiario. Sin embargo, con el tiempo, la inflación sigue trayectorias divergentes. Con tipo de cambio fijo, la inflación cae por debajo de su valor de estado estacionario luego de dos años aproximadamente, mientras que se mantiene en un valor positivo en todo momento en un entorno de flotación. Esto tiene implicancias directas sobre la tasa de interés de política monetaria. Con tipo de cambio flotante, la regla de Taylor implica que la tasa de política aumenta abruptamente al impacto y luego se revierte poco a poco hasta llegar a su nivel de estado estacionario. En términos nominales, la tasa de interés de política monetaria en un sistema cambiario flotante permanece por encima de la tasa de interés nominal constante necesaria en un sistema de tipo fijo. Además, al cumplirse el principio de Taylor en un sistema de tipo de cambio flotante, las tasas de interés reales de corto plazo (que no se muestran aquí) suben por encima de los niveles de estado estacionario durante toda la política fiscal expansiva, de modo que la tasa de interés real de largo plazo también sube.

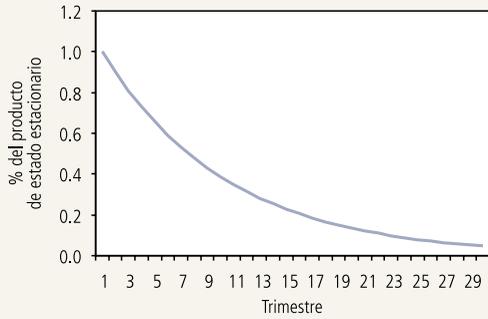
El comportamiento diferencial de la inflación también describe una aparente divergencia de largo plazo en el nivel de precios para los bienes producidos en el país ( $p_{H,t}$ ) y, por ende, en el tipo de cambio nominal. Con el banco central siguiendo una regla de Taylor en un entorno de tipo flotante, la autoridad monetaria ajusta la tasa de política en respuesta a la tasa de aumento de los precios, y los precios nominales sufren un

10. Ver Galí, Gertler y López-Salido (2001) o Eichenbaum y Fisher (2007), donde se analiza con más detalle el modo en que las rigideces reales interactúan con rigideces de precios nominales en el contexto del modelo nekeynesiano. Este último estudio también considera una elasticidad precio de la demanda no constante, que aumenta aun más el grado de rigideces reales.

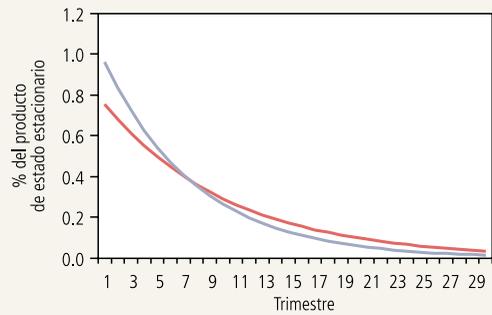
GRÁFICO 2

Efecto de un *Shock* al Gasto de Gobierno con Tipo de Cambio Fijo vs. Flotante<sup>a</sup>

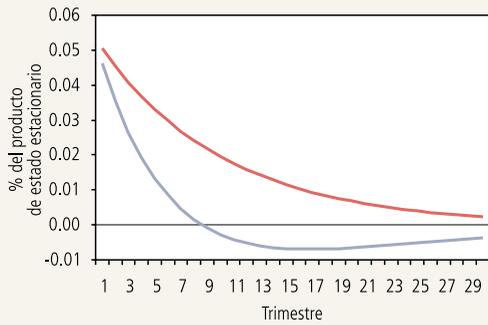
A. Gasto de gobierno



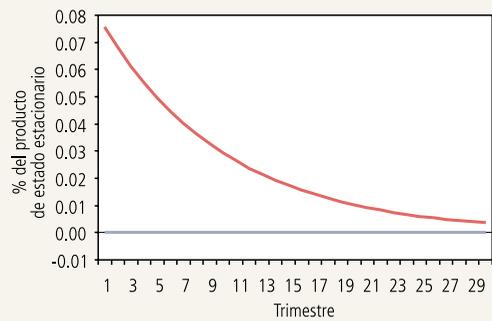
B. Producto



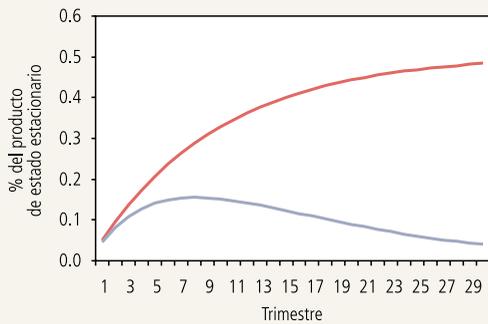
C. Inflación



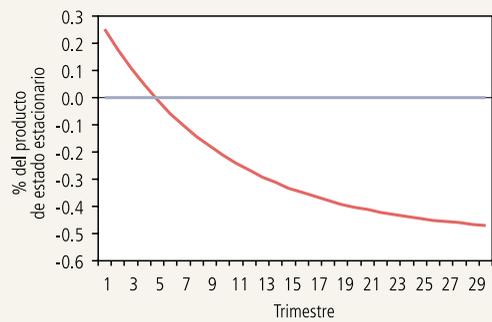
D. Tasa de política



E. Nivel de precios



F. Tipo de cambio



— Flotante — Fijo

Fuente: Elaboración propia.

<sup>a</sup> Tipos de cambio flotantes con  $f_p = 1.5$ . Inflación y nivel de precios corresponden a bienes de producción nacional.

alza permanente a un nivel más alto. Dado que la paridad del poder de compra (PPC) debe cumplirse en el largo plazo, con el tiempo el tipo de cambio nominal se deprecia proporcionalmente. Entonces, tanto el nivel de precios nacionales como el tipo de cambio nominal muestran un comportamiento de raíz unitaria en un sistema de tipo de cambio flotante.

Cuando el tipo de cambio permanece (creíblemente) anclado a su nivel inicial, la PPC de largo plazo requiere que los precios nacionales vuelvan a su nivel inicial de estado estacionario. La inflación, por lo tanto, debe caer por debajo de su nivel de estado estacionario luego del impulso positivo inicial. En el corto plazo, las empresas responden a la demanda adicional del gobierno aumentando los precios, lo que las hace menos competitivas en el mercado mundial. A medida que el gasto público vuelve progresivamente a su nivel inicial, las empresas nacionales necesitan recuperar su competitividad: reoptimizan los precios bajándolos a medida que la demanda del gobierno disminuye.

En el gráfico 2, el gasto público es determinado en forma exógena y es idéntico en los diferentes sistemas cambiarios, de modo que mayores efectos de producto en un entorno de tipos fijos reflejan una política monetaria más acomodaticia, como afirma el saber convencional. Dado el rol que juega la acomodación monetaria en el mecanismo de transmisión, nuestros resultados son algo sensibles a la parametrización de la regla de política monetaria en un sistema de tipo flotante, punto que se ilustra en el gráfico 3. En este gráfico, comparamos los resultados para valores altos y bajos del coeficiente  $\phi_\pi$ . Con un coeficiente tan alto como  $\phi_\pi = 3.00$ , que implica que el banco central apunta a la estabilidad de precios, el multiplicador del impacto se aproxima a 0.6, que está más en línea con la visión tradicional de Mundell-Fleming de los efectos de producto relativamente débiles del gasto público en una flotación. Por el contrario, un coeficiente menor, de  $\phi_\pi = 1.01$ , que indexa una reactividad leve del banco central a la inflación actual, produce multiplicadores del impacto muy similares con tipo de cambio fijo o flotante (y los multiplicadores acumulativos, obtenidos mediante la suma de los efectos de producto en el tiempo, son de hecho mayores).

A la luz de estos resultados, podemos reformular la lección clave del saber convencional: dado que la efectividad de la política fiscal depende del grado de acomodación monetaria, la comparación de la transmisión fiscal en los diferentes sistemas cambiarios requiere una especificación precisa de la política monetaria y su conducción. El modelo nekeynesiano proporciona un marco claro y transparente para lograrlo.

## VI. ANÁLISIS DEL ROL DE LAS TASAS DE INTERÉS REALES DE LARGO PLAZO

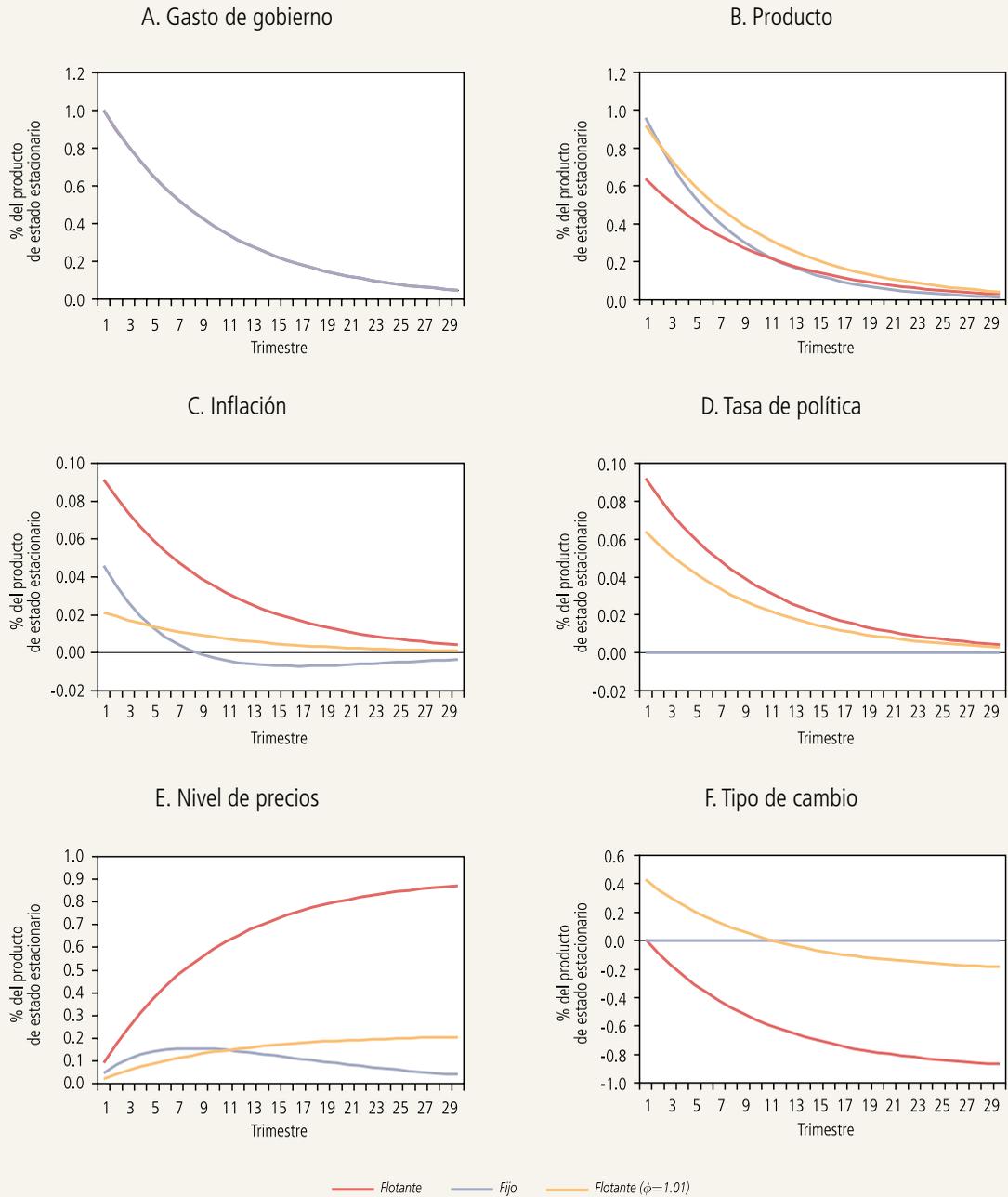
Para analizar más de cerca el modo en que la transmisión de los *shocks* fiscales necesariamente depende de la interacción de las políticas fiscal y monetaria a diferentes horizontes, recurrimos ahora a una simple descripción analítica de la transmisión fiscal en un entorno de tipo de cambio flotante (con regla de Taylor) y fijo. El principal hallazgo es que la política fiscal no puede modelarse sin especificar un marco de política a mediano y a largo plazo. Con relación al mundo de Mundell-Fleming, el análisis nekeynesiano entrega un marco más adecuado para este propósito, ya que le otorga un rol mucho mayor a la asignación intertemporal óptima por parte de los hogares en respuesta a cambios en los precios relativos y, sobre todo, a la trayectoria de las tasas de interés reales.

En el modelo nekeynesiano base, la trayectoria óptima del consumo se caracteriza por la ecuación de Euler del consumo. Utilizamos una versión linealizada del modelo (ver apéndice A) y tras su resolución, tenemos:

$$\cdot c_t = \frac{1}{\gamma} E_t \underbrace{\sum_{s=0}^{\infty} (r_{t+s} - \pi_{t+1+s})}_{\equiv \bar{r}_t} \quad (25)$$

GRÁFICO 3

**Efecto de un Shock al Gasto de Gobierno para Valores Alternativos de Selección de Variables con Tipo de Cambio Fijo vs. Flotante**



Fuente: Elaboración propia.

donde hemos usado el hecho de que la economía es estacionaria y, por ende, siempre se revierte a su estado estacionario (es decir,  $\lim_{s \rightarrow \infty} C_{t+s} = 0$ ). La ecuación (25) muestra que, en términos de desviaciones del estado estacionario, el consumo actual está determinado por las expectativas durante toda la trayectoria de las tasas de interés real ex-ante futuras. Dado que la hipótesis de expectativas se cumple en el modelo, lo último puede interpretarse como una medida de retorno real de un bono de duración infinita, es decir, como medida de la tasa de interés real de largo plazo.<sup>11</sup> La tasa de interés real de largo plazo sintetiza las interacciones fiscales y monetarias en todos los horizontes temporales, en respuesta a *shocks* fiscales y otros (ver Corsetti, Meier y Müller, 2009). Tal como se mencionó antes, con un tipo de cambio flotante, la política monetaria no se ve restringida por la necesidad de llevar el nivel de precios nuevamente a su nivel inicial de estado estacionario en el largo plazo. Con una regla de Taylor vigente, la instancia monetaria en respuesta a una expansión fiscal es contractiva tanto en el corto como en el largo plazo, a un grado que depende de la parametrización del coeficiente  $\phi_\pi$ . El aumento del gasto hace que la inflación permanezca persistentemente positiva, de modo que se estima que las tasas de interés de corto plazo permanecerán en su valor constante o por arriba del mismo en el largo plazo; esto implica un aumento en las tasas de interés de largo plazo al impacto. En el apéndice C mostramos formalmente que, en un entorno de tipos flexibles, las tasas de interés de largo plazo siempre aumentan para valores paramétricos plausibles, siempre que  $\psi_G = 0$ .

Consideremos ahora el caso de un tipo de cambio fijo a una moneda. Como muestra el gráfico 2, la política monetaria parece ser más acomodaticia o flexible en el corto plazo en un sistema de tipo fijo, dado que, en términos reales, las tasas de interés de corto plazo bajan uno a uno con el aumento de la inflación. No obstante, las tasas reales de corto plazo aumentan en el mediano y en el largo plazo, cuando, para un tipo de cambio nominal sin cambios, la paridad del poder de compra conduce a la inflación a territorio negativo (en desviaciones del estado estacionario). Dada la dinámica de la inflación presentada en el gráfico 2, por ejemplo, las tasas de interés reales de corto plazo inicialmente caen por debajo del estado estacionario, pero se vuelven positivas luego de transcurridos unos ocho trimestres.

Esta observación plantea la cuestión de determinar en qué dirección se mueve la tasa de interés de largo plazo al impacto. Podemos obtener una conclusión simple y analítica utilizando nuestros supuestos simplificadores: una economía pequeña y abierta y variables externas constantes. Recordemos que en mercados financieros completos, la economía es estacionaria y siempre se revierte al estado estacionario luego de un aumento transitorio del gasto público interno. Como la paridad del poder de compra se mantiene en el largo plazo,  $\lim_{t \rightarrow \infty} P_t = P$  con un tipo de cambio fijo: en el largo plazo, el nivel de precios interno queda anclado al nivel de precios externo. Por consiguiente:

$$\sum_{t=0}^{\infty} \pi_t = 0.$$

Al mismo tiempo, la tasa de interés interna está anclada a la tasa externa, y esta última se supone constante. Por lo tanto,

$$\bar{r}_t = \underbrace{\left( -\sum_{t=0}^{\infty} \pi_{t+1} \right)}_{=0} - \pi_0 + \pi_0 = \pi_0.$$

11. La tasa de interés real de largo plazo también está estrechamente relacionada con el tipo de cambio real, a través del riesgo compartido:  $-\gamma c_t = q_t = \bar{r}_t$  (ver apéndice A). Los movimientos de la tasa de interés de largo plazo pueden, al mismo tiempo, justificar cambios en el consumo y en el tipo de cambio real. Específicamente, Corsetti, Meier y Müller (2009) analizan el modo en que la trayectoria estimada del gasto público futuro altera el comportamiento de las tasas de interés reales de largo plazo y el ajuste de corto plazo a una innovación exógena del gasto público.

Entonces, la respuesta de la tasa de interés real de largo plazo al impacto es igual al cambio inicial imprevisto de la inflación IPC (y la evolución futura de la inflación no es relevante). Dado que el efecto inicial de un aumento del gasto público sobre la inflación es positivo, la tasa de largo plazo aumenta y el consumo necesariamente baja. Además, un diferencial positivo entre las tasas reales de largo plazo internas y externas produce una apreciación del tipo de cambio en términos reales.

Este resultado tiene algunas implicancias para la literatura sobre política de estabilización y ajuste macroeconómico en un sistema de tipo de cambio fijo. Un buen ejemplo es la denominada crítica de Walters. Comienza a partir de la observación que, manteniendo la tasa de interés nominal constante, los efectos inflacionarios de un *shock* de demanda positivo se traducen en una caída de la tasa de interés real de corto plazo. El movimiento endógeno de la tasa de interés real es expansivo, según este razonamiento: le da un impulso mayor a la demanda en lugar de estabilizarla. En su forma extrema, la crítica de Walters dice que una economía pequeña y abierta que quiere lograr un ancla monetaria o participar en una unión monetaria se desestabiliza, dado que los *shocks* son amplificadas por movimientos procíclicos de la instancia monetaria.

El contraargumento tradicional señala que, con una inflación interna positiva, los precios en aumento desplazan las exportaciones tarde o temprano, estabilizando naturalmente así a la demanda a través del canal del tipo de cambio real. El paradigma moderno clarifica un tema más profundo. Tal como ya se mostró, con un tipo de cambio fijo las tasas de interés reales de largo plazo, que impulsan la demanda privada, de hecho aumentan uno a uno con el impulso inicial de la inflación. Las consecuencias inflacionarias de corto plazo de un *shock* de demanda positivo simultáneamente reducen las tasas de interés de corto plazo en términos reales, pero estas no tienen relevancia directa en las decisiones de gasto privado.

Hay una referencia a los efectos de las alzas de precios sobre la competitividad, que sigue siendo apropiada en el marco moderno: la competitividad es la fuerza económica que subyace a la paridad del poder adquisitivo. Lo que el modelo nekeynesiano enfatiza es que no se puede comparar el canal del tipo de cambio real y el canal de la tasa de interés, tratándolos como si fueran independientes entre sí. En condiciones de equilibrio, ambos moldean el precio intertemporal correspondiente al consumo y a las decisiones de ahorro privado.

## VII. EL SABER CONVENCIONAL CUESTIONADO: MARCO FISCAL DE MEDIANO PLAZO

El rol de los precios intertemporales en la transmisión de la política fiscal hace más importante ampliar el análisis incorporando especificaciones generales del marco de mediano plazo, más allá del caso de  $\psi_G = 0$ . Para explorar esta nueva orientación del análisis, utilizamos a Corsetti, Meier y Müller (2009) y comparamos los resultados para  $\psi_G = 0$  y  $\psi_G = 0.02$ , fijando  $\psi_T = 0.02$ . Con  $\psi_G$  positivo, una expansión del gasto público lleva a un ajuste endógeno del gasto en el tiempo. Desde una perspectiva cuantitativa, nuestros supuestos implican que el gasto público se recorta y los impuestos aumentan, en 0.02 puntos base por cada aumento de 1% de deuda pública (todo medido en unidades de producto de estado estacionario).

Para las economías con tipo de cambio flotante, es sumamente importante estabilizar la deuda para asegurar la eficacia del estímulo fiscal. Corsetti, Meier y Müller (2009) analizan en detalle las implicancias de los recortes dinámicos y endógenos del gasto, también llamados reversiones del gasto, y muestran que el multiplicador del gasto en el consumo puede ser positivo al impacto: la demanda de consumo aumenta y la respuesta del producto es, por ende, mayor. El mecanismo de transmisión es análogo al analizado para el régimen de tipo de cambio fijo en la sección anterior. Siguiendo la misma lógica, nos centramos en la respuesta de la inflación. La tasa de inflación, que es positiva en el corto plazo, pasa a ser negativa con el tiempo (en relación con el estado estacionario) en previsión de los recortes de gastos, y entonces cae incluso antes de que estos recortes se implementen en realidad. La razón de esto es que, con precios inflexibles, las empresas enfocadas al futuro ajustan sus precios óptimamente a la baja antes de que caiga

la demanda. Dado que una inflación menor implica tasas de política más bajas comparadas con el caso de  $\psi_G = 0$ , una expansión del gasto en el corto plazo puede de hecho estar acompañada por una caída (en lugar de un aumento) de la tasa de interés de largo plazo, incorporando la demanda privada e impulsando la producción por arriba de un uno a uno al impacto. Por lo tanto, el tipo de cambio se deprecia en lugar de apreciarse, lo que es coherente con evidencia reciente para las economías que han adoptado tipos de cambio flotantes (ver Corsetti, Meier y Müller, 2010).

El caso planteado por Corsetti, Meier y Müller (2009) de una reversión del gasto es especialmente relevante para el presente análisis, ya que las consecuencias sobre el mecanismo de transmisión difieren claramente entre los distintos sistemas cambiarios. El gráfico 4 muestra las impulso-respuestas para tipo de cambio flotante y fijo frente a los *shocks* de gasto público caracterizados por una reversión (ver comportamiento endógeno del gasto en el tiempo en el panel A). Los resultados están en claro contraste con los que se muestran en el gráfico 2, calculados en ausencia de reversiones del gasto. En particular, la respuesta del producto (panel B), parece contradecir el saber convencional: en los primeros dos años, la respuesta del producto es mayor con tipo de cambio flotante que con tipo de cambio fijo.

Si bien el sistema de consolidación de deuda (con reversiones) es decisivo para los efectos del producto de corto plazo en una flotación, no juega un papel cuantitativamente importante en un sistema de tipo de cambio fijo. Esto es coherente con nuestra caracterización analítica de la transmisión en un sistema de tipo fijo, según la cual la tasa de interés real de largo plazo siempre sube al impacto con inflación de impacto, independientemente de la trayectoria exacta de las tasas de interés reales de corto plazo futuras y, por ende, independientemente del tipo de consolidación de la deuda y su intensidad.

Estos resultados agregan una dimensión importante al saber convencional sobre la transmisión fiscal en los diferentes sistemas cambiarios. No sólo varía la efectividad relativa de la política fiscal cuando cambia el grado relativo de acomodación monetaria en los distintos sistemas, sino que, si dicho grado se mantiene constante, el ranking es también sensible a la especificación del panorama fiscal de mediano plazo.

## VIII. ROBUSTEZ Y EXTENSIONES: EL CASO DE LOS MERCADOS FINANCIEROS INCOMPLETOS

Hasta ahora, hemos desarrollado nuestro análisis bajo el supuesto de mercados financieros completos. Ahora exploraremos hasta qué punto son sensibles nuestros resultados a las fricciones financieras, utilizando dos supuestos alternativos con respecto a la estructura de los mercados financieros. En primer lugar, relajamos el supuesto de que los mercados financieros son completos a nivel internacional y permitimos el comercio únicamente en bonos nominales no contingentes. En segundo lugar, suponemos que, además, el acceso a los mercados financieros internos es restringido. En concreto, sólo un subconjunto de la población tiene acceso a los mercados de activos, y los hogares sin acceso consumen todo su ingreso disponible en cada período. Este escenario es similar a las variantes de economía cerrada de Galí, López-Salido y Vallés (2007), y Bilbiie, Meier y Müller (2008).

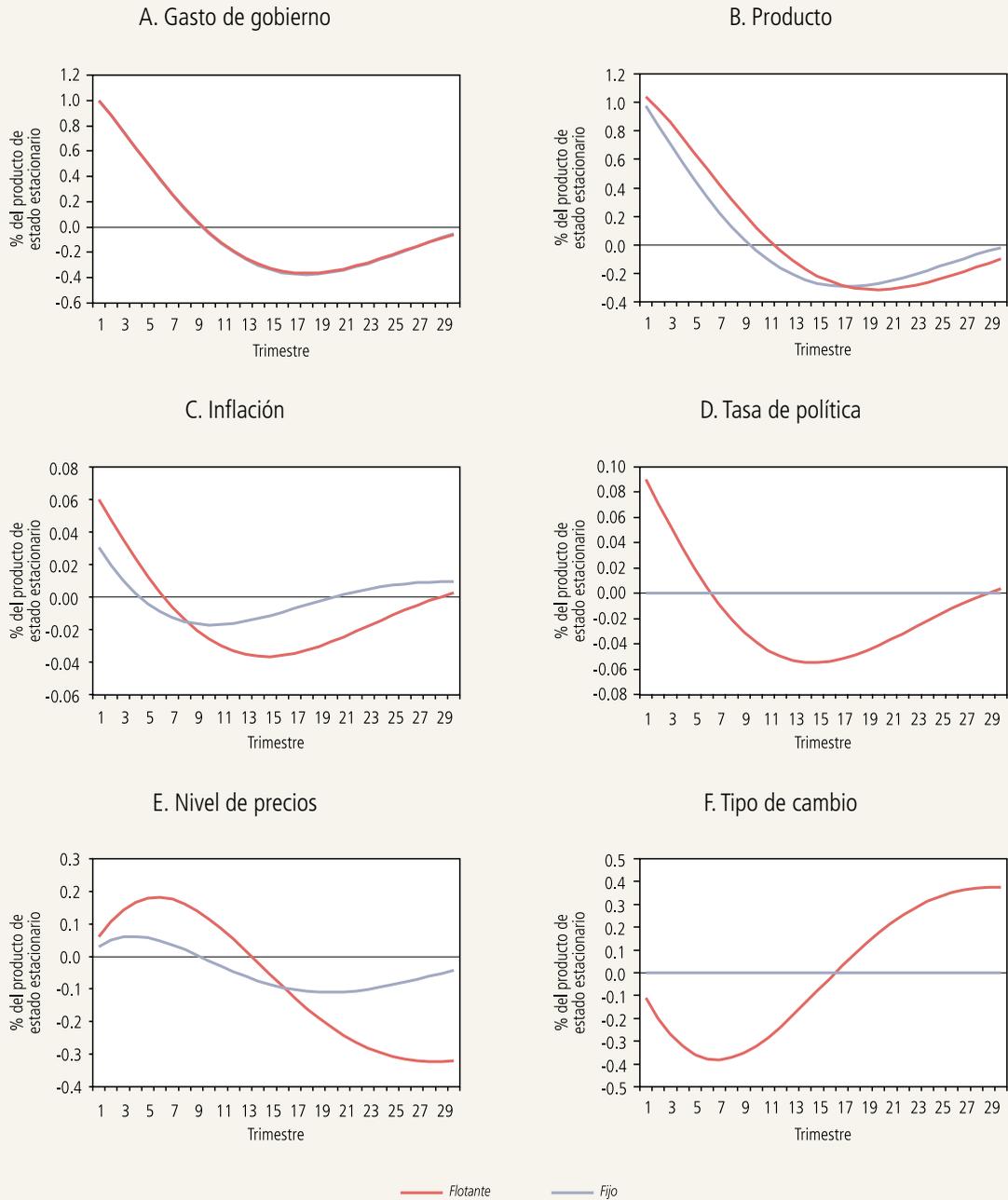
### 1. Configuración del Modelo

Modificamos nuestro modelo con el supuesto de que, de un continuo de hogares en  $[0, 1]$  que residen en nuestra economía pequeña y abierta, una porción  $1-\lambda$  son tenedores de activos, indexada por un subíndice  $A$ . Estos hogares son propietarios de las empresas y pueden transar bonos de un período tanto en el país como en el exterior. Los hogares restantes (una fracción  $\lambda$  del total) no participan para nada en los mercados de activos, es decir, no poseen activos. Se los indexa con un subíndice  $N$ .

Un hogar representativo, tenedor de activos, elige el consumo,  $C_{A,t}$ , y provee trabajo,  $H_{A,t}$ , a empresas de bienes intermedios a fin de maximizar

GRÁFICO 4

**Efecto de un Shock al Gasto de Gobierno con Reversión de Gastos con Tipo de Cambio Fijo vs. Flotante**



Fuente: Elaboración propia.

$$E_t \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k \left( \frac{C_{A,t+k}^{1-\gamma}}{1-\gamma} - \frac{H_{A,t+k}^{1-\varphi}}{1-\varphi} \right) \quad (26)$$

sujeto a la restricción presupuestaria del período

$$R_t^{-1} A_{t+1} + \frac{R_{F,t}^{-1} B_{t+1}}{\text{NER}_t} + P_t C_{A,t} = A_t + \frac{B_t}{\text{NER}_t} + W_t H_{A,t} - T_t + \Upsilon_t \quad (27)$$

donde  $A_t$  y  $B_t$  son bonos de un período expresados en moneda local y en moneda extranjera, respectivamente.  $R_t$  y  $R_{F,t}$  indican las tasas de interés nominal brutas de ambos bonos. Suponemos que no pueden darse esquemas de Ponzi.

Suponemos que la tasa de interés pagada u obtenida en razón de los bonos extranjeros por los hogares locales queda determinada por la tasa de interés mundial exógena,  $R_t^*$ , más un *spread* que disminuye con el valor real de las tenencias de bonos escaladas por el producto, es decir,

$$R_{F,t} = R_t^* - \alpha \frac{B_{t+1}}{\text{NER}_t Y_t P_t}. \quad (28)$$

Este supuesto asegura la estacionariedad de las tenencias de bonos (incluso para valores muy bajos de  $\alpha$ ) y, por lo tanto, nos permite estudiar el comportamiento de la economía en la zona cercana a un estado estacionario determinístico.

Un hogar representativo que no es tenedor de activos, elige el consumo  $C_{N,t}$  y provee trabajo  $H_{N,t}$  a empresas de bienes intermedios a fin de maximizar su flujo de utilidad período a período. Así, el objetivo está dado por:

$$\max \frac{C_{N,t}^{1-\gamma}}{1-\gamma} - \frac{H_{N,t}^{1+\varphi}}{1+\varphi}. \quad (29)$$

sujeto a la restricción de que el gasto de consumo iguale al ingreso neto:

$$P_t C_{N,t} = W_t H_{N,t} - T_t. \quad (30)$$

Para el caso de los hogares que no son tenedores de activos, el consumo es igual al ingreso disponible en cada período; por eso, a veces se los denomina consumidores “de mano a boca”.

El consumo agregado y la oferta de trabajo están dados por:

$$C_t = \lambda C_{N,t} + (1-\lambda) C_{A,t}. \quad (31)$$

y

$$H_t = \lambda H_{N,t} + (1-\lambda) H_{A,t} \quad (32)$$

donde  $H_t = \int_0^1 H_t(j) dj$  es el trabajo agregado empleado por empresas locales de bienes intermedios.

En cuanto a los mercados de activos, suponemos que los extranjeros no son tenedores de bonos en moneda local. Por lo tanto, el equilibrio del mercado para los bonos en moneda local requiere que:

$$(1 - \lambda)A_t - D_t = 0 \quad (33)$$

El mercado de bonos en moneda extranjera se equilibra por la ley de Walras.

## 2. Transmisión con Riesgo Compartido Imperfecto

Esta subsección presenta simulaciones del modelo ya sea en mercados incompletos, o en mercados incompletos y con una participación de mercado limitada, como se explicó más arriba. En el Apéndice A, ofrecemos una lista detallada de las condiciones de equilibrio utilizadas en las simulaciones. Mantenemos los mismos valores de parámetros que en la sección V, excepto para la elasticidad precio de los términos de intercambio  $\sigma$ . Al valor de uno para esta elasticidad (un supuesto que se presenta más arriba), los precios relativos se mueven de un modo que asegura un riesgo totalmente compartido, incluso en mercados de activos internacionales incompletos (ver Cole y Obstfeld, 1991). Dado que estamos interesados en la sensibilidad de nuestros resultados a los entornos con riesgo compartido imperfecto, fijamos  $\sigma = 2/3$ , que es un valor dentro del rango (realmente amplio) utilizado en la literatura macroeconómica reciente.<sup>12</sup> Para ser breves, sólo nos centramos en los *shocks* de gasto autorregresivos exógenos con  $\psi_G = 0$ ; no analizamos aquí el caso de reversiones del gasto.

El gráfico 5 contrasta los resultados del escenario base (mercados financieros completos) con los obtenidos bajo el supuesto de mercados financieros internacionales incompletos. Al igual que antes, proponemos un aumento exógeno en el gasto público de 1% del producto de estado estacionario (que no se muestra). La respuesta del consumo es algo más alta con mercados incompletos en ambos sistemas cambiarios, según la diferente dinámica de las tasas de interés reales de largo plazo. Desde una perspectiva cuantitativa, sin embargo, las diferencias entre las respuestas del consumo y del producto son moderadas.<sup>13</sup>

## 3. Participación Limitada en el Mercado de Activos

El gráfico 6 compara los resultados del escenario base (mercados financieros completos) con el caso de participación limitada. En este caso, nos basamos en dos supuestos: que el conjunto de activos transados entre países se limita a los bonos no contingentes, y que el acceso al comercio de bonos dentro de un país está limitado a una porción de sólo  $1 - \lambda$ . Concretamente, suponemos que  $\lambda = 1/3$ . Reportamos las respuestas del consumo, de las tasas reales de interés de largo plazo y del producto ante un aumento exógeno del gasto público de 1% del PIB.

Con una participación limitada en el mercado de activos, el ajuste dinámico del consumo es bastante diferente a nuestros resultados de la sección VI. Al impacto, el consumo ahora aumenta, tanto con tipo de cambio fijo como en una flotación. Es importante resaltar que esto ocurre a pesar de que la respuesta de las tasas de interés reales de largo plazo es siempre positiva. La razón es clara y concisa: en nuestra especificación, una porción considerable de hogares no tiene acceso a los mercados de activos. Su consumo es una función del ingreso corriente y no está directamente vinculado con los movimientos de las tasas de interés de largo plazo. Debido a la fuerte respuesta del consumo, también observamos un efecto considerablemente más fuerte del

12. Ver Corsetti, Dedola y Leduc (2008) para un análisis más profundo.

13. Este resultado guarda coherencia con las investigaciones anteriores, que concluyen que la asignación con mercados financieros incompletos se parece bastante al caso de mercados completos, a menos que la elasticidad precio de los términos de intercambio sea sustancialmente diferente de 1 en alguno de sus extremos y, en el caso de elasticidad alta, los shocks sean persistentes o sigan un proceso de difusión. (Ver Corsetti, Dedola y Leduc, 2008).

gasto público sobre el producto. Así, esta variante del modelo respalda el saber convencional: en ausencia de una reversión del gasto (con  $\psi_G = 0$ ), la transmisión macroeconómica de los *shocks* fiscales es algo más fuerte en el caso de un tipo de cambio fijo, con un multiplicador de impacto mayor que uno.

## IX. CONCLUSIONES

¿Es cierto que un sistema de tipo de cambio fijo aumenta la capacidad de las políticas fiscales para determinar la actividad económica? ¿Pueden los países pequeños de la Eurozona tener mayores expectativas respecto de una estabilización fiscal que los países fuera de ella? Décadas de práctica de política económica ya han calificado las respuestas afirmativas que los tratamientos clásicos del modelo de Mundell-Fleming les han dado a estas interrogantes. En este estudio, hemos analizado las razones teóricas para redefinir el saber convencional, enriqueciéndolo aun más.

Basándonos en Corsetti, Meier y Müller (2009), nuestro análisis aporta una idea simple a tener en cuenta sobre el rol del régimen cambiario en la transmisión de la política fiscal: la efectividad del estímulo fiscal depende del marco de política de mediano plazo, es decir, de las políticas tanto monetarias como fiscales en el mediano plazo.

En particular, el efecto de corto plazo de las medidas fiscales no depende sólo del sistema cambiario y de la estrategia monetaria en general, sino también de la combinación fiscal futura. El principal mensaje del saber convencional era que no se puede evaluar el estímulo fiscal independientemente del sistema cambiario. Aquí hemos demostrado que este mensaje debe hacerse extensivo tanto al régimen monetario como al régimen fiscal de mediano plazo.

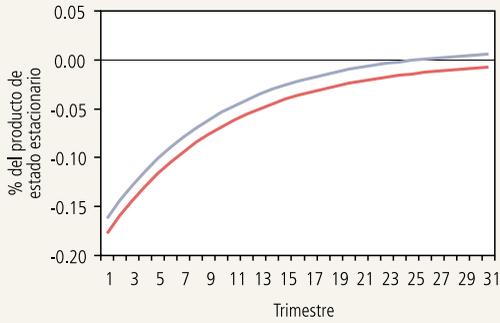
Como resultado de las interacciones entre política fiscal y política monetaria, la interpretación clásica del saber convencional no puede tomarse al pie de la letra. Por ejemplo, si se ajusta el presupuesto mediante recortes del gasto además de aumentos de los impuestos (cuya relevancia empírica fue destacada por Corsetti, Meier y Müller, 2009), la expectativa de una contracción futura del gasto público tiende a magnificar los efectos sobre el producto de las expansiones fiscales en un entorno de tipo de cambio flexible. Sin embargo, tal como se muestra aquí, esta expectativa tiene muy poco o ningún efecto en un entorno de tipo de cambio fijo. Estos resultados plantean cantidad de temas analíticos, empíricos y de política, los que, con el tratamiento adecuado, podrían ayudar a definir las condiciones necesarias para una estabilización fiscal exitosa.

En este estudio nos hemos abstraído de la posibilidad de una restricción de mínimo cero en la tasa de política monetaria. Estudios recientes de Christiano, Eichenbaum y Rebelo (2009) y otros, dentro de un contexto de economía cerrada, muestran que el gasto público puede ser una herramienta de estabilización mucho más efectiva cuando la política monetaria está limitada. En este sentido, hemos mostrado en otros trabajos, la posibilidad de que las reversiones del gasto del tipo que analizamos en la sección VII, aumenten los efectos de corto plazo del estímulo fiscal cuando el límite inferior cero es obligatorio, siempre que no se incorporen demasiado pronto en el camino de recuperación (Corsetti, Kuester, Meier y Müller 2010). Un análisis detallado de la interacción de las políticas fiscal y monetaria en una economía pequeña y abierta que toma en cuenta la restricción del límite inferior cero es ciertamente un buen rumbo para la investigación. A la luz de nuestro trabajo anterior, suponemos que un análisis así fortalecerá aun más el caso de la política fiscal como herramienta de estabilización, especialmente bajo tipo de cambio flotante.

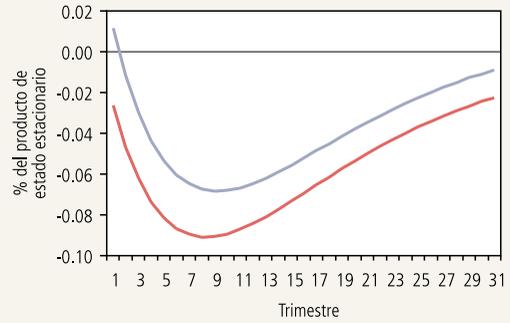
GRÁFICO 5

**Efecto de un Shock al Gasto de Gobierno con Mercados Financieros Internacionales Completos e Incompletos**

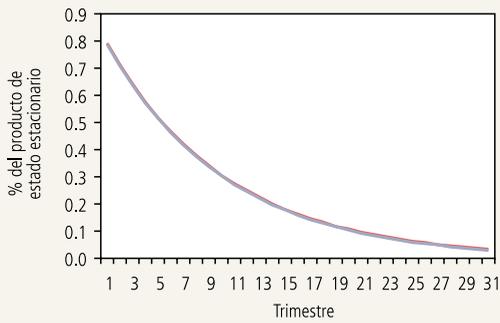
A. Consumo privado: TC flotante



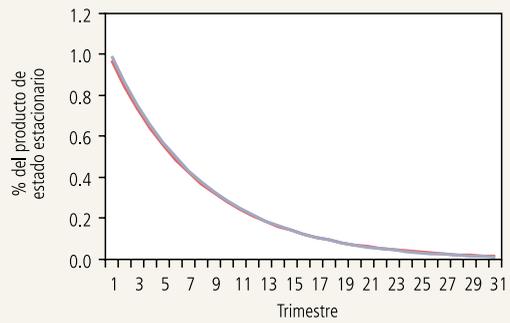
B. Consumo privado: TC fijo



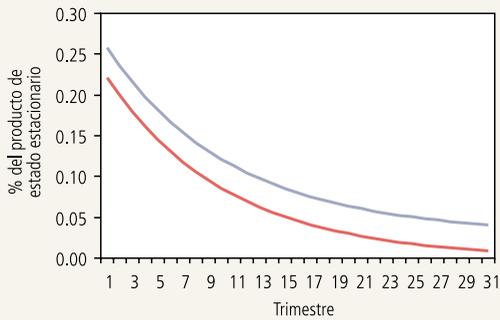
C. Producto: TC flotante



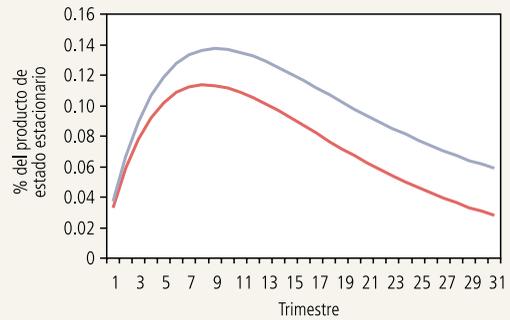
D. Producto: TC fijo



E. Tipo de cambio real: TC flotante



F. Tipo de cambio real: TC fijo



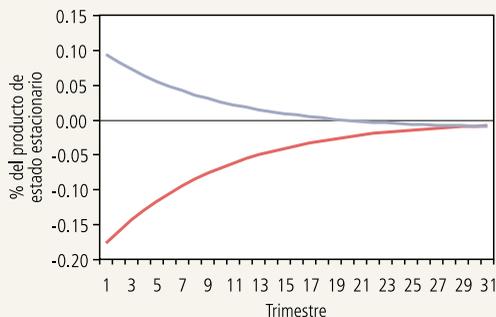
— Escenario base      — Mercados incompletos

Fuente: Elaboración propia.

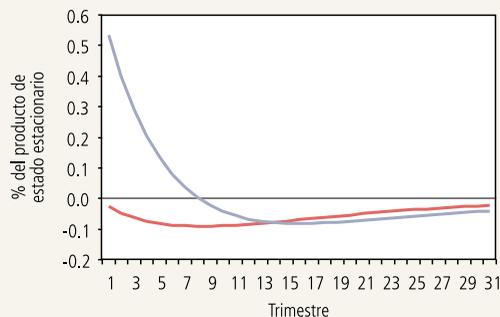
GRÁFICO 6

Efecto de un *Shock* al Gasto de Gobierno con Mercados Financieros Con y Sin Restricciones<sup>a</sup>

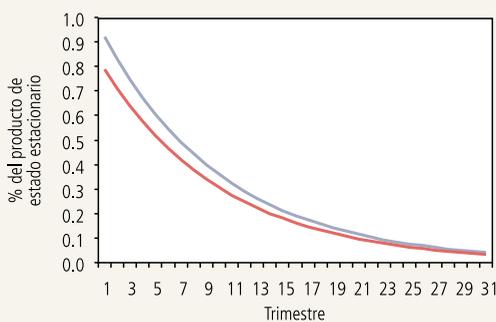
A. Consumo privado: TC flotante



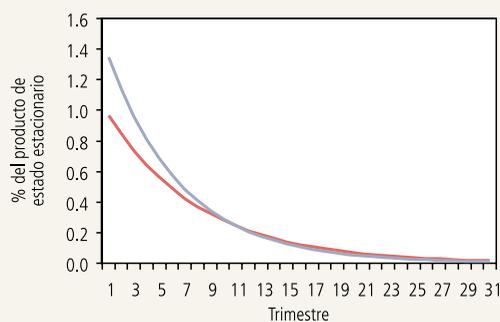
B. Consumo privado: TC fijo



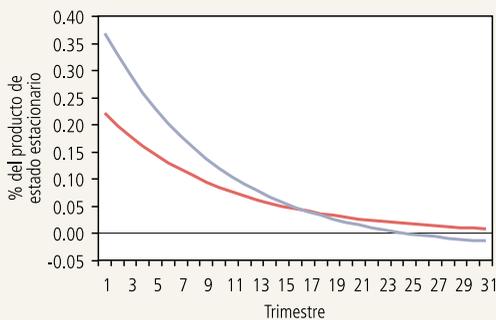
C. Producto: TC flotante



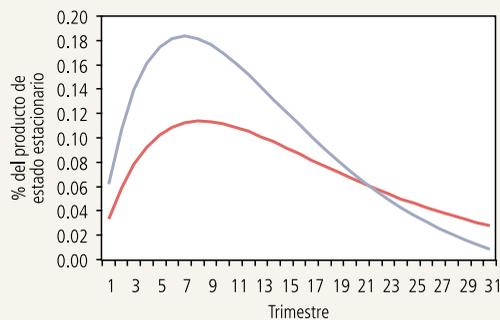
D. Producto: TC fijo



E. Tasa de interés de largo plazo: TC flotante



F. Tasa de interés de largo plazo: TC fijo



— Escenario base — Mercados incompletos y participación limitada

Fuente: Elaboración propia.

<sup>a</sup> El mercado restringido supone que a nivel internacional se transan sólo bonos, y  $l=1/3$ .

## REFERENCIAS

- Benigno, G., P. Benigno y F. Ghironi (2007). "Interest Rate Rules for Fixed Exchange Rate Regimes." *Journal of Economic Dynamics and Control* 31(7): 2196–211.
- Bilbiie, F.O., A. Meier y J. Müller (2008). "What Accounts for the Changes in U.S. Fiscal Policy Transmission?" *Journal of Money, Credit, and Banking* 40(7): 1439–69.
- Buiter, W., G. Corsetti y P. Pesenti (1998). *Interpreting the ERM Crisis: Country-Specific and Systemic Issues*. Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.
- Calvo, G.A. (1983). "Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework." *Journal of Monetary Economics* 12(3): 383–98.
- Christiano, L., M. Eichenbaum y S. Rebelo (2009). "When Is the Government Spending Multiplier Large?" NBER Working Paper N°15394.
- Cole, H. y M. Obstfeld (1991). "Commodity Trade and International Risk Sharing: How Much Do Financial Markets Matter?" *Journal of Monetary Economics* 28(1): 3–24.
- Corsetti, G., L. Dedola y S. Leduc (2008). "International Risk-Sharing and the Transmission of Productivity Shocks." *Review of Economic Studies* 75(2): 443–73.
- Corsetti, G., K. Kuester, A. Meier y G.J. Müller (2010). "Debt Consolidation and Fiscal Stabilization of Deep Recessions." *American Economic Review* 100(2): 41–45.
- Corsetti, G., A. Meier y G.J. Müller (2009). "Fiscal Stimulus with Spending Reversals." IMF Working Paper 09/106, Fondo Monetario Internacional.
- Corsetti, G., A. Meier y G.J. Müller (2010). "What Determines Government Spending Multipliers?" Cambridge University.
- De Paoli, B. (2009). "Monetary Policy and Welfare in a Small Open Economy." *Journal of International Economics* 77(1): 11–22.
- Dornbusch, R. (1980). "Exchange Rate Economics: Where Do We Stand?" *Brookings Papers on Economic Activity* 1: 143–85.
- Eichenbaum, M. y J.D.M. Fisher (2007). "Estimating the Frequency of Price Re-optimization in Calvo-Style Models." *Journal of Monetary Economics* 54(7): 2032–47.
- Galí, J., M. Gertler y J.D. López-Salido (2001). "European Inflation Dynamics." *European Economic Review* 45(7): 1237–70.
- Galí, J., J.D. López-Salido y J. Vallés (2007). "Understanding the Effects of Government Spending on Consumption." *Journal of the European Economic Association* 5(1): 227–70.
- Galí, J. y T. Monacelli (2005). "Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy." *Review of Economic Studies* 72(3): 707–34.
- Galí, J. y T. Monacelli (2008). "Optimal Monetary and Fiscal Policy in a Currency Union." *Journal of International Economics* 76(1): 116–32.
- Ghironi, F. (2000). "Alternative Monetary Rules for a Small Open Economy: The Case of Canada." Working Paper N°466. Boston College.
- Nakamura, E. y J. Steinsson (2008). "Five Facts about Prices: A Reevaluation of Menu Cost Models." *Quarterly Journal of Economics* 123(4): 1415–64.
- Newman, P., M. Milgate y J. Eatwell (editores) (1992). *The New Palgrave Dictionary of Money and Finance*, Basingstoke: Palgrave Macmillan.
- Schmitt-Grohé, S. y M. Uribe (2003). "Closing Small Open Economy Models." *Journal of International Economics* 61(1): 163–85.
- Woodford, M. 2003. *Interest and Prices*. Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.

## APÉNDICE A

### Condiciones de equilibrio del modelo linealizado

Este apéndice describe la linealización del modelo y establece las condiciones de equilibrio utilizadas en las simulaciones. Las letras minúsculas indican desviaciones porcentuales del estado estacionario; los sombreros indican desviaciones de los valores de estado estacionario medidas en función del producto de estado estacionario. Durante todo el proceso, suponemos que las variables en el resto del mundo se mantienen constantes. Consideramos el modelo que contempla una fracción de hogares sin acceso a los mercados de activos (ver sección VIII,2), que anida el modelo con participación total del mercado de activos para  $\lambda = 0$ .

#### A.1 Definiciones y derivaciones

*Índices de precios.* La ley del precio único, los términos de intercambio, el índice de precios al consumidor, y la inflación IPC pueden formularse de la siguiente manera:

$$p_{F,t} = p_t^* - \text{ner}_t s, \quad (\text{A.1})$$

$$s_t = p_{H,t} - p_{F,t}, \quad (\text{A.2})$$

$$p_t = (1 - \omega) p_{H,t} + \omega p_{F,t} = p_{H,t} - \omega s_t, \quad (\text{A.3})$$

$$\pi_t = \pi_{H,t} - \omega \Delta s_t, \quad (\text{A.4})$$

y

$$q_t = (1 - \omega) s_t, \quad (\text{A.5})$$

donde  $q_t$  mide el tipo de cambio real.

*Empresas de bienes intermedios.* La función de producción de bienes intermedios está dada por  $Y_t(j) = H_t(j)$ . Utilizando la ecuación (15) en la (14) se obtiene la función de demanda para un bien genérico  $j$ ,

$$Y_t(j) = \left[ \frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}} \right]^{-\varepsilon} Y_t, \quad (\text{A.6})$$

tal que

$$\int_0^1 Y_t(j) dj = \zeta_t Y_t, \quad (\text{A.7})$$

donde  $\zeta_t = \int_0^1 \left[ \frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}} \right]^{-\varepsilon} dj$  mide la dispersión de precios. Agregando, resulta

$$\zeta_t Y_t = \int_0^1 H_t(j) dj = H_t. \quad (\text{A.8})$$

Una aproximación de primer orden está dada por  $y_t = h_t$ .

La condición de primer orden al problema de fijación de precios está dada por:

$$E_t \sum_{k=0}^{\infty} \xi^k \rho_{t,t+k} \left[ Y_{t,t+k}(j) P_{H,t}(j) - \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} W_{t+k} H_{t+k} \right] = 0. \quad (\text{A.9})$$

En estado estacionario, tenemos un equilibrio simétrico:

$$P_H = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} \frac{WH}{Y} = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} MC^n, \quad (\text{A.10})$$

donde la segunda ecuación define los costos marginales nominales.

Al linealizar la ecuación (A.9) y utilizar la definición de índices de precios, se obtiene una variante de la curva nekeynesiana de Phillips (ver, por ejemplo, Galí y Monacelli, 2005):

$$\pi_{H,t} = \beta E_t \pi_{H,t+1} + \kappa mc_t^r, \quad (\text{A.11})$$

donde  $\kappa = (1 - \xi)(1 - \beta\xi) / \xi$  y los costos marginales se definen en términos reales, deflactados por el índice de precios nacional,

$$mc_t^r = w_t - p_{H,t} = w_t^r - \omega s_t. \quad (\text{A.12})$$

Aquí  $w_t^r = w_t - p_t$  es el salario real (deflactado por el IPC).

Las ganancias per cápita se definen de la siguiente manera:

$$\Upsilon_t^{pc} = P_{H,t} Y_t - W_t H_t. \quad (\text{A.13})$$

Linealizado, tenemos (deflactado por el IPC):

$$\hat{\Upsilon}_t^{r,pc} = \omega s_t + y_t - \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon} (w_t^r + h_t). \quad (\text{A.14})$$

*Hogares.* Las condiciones de primer orden en las desviaciones del estado estacionario son familiares:

$$w_t - p_t = \gamma c_{A,t} + \varphi h_{A,t}; \quad (\text{A.15})$$

$$c_{A,t} = E_t c_{A,t+1} - \frac{1}{\gamma} (r_t - E_t \pi_{t+1}). \quad (\text{A.16})$$

En términos de unidades de producto (definiendo  $\chi \equiv G/Y$ ), esto pasa a ser:

$$(1-\chi)w_t^r = \gamma\hat{c}_{A,t} + (1-\chi)\varphi h_{A,t}; \quad (\text{A.17})$$

$$\hat{c}_{A,t} = E_t\hat{c}_{A,t+1} - \frac{(1-\chi)}{\gamma}(r_t - E_t\pi_{t+1}). \quad (\text{A.18})$$

Las condiciones de primer orden para hogares que no son tenedores de activos son:

$$P_t C_{N,t} = W_t H_{N,t} - T_t; \quad (\text{A.19})$$

$$C_{N,t} = \frac{W_t}{P_t} H_{N,t} - T_t^R. \quad (\text{A.20})$$

La aproximación de primer orden es:

$$Y\hat{c}_{N,t} = \frac{WH}{P}(w_t^r + h_{N,t}) - Y\hat{t}_t^r, \quad (\text{A.21})$$

o, reordenando:

$$\hat{c}_{N,t} = \frac{\varepsilon - 1}{\varepsilon}(w_t^r + h_{N,t}) - \hat{t}_t^r. \quad (\text{A.22})$$

La condición de primer orden para la oferta de trabajo está dada por:

$$(1-\chi)w_t^r = \gamma\hat{c}_{N,t} + (1-\chi)\varphi h_{N,t}. \quad (\text{A.23})$$

En cuanto a los mercados financieros internacionales, consideramos como escenario base un conjunto completo de activos. En este caso, el consumo está estrechamente relacionado con el tipo de cambio real (ver, por ejemplo, Galí y Monacelli, 2005):

$$\gamma c_{A,t} = -q_t. \quad (\text{A.24})$$

Alternativamente, suponemos que sólo existe comercio en bonos sin riesgo nominal. En este caso, debemos realizar un seguimiento de la posición neta de activos extranjeros, utilizando la restricción presupuestaria de los flujos de los tenedores de activos:

$$R_t^{-1}A_{t+1} + \frac{R_{F,t}^{-1}B_{t+1}^*}{\text{NER}_t} + P_t C_{A,t} = A_t + \frac{B_t^*}{\text{NER}_t} + W_t H_{A,t} - T_t + \psi_t. \quad (\text{A.25})$$

Recordemos que  $D_t = (1-\lambda)A_t\theta$ , es decir, que la deuda pública está en manos de tenedores locales de activos, y que las ganancias van únicamente a los tenedores de activos:  $(1-\lambda)\psi_t = \psi_t^{pc}$ . La linealización en torno al estado estacionario de deuda cero nos da:

$$\frac{\beta \hat{d}_{t+1}^r}{(1-\lambda)} + \beta \hat{b}_{t+1}^r + \hat{c}_{A,t} = \frac{\hat{d}_t^r}{(1-\lambda)} + \hat{b}_t^r + \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon} (w_t + h_{A,t}) - \hat{t}_t^r + \frac{\hat{Y}_t^{r,pc}}{(1-\lambda)}. \quad (\text{A.26})$$

La paridad descubierta de la tasa de interés implicaría:  $r_t - r_{F,t} = -\Delta E_t \text{ner}_{t+1}$ , pero la tasa de interés sobre los bonos en moneda extranjera (suponiendo tasa de interés internacional constante) está dada por:

$$r_{F,t} = -\alpha \frac{B_{t+1}}{\beta \text{YNER}_t P_t},$$

tal que

$$r_t + \alpha \beta \hat{b}_{t+1}^r = -\Delta E_t \text{ner}_{t+1}. \quad (\text{A.27})$$

*Gobierno.* Reformulando la regla de retroalimentación de tasas de interés en términos de las desviaciones del estado estacionario (con inflación cero), tenemos, en un sistema cambiario flotante:

$$r_t = \phi \pi_{H,t}. \quad (\text{A.28})$$

Recordemos que  $r_t = (R_t - R)/R$ . Redefiniendo las reglas fiscales, tenemos:

$$\frac{G_t - G}{Y} = \rho \frac{G_{t-1} - G}{Y} - \psi_G \frac{D}{YP_{t-1}} + \varepsilon_{g,t}$$

y

$$T_{r,t} = \phi_T \frac{D_t}{P_{t-1}},$$

o

$$\hat{g}_t = \rho \hat{g}_{t-1} - \psi_G \hat{d}_t^r + \varepsilon_t. \quad (\text{A.29})$$

y

$$\hat{t}_t^r = \psi_T \hat{d}_t^r. \quad (\text{A.30})$$

Por último, la restricción presupuestaria del gobierno está dada por:

$$\beta \hat{d}_{t+1}^r = \hat{d}_t^r + \chi \omega s_t + \hat{g}_t - \hat{t}_t^r. \quad (\text{A.31})$$

*Equilibrio y otras definiciones.* El equilibrio del mercado de bienes (ecuación 15) en términos de desviaciones del estado estacionario, está dado por:

$$y_t = -\sigma(1-\omega)\omega(1-\chi)s_t + (1-\omega)\hat{c}_t - \omega\sigma(1-\chi)s_t + \omega\hat{c}_t^* + \hat{g}_t. \quad (\text{A.32})$$

Reordenando, y suponiendo que las variables del resto del mundo son constantes, tenemos:

$$y_t = -(2 - \omega)\sigma\omega(1 - \chi)s_t + (1 - \omega)\hat{c}_t + \hat{g}_t. \quad (\text{A.33})$$

Definimos la balanza de pagos en términos de porcentaje de producto de estado estacionario:

$$TB_t = \frac{P_{H,t}Y_t - P_t C_t - P_{H,t}G_t}{P_{H,t}Y} = \frac{Y_t - C_t(P_t/P_{H,t}) - G_t}{Y}. \quad (\text{A.34})$$

Por aproximación, en torno al estado estacionario tenemos:

$$\hat{t}b_t = y_t - \hat{c}_t + (1 - \chi)\omega s_t - \hat{g}_t. \quad (\text{A.35})$$

## A.2 Condiciones de Equilibrio Utilizadas en la Simulación del Modelo

La optimalidad del comportamiento de los hogares implica:

$$\gamma\hat{c}_{A,t} = \gamma E_t \hat{c}_{A,t+1} - (1 - \chi)(r_t - E_t \pi_{t+1}); \quad (\text{A.36})$$

$$\hat{c}_{N,t} = \frac{(\varepsilon - 1)}{\varepsilon} (w_t^r + h_{N,t}) - \hat{t}_t^r; \quad (\text{A.37})$$

$$\hat{c}_t = \lambda\hat{c}_{N,t} + (1 - \lambda)\hat{c}_{A,t}; \quad (\text{A.38})$$

$$(1 - g_t)w_t^r = \gamma\hat{c}_{A,t} + (1 - \chi)\varphi h_{A,t}; \quad (\text{A.39})$$

$$(1 - g_t)w_t^r = \gamma\hat{c}_{N,t} + (1 - \chi)\varphi h_{N,t}; \quad (\text{A.40})$$

$$h_t = \lambda h_{N,t} + (1 - \lambda)h_{A,t}. \quad (\text{A.41})$$

Las estructuras del mercado de activos difieren en las distintas simulaciones. Para mercados financieros incompletos, necesitamos la restricción presupuestaria de los tenedores de activos (ecuación A.26) y la condición de paridad descubierta de la tasa de interés (ecuación A.27).

$$\frac{\beta\hat{d}_{t+1}^r}{(1 - \lambda)} + \beta\hat{b}_{t+1}^r + \hat{c}_{A,t} = \frac{\hat{d}_t^r}{(1 - \lambda)} + \hat{b}_t^r + \frac{\varepsilon - 1}{\varepsilon} (w_t^r + h_{A,t}) - \hat{t}_t^r + \frac{\hat{\Psi}_t^{r,pc}}{1 - \lambda}; \quad (\text{A.42})$$

$$r_t + \alpha\beta\hat{b}_{t+1}^r = -\Delta E_t \text{ner}_{t+1}. \quad (\text{A.43})$$

En mercados completos, utilizamos la condición de riesgo compartido (A.24) y nula tenencia de bonos extranjeros.

$$\gamma \hat{c}_{A,t} = -(1-\chi)q_t; \quad (\text{A.42}')$$

$$\hat{b}_{t+1} = 0. \quad (\text{A.43}')$$

El comportamiento de las empresas de bienes intermedios se rige por los costos marginales (ecuación A.12), por la curva de Philips (ecuación A.11) y por la función de producción:

$$mc_t^r = w_t^r - \omega s_t; \quad (\text{A.44})$$

$$\pi_{H,t} = \beta E_t \pi_{H,t+1} + \kappa mc_t^r; \quad (\text{A.45})$$

$$y_t = h_t. \quad (\text{A.46})$$

Las políticas de gobierno (ecuaciones A.28, A.29 y A.30), la restricción presupuestaria del gobierno (ecuación A.31) y el equilibrio del mercado (ecuación A.33) están dados por:

$$r_t = \phi \pi_{H,t} \quad \text{or} \quad \Delta \text{NER}_t = 0; \quad (\text{A.47})$$

$$\hat{t}_t^r = \psi_t \hat{d}_t^r; \quad (\text{A.48})$$

$$\hat{g}_t = \rho \hat{g}_{t-1} - \psi_G \hat{d}_t^r + \varepsilon_t; \quad (\text{A.49})$$

$$\beta \hat{d}_{t+1}^r = \hat{d}_t^r + \chi \omega s_t + \hat{g}_t - \hat{t}_t^r; \quad (\text{A.50})$$

$$y_t = -(1-\chi)(2-\omega)\sigma \omega s_t + (1-\omega)\hat{c}_t + \hat{g}_t. \quad (\text{A.51})$$

Las definiciones de balanza de pagos, precios relativos, inflación y ganancias están dadas por:

$$tb_t = y_t - \hat{c}_t + (1-\chi)\omega s_t - \hat{g}_t; \quad (\text{A.52})$$

$$\pi_t = \pi_{H,t} - \omega \Delta s_t; \quad (\text{A.53})$$

$$\Delta \text{ner}_t = (1-\omega)\Delta s_t - \pi_t; \quad (\text{A.54})$$

$$q_t = (1-\omega)s_t; \quad (\text{A.55})$$

$$\hat{\Psi}_t^{pc,r} = \omega s_t + y_t - \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}(w_t^r + h_t). \quad (\text{A.56})$$

## APÉNDICE B

### Ecuaciones clave del modelo simple

En este apéndice, reducimos el número de ecuaciones que caracterizan el equilibrio para obtener la representación canónica utilizada en la sección III. Sólo consideramos el caso en que  $\lambda = 0$ .

#### B.1 IS dinámica

La combinación de la condición de equilibrio de mercado de bienes y la condición de riesgo compartido,  $\gamma c_t = -(1-\omega)s_t$ , da:

$$y_t = -\frac{1-\chi}{\gamma} \underbrace{[1 + \omega(2-\omega)(\sigma\gamma-1)]}_{\equiv \varpi} s_t + \hat{g}_t.$$

Por lo tanto:

$$s_t = -\frac{\gamma}{(1-\chi)\varpi} (y_t - \hat{g}_t), \quad (\text{B.1})$$

que es la ecuación (24) del texto principal.

Alternativamente, sustituimos para los términos de intercambio y obtenemos:

$$c_t = \frac{1-\omega}{\varpi(1-\chi)} (y_t - \hat{g}_t).$$

Esto nos sirve para reformular la ecuación de Euler como:

$$\begin{aligned} c_t &= E_t c_{t+1} - \frac{1}{\gamma} \left[ r_t - E_t (\pi_{H,t+1} - \omega \Delta s_{t+1}) \right] \\ &= E_t c_{t+1} - \frac{1}{\gamma} \left[ r_t - E_t \pi_{H,t+1} - \frac{\omega\gamma}{(1-\chi)\varpi} E_t (\Delta y_{t+1} - \Delta \hat{g}_{t+1}) \right], \end{aligned} \quad (\text{B.2})$$

donde utilizamos  $\pi_t = \pi_{H,t} - \omega \Delta s_t$  en la primera ecuación.

Sustituyendo para el consumo, tenemos:

$$y_t = E_t y_{t+1} - E_t \Delta \hat{g}_{t+1} - \frac{(1-\chi)\varpi}{\gamma} (r_t - E_t \pi_{H,t+1}),$$

que es la ecuación (17) del texto principal.

## B.2 Curva de Phillips

Una vez más, consideramos los costos marginales:

$$\begin{aligned} mc_t^r &= w_t^r - \omega s_t = -s_t + \varphi y_t \\ &= \frac{\gamma}{(1-\chi)\varpi} (y_t - \hat{g}_t) + \varphi y_t. \end{aligned}$$

Sustituyendo en la ecuación (A.11), tenemos la ecuación (18) del texto principal.

## APÉNDICE C

### Tasas de interés de largo plazo con tipo de cambio flotante

Este apéndice se centra en la respuesta de las tasas de interés reales de largo plazo ante un cambio exógeno del gasto público. En un sistema cambiario flexible, la distribución se caracteriza por las ecuaciones (17), (18) y la regla de Taylor (ecuación 19). Suponiendo que  $\psi_G=0$ , resolvemos el modelo utilizando el método de coeficientes indeterminados. Suponiendo que  $y_t = \phi_{yg}\hat{g}_t$  y  $\pi_{H,t} = \phi_{\pi g}\hat{g}_t$  y sustituyendo en (17), resulta:

$$\hat{\sigma}(1-\rho)\phi_{yg} = -(\phi_{\pi} - \rho)\phi_{\pi g} + \hat{\sigma}(1-\rho),$$

donde  $\hat{\sigma} \equiv \gamma / ((1-\chi)\varpi)$ . Esto será positivo si  $\varpi > 0$ , lo que a su vez requiere que  $1 > \varpi(2-\omega)(1-\sigma\gamma)$  (condición que suponemos satisfecha).

Sustituyendo en la ecuación (18), tenemos:

$$\phi_{yg} = \frac{(1-\beta\rho)\phi_{\pi g} + \kappa\hat{\sigma}}{\kappa(\hat{\sigma} + \varphi)}.$$

Combinando las dos expresiones, el resultado es:

$$\phi_{\pi g} = \frac{\hat{\sigma}(1-\rho)\varphi\kappa}{\hat{\sigma}(1-\rho)(1-\beta\rho) + \kappa(\varphi + \hat{\sigma})(\phi_{\pi} - \rho)} > 0,$$

siempre que  $\rho < 1$  y  $\phi_{\pi} > 0$  (un supuesto que aplicamos en todo el proceso).

Tal como se muestra en el texto principal (ver ecuación 25), la expresión de las tasas de interés reales de largo plazo está dada por:

$$\bar{r}_t = E_t \sum_{s=0}^{\infty} (r_{t+s} - \pi_{t+1+s}) = E_t \sum_{s=0}^{\infty} [r_{t+s} - (\pi_{H,t+s+1} - \omega\Delta s_{t+s+1})], \quad (C.1)$$

donde la segunda igualdad surge de la ecuación (B.2).

Dada la solución del modelo, tenemos:

$$E_t r_{t+s} = \phi_{\pi} \phi_{\pi g} \rho^s \hat{g}_t,$$

$$E_t \pi_{H,t+s+1} = \phi_{\pi g} \rho^{s+1} \hat{g}_t,$$

y

$$E_t \Delta s_{t+s+1} = \hat{\sigma}(1-\phi_{yg})(\rho-1)\rho^s \hat{g}_t,$$

donde la última relación surge de la ecuación (B.1). Sustituyendo en la ecuación (C.1), tenemos (aplicando un poco de álgebra):

$$\bar{r}_t = \frac{(1-\omega)(\phi_\pi - \rho)\phi_{\pi g}}{\underbrace{1-\rho}_{>0}} \hat{g}_t. \quad (\text{C.2})$$

Es decir, las tasas de interés de largo plazo siempre aumentan en respuesta a las innovaciones del gasto público en un régimen cambiario flotante (siempre que  $\psi_G=0$ ).

# UNA SOLUCIÓN A LA PROCICLICIDAD FISCAL: CHILE, PIONERO EN INSTITUCIONES PRESUPUESTARIAS ESTRUCTURALES\*

Jeffrey Frankel\*\*

## I. INTRODUCCIÓN

Tradicionalmente, muchos países han mostrado un patrón de política fiscal procíclica: gastando demasiado durante auges económicos y luego viéndose obligados a recortar en períodos recesivos. Este problema ha afectado especialmente a los exportadores de productos básicos de América Latina. Desde el año 2000, la política fiscal chilena se ha regido por una regla de presupuesto fiscal estructural, que ha aplicado con éxito medidas contracíclicas. El cálculo de los dos elementos estructurales —no cíclicos— más importantes del presupuesto, el producto de tendencia y el precio del cobre a diez años, es realizado por paneles de expertos externos, al margen del proceso político. Las instituciones fiscales de Chile podrían emularse en otros países, lo que ayudaría especialmente a los exportadores de materias primas.

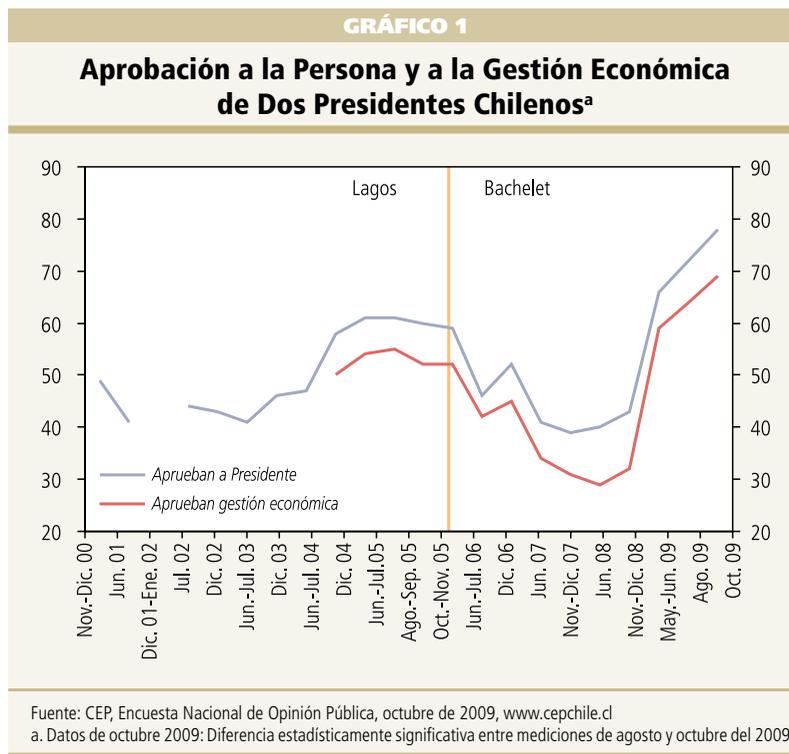
Este artículo encuentra base estadística para una serie de hipótesis relativas a los pronósticos de las agencias oficiales responsables de formular el presupuesto.

- En promedio, para una muestra de 33 países, los pronósticos oficiales del presupuesto y del PIB pecan de exceso de optimismo.
- A mayor horizonte, mayor el sesgo hacia el optimismo excesivo.
- El sesgo es mayor entre los gobiernos europeos que se rigen políticamente por las reglas presupuestarias del Pacto de Estabilidad y Crecimiento (PEC).
- El sesgo es mayor en los períodos de auge.
- En la mayoría de los países, la tasa de crecimiento real es el elemento macroeconómico clave para proyectar el presupuesto. En Chile, es el precio del cobre.
- El precio real del cobre se revierte a su media en el largo plazo, pero esto no siempre es percibido.
- Chile ha evitado el problema de hacer pronósticos oficiales demasiado optimistas.

Se concluye que los pronósticos oficiales, si no se les aísla del quehacer político, suelen sesgarse hacia el lado optimista, problema que se agrava cuando el gobierno está formalmente sujeto a reglas presupuestarias. La innovación esencial que ha permitido a Chile aplicar, en general, una política fiscal contracíclica y generar superávits durante los auges no es solo la regla estructural propiamente tal, sino el régimen que confía a paneles de expertos independientes la responsabilidad de estimar tendencias en los precios del cobre y en el PIB de largo plazo.

\* Mis agradecimientos a Jesse Schreger por su excepcional ayuda en la investigación. También agradezco a Roel Beetsma, Carlos Alvarado, Mauricio Calani, Mauricio Cárdenas, Luis Felipe Céspedes, Massimo Giuliadori, Martin Mühleisen, Claudia Bulos Ramírez y Victoria Rodríguez por su asistencia en la adquisición de datos; a Philippe Bacchetta, Roel Beetsma, Cynthia Balloch, Sebastián Bustos, Philippe Martin, Guillermo Perry y Klaus Schmidt-Hebbel por sus comentarios; y al Weatherhead Center for International Affairs de Harvard University por su apoyo.

\*\* Harvard University. E-mail: Jeffrey\_Frankel@harvard.edu

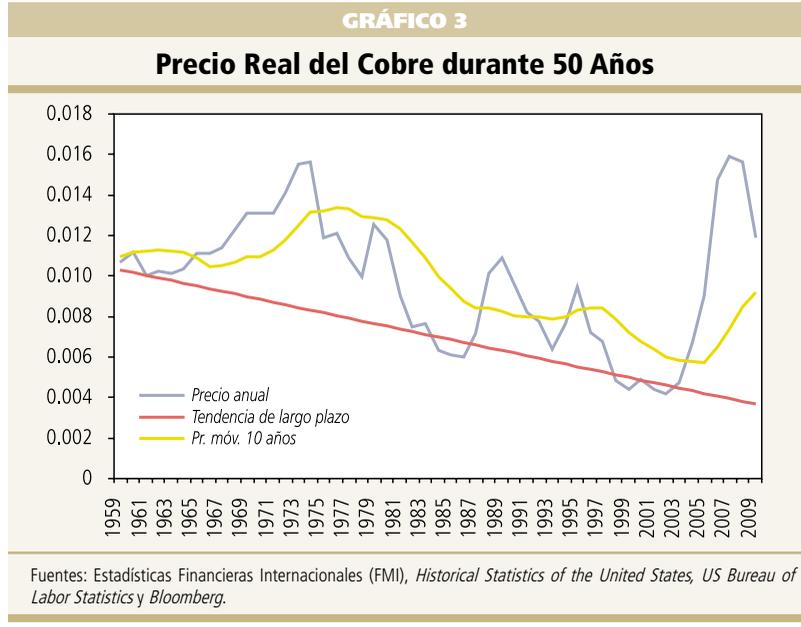
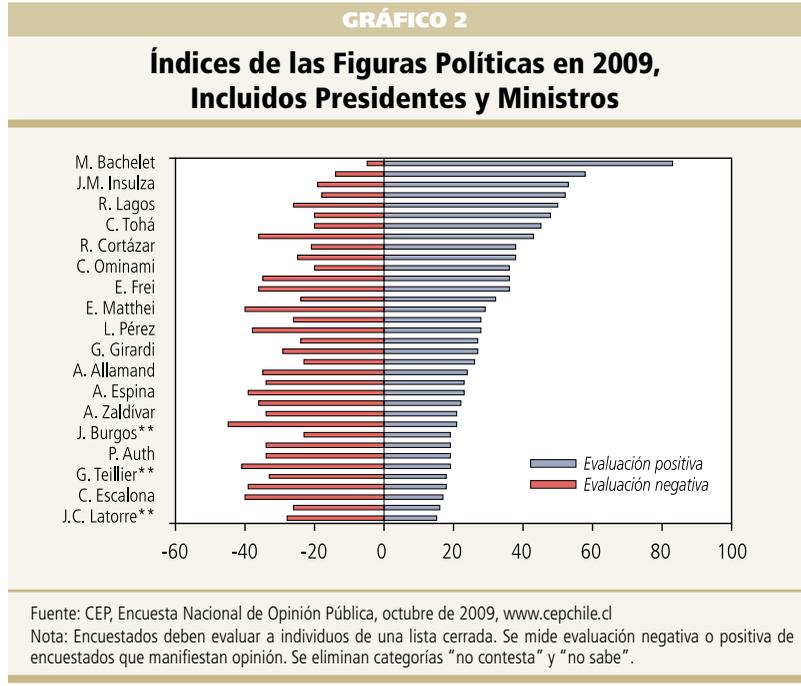


En junio del 2008, la Presidenta de Chile, Michelle Bachelet, tenía un nivel de aprobación bajo, especialmente respecto del manejo de la economía. Sin duda, había múltiples motivos para ello, pero una de las quejas más importantes de la población era que el gobierno había resistido las intensas presiones para gastar los ingentes ingresos de las exportaciones de cobre. El cobre es la mayor exportación de Chile, y Chile es el mayor exportador mundial de cobre. El 2008, el precio mundial del cobre estaba a US\$800 por tonelada métrica, un máximo histórico en términos nominales y más de cuatro veces el nivel del 2001. Sin embargo, el gobierno insistía en ahorrar la mayor parte de las ganancias.

Un año más tarde, a mediados del 2009, Bachelet había alcanzado el nivel de aprobación más alto de cualquier presidente desde el retorno a la democracia en Chile (gráfico 1<sup>1</sup>). Lo mantuvo durante el resto de su mandato. Al mismo tiempo, su Ministro de Hacienda, Andrés Velasco, también tuvo el mayor nivel de aprobación de cualquier Ministro de Hacienda desde el restablecimiento de la democracia (gráfico 2). ¿Por qué el cambio? No se trataba de una mejora en el conjunto de las circunstancias económicas. Mientras tanto, se había desatado la recesión mundial. Los precios del cobre habían caído (gráfico 3), y el crecimiento también había disminuido. Pero el gobierno había aumentado bruscamente el gasto, utilizando los activos que había adquirido durante el auge del cobre, y con ello había moderado la recesión. Haber ahorrado para un día lluvioso convirtió a las autoridades en héroes, ahora que la lluvia había llegado.

Así, durante la última década Chile ha logrado lo que pocos países en desarrollo productores de materias primas habían logrado antes: una política fiscal realmente contracíclica. No es el único país que ha avanzado en esta dirección en los últimos años, pero es un caso especialmente llamativo. Ha superado la maldición

1. Los niveles de aprobación de los cuatro presidentes desde 1991 se muestran en la figura 1B en Frankel (2011).



de la prociclicidad a través de la innovación de un conjunto de instituciones fiscales que están diseñadas para funcionar incluso en un mundo donde los políticos y los votantes son falibles seres humanos y no ángeles. En los últimos años, el postulado de que las instituciones hacen una gran diferencia y que es menos probable obtener buenas políticas si no se cuenta con instituciones adecuadas ha aparecido en todos lados

en economía.<sup>2</sup> Lo que a veces falta son ejemplos de instituciones muy específicas que los países harían bien en adoptar, instituciones que no sean ni tan flexibles que sus limitaciones no sean vinculantes ni tan rígidas que deban ser abandonadas después según las circunstancias.

Aunque los detalles varían de un país a otro, no hay motivo por el cual alguna versión de las instituciones chilenas no pueda ser emulada por otros países en desarrollo productores de materias primas.<sup>3</sup> Incluso los países avanzados y no productores de materias primas, para el caso, podrían inspirarse en el modelo chileno. La disciplina presupuestaria no es nada fácil, y los ciclos de los productos básicos no son más que un tipo de ciclicidad que tales instituciones podrían abordar.

## II. INSTITUCIONES FISCALES DE CHILE

Mirar el equilibrio presupuestario desde el punto de vista estructural o ajustado al ciclo económico es, por supuesto, una idea antigua.<sup>4</sup> Cuando nos referimos al régimen presupuestario estructural de Chile, queremos decir algo más.

La política fiscal de Chile se rige por un conjunto de reglas. La primera de ellas es que el gobierno debe establecer un objetivo presupuestario. El objetivo se fijó originalmente en un superávit del 1% del PIB, por tres razones: (i) la recapitalización del Banco Central, que heredó un patrimonio neto negativo del rescate del sistema bancario privado en los ochenta y la esterilización parcial de las entradas de capital en los noventa, (ii) el financiamiento de algunos pasivos relacionados con las pensiones y otros, y (iii) el servicio de la deuda externa neta en dólares.<sup>5</sup> Posteriormente, el objetivo se redujo a 0.5% del PIB el 2007, y de nuevo a 0% el 2009, ya que se determinó que la deuda había sido saldada en lo esencial y que era adecuado para la economía establecer un presupuesto estructuralmente equilibrado.<sup>6</sup>

Un objetivo presupuestario de balance cero puede parecerse a los límites de déficit presupuestario que supuestamente limitan a los países de la Eurozona (déficits del 3% del PIB en el marco del Pacto de Estabilidad y Crecimiento, PEC) o a las ocasionales propuestas de EE.UU. de una Enmienda del Presupuesto Equilibrado (déficit cero). Pero dichos intentos han fracasado, en parte debido a que son demasiado rígidos como para permitir contrarrestar los déficits de las recesiones con los excedentes de los buenos tiempos.

No siempre ocurre que las restricciones “más duras” a la política fiscal aumenten una disciplina fiscal eficaz. Los países suelen violar sus restricciones. En un escenario extremo, una regla demasiado rígida —tanto que no resulten creíbles las declaraciones oficiales de que se mantendrá— podría incluso llevar a déficits fiscales mayores que si se hubiera especificado una regla más moderada y flexible desde el principio.<sup>7</sup>

Por cierto, los países del euro, grandes y pequeños, han violado reiteradamente las reglas fiscales del PEC, originalmente un simple techo para el déficit presupuestario del 3% del PIB. La idea principal que ha tenido Bruselas para obligar la aplicación del PEC a un gobierno que fue incapaz de reducir su déficit presupuestario

2. *En el caso de la política fiscal*, Buchanan (1967), Alesina y Perotti (1995, 1996), Poterba (1997), Poterba y von Hagen (1999), Persson y Tabellini (2004), Wyplosz (2005), Calderón y Schmidt-Hebbel (2008), y Calderón, Duncan y Schmidt-Hebbel (2010) han puesto de relieve la importancia de las instituciones. Respecto de los productores de materias primas más específicamente: Davis et al. (2001, 2003) y Ossowski et al. (2008), entre otros. Para América Latina: Alesina et al. (1999), Stein, Talvi y Grisanti (1999), y Perry (2003), entre otros.

3. *El balance fiscal estructural es, por supuesto, solo una de las muchas reformas innovadoras que Chile ha adoptado durante las últimas décadas. Muchas de ellas han tenido éxito y son potencialmente dignas de ser emuladas. Ver detalles en Corbo y Fischer (1994), Edwards y Cox-Edwards (1991, 2000), Ffrench-Davis (2010) y Velasco (1994).*

4. *El paso del presupuesto de Chile desde un superávit en el año de auge económico 1989 a un déficit en el año recesivo 1999, por ejemplo, fue totalmente cíclico, en lugar de estructural (Marcel et al., 2001, p. 18).*

5. Rodríguez, Tokman y Vega (2007, pp.5, 21).

6. *Un equipo de tres economistas designados por Velasco recomendó reducir el objetivo presupuestario estructural: Engel, Marcel y Meller (2007). Ver Velasco et al. (2007), Velasco et al. (2010); y “Las opciones que Hacienda tuvo para flexibilizar la regla,” El Mercurio, Chile, 24 de mayo de 2007.*

7. Neut y Velasco (2003).

hasta el objetivo de 3% del PIB es imponer una multa considerable, lo que por supuesto aumentaría el déficit; un mecanismo que no contribuye a la credibilidad de la regla.<sup>8</sup>

La credibilidad puede ser un problema para las instituciones presupuestarias, con o sin incertidumbre sobre la trayectoria futura de la economía. Consideremos primero el caso no estocástico. Incluso en casos en que el futuro avanza según lo esperado cuando se formuló la regla, la meta puede enfrentar, de manera previsible, presiones políticas irresistibles. Los ejemplos más comunes son las disposiciones para las Instituciones Fiscales Especiales que pueden haberse establecido para complacer al Banco Mundial o al FMI, pero sin que las élites locales “se apropiaran” de las reformas, y mucho menos obtuvieran apoyo del público para ellas. Estas instituciones —lo que incluye reglas fiscales y leyes de responsabilidad fiscal— son abandonadas al poco tiempo.<sup>9</sup>

El caso de reglas que son demasiado onerosas para perdurar se origina especialmente en el contexto estocástico. Una meta que podría haber sido un objetivo razonable *ex ante*, como un presupuesto equilibrado sin condiciones, pasa a ser irracional tras un *shock* inesperado, como una grave caída de los precios de exportación o de la producción nacional. Los ejemplos más comunes son las reglas rígidas de equilibrio fiscal, que no dan la posibilidad de tener un déficit fiscal en tiempos de dificultades.

Una alternativa sensata es especificar reglas que contemplen cambios para responder a nuevas circunstancias. En particular, en lugar de fijar como meta un saldo fiscal efectivo de cero, o algún superávit numérico, la regla puede fijar un número para el presupuesto estructural.

Sin embargo, puede que esta alternativa no funcione si un proceso político determina si un déficit es o no estructural, y no necesariamente logra imponer disciplina. Los políticos siempre pueden atribuir un déficit fiscal a una desaceleración económica inesperada y transitoria. Dado que no hay manera de probar lo que es un pronóstico imparcial de crecimiento, tampoco hay manera de refutar la afirmación de los políticos de que no son responsables del retroceso.

El cobre representa aproximadamente el 16% de los ingresos fiscales de Chile: cerca del 10% de los ingresos de Codelco, que es propiedad del gobierno, y el resto es recaudación tributaria de las mineras privadas<sup>10</sup> Que la cifra sea solo el 16% demuestra que el uso por parte de Chile de las exportaciones de cobre no le ha impedido lograr una economía diversificada. Dicho esto, el número subestima la sensibilidad del presupuesto a los precios del cobre. Las utilidades del cobre son sumamente volátiles, incluso mucho más que sus precios. Además, la industria de la minería tiende a tener un efecto multiplicador en el resto del PIB. Madrid-Aris y Villena (2005) sostienen que los precios del cobre impulsan la economía chilena.<sup>11</sup> Otros productos minerales y agrícolas también son importantes, aunque sus precios en los mercados mundiales están correlacionados con el cobre en alguna medida.<sup>12</sup>

8. *Un ejemplo análogo fuera del ámbito de la política macroeconómica es la idea de que el Protocolo de Kioto sobre Cambio Climático Global establecería una disposición que exigiría a los países que excedieran su cuota de emisiones de gas invernadero en un período reducirlas muy por debajo de la meta en el período siguiente: una multa con intereses. O como decirle a una persona que hace dieta que si no baja dos kilos en la primera semana, tendrá que bajar cuatro en la segunda.*

9. *Un análisis econométrico de estas Instituciones Financieras Especiales para los productores de petróleo realizado por Ossowski et al. (2008, pp. 19, 23, 24, 38-43) no encuentra un efecto estadísticamente significativo en la posición fiscal. Esto puede obedecer en parte a limitaciones econométricas, pero evidentemente también se debe en parte a gobiernos que, tras haber adoptado dichas instituciones, luego las encuentran demasiado rígidas en la práctica, por lo que las debilitan o abandonan. Entre los ejemplos recientes se pueden citar Ecuador, Guinea Ecuatorial y Venezuela (Ossowski et al., 2008, pp. 12-13, 19, 24). También Villafuerte et al. (2011).*

10. Rodríguez, Tokman y Vega (2007, p. 8).

11. *Su econometría consiste en pruebas de cointegración y su teoría es esencialmente la enfermedad holandesa clásica: un aumento de los precios del cobre se transmite al sector no transable a través de la apreciación de la moneda.*

12. *El salitre era la exportación más importante antes de la Primera Guerra Mundial. La fruta y el vino han adquirido importancia en los últimos años. Larraín, Sachs y Warner (2000) analizan las razones de la fuerte dependencia estructural de Chile de las exportaciones de productos básicos, lo que consideran negativo para el crecimiento de largo plazo. Las razones incluyen no solo recursos naturales, sino también un mercado interno pequeño y la distancia geográfica que exige exportaciones que tengan un alto ratio entre el valor agregado y los costos de transporte.*

La regla central que constituye el régimen de balance fiscal estructural de Chile es que el gobierno puede incurrir en un déficit mayor que el objetivo en la medida en que: (i) la producción del país disminuya por debajo de su tendencia de largo plazo, en una recesión, o (ii) el precio de cobre se encuentre por debajo de su equilibrio de mediano plazo (10 años).

La innovación clave es que hay dos paneles de expertos cuyo trabajo es determinar, cada seis meses, la brecha del producto y el precio de equilibrio del cobre de mediano plazo. Los expertos del panel del cobre son seleccionados de las empresas mineras, del sector financiero, de centros de investigación y universidades locales. Entonces, el gobierno sigue una serie de procedimientos que traducen esos números, combinados con un conjunto dado de parámetros para los impuestos y el gasto, en el cálculo del balance fiscal estructural. Si el balance fiscal estructural estimado que resulte difiere de la meta, entonces el gobierno ajusta sus planes de gasto hasta lograr el equilibrio deseado.

Ya en el 2006, la política fiscal estructural había demostrado claros beneficios. Entre el 2000 y el 2005, el ahorro público aumentó de 2.5 a 7.9% del PIB (lo que permitió al ahorro nacional subir de 20.6 a 23.6%).<sup>13</sup> Como consecuencia, la deuda del gobierno central se redujo bruscamente como proporción del PIB y el *spread* soberano se redujo poco a poco.<sup>14</sup> En diciembre del 2006, Chile había logrado una calificación de deuda soberana de A, varios lugares por delante de México, Brasil, y otros pares latinoamericanos.<sup>15</sup> Para el año 2007 Chile se había transformado en acreedor neto. En junio del 2010, su calificación soberana había subido a A+, por delante de algunos países avanzados: Israel y Corea del Sur (A), por no hablar de Islandia (BBB-) o Grecia (BB+).

El solo anuncio de la regla de superávit estructural parece haber mejorado la calidad crediticia de Chile el año 2000, incluso antes de que hubiera tenido tiempo de funcionar.<sup>16</sup> Incluso tan pronto, el mejor acceso al capital extranjero pudo haber ayudado al país a capear con mayor facilidad la crisis de 2001-02 que la de 1982-1983. El gasto público fluctuó mucho menos que en las décadas pasadas, y menos que el ingreso,<sup>17</sup> ayudando a estabilizar el ciclo económico. Según una estimación, en 2001-05 la política de equilibrio estructural permitió reducir en un tercio la volatilidad del PIB.<sup>18</sup> Otro estudio va tan lejos como para afirmar que la política todo lo puede, menos eliminar los efectos de las fluctuaciones del precio del cobre en la economía real.<sup>19</sup>

La verdadera prueba a la política vino durante los últimos años del auge del cobre de 2003-2008, cuando, como de costumbre, surgieron presiones políticas para declarar permanente el aumento del precio del cobre, justificando con ello el gasto a la par con los ingresos de las exportaciones. El panel de expertos determinó que el aumento del precio era principalmente temporal, de manera que se debía ahorrar la mayor parte de las ganancias. Esto resultó acertado, ya que, de hecho, parte del alza del 2008 se revirtió al año siguiente. Como resultado, el superávit fiscal alcanzó casi el 9% cuando los precios del cobre estaban altos. El país redujo su deuda a apenas 4% del PIB y ahorró cerca de 12% del PIB en el fondo de riqueza soberana. Esto permitió un alivio fiscal sustancial en la recesión de 2008-09, cuando el estímulo se necesitaba con más urgencia.

Parte del crédito por la regla presupuestaria estructural de Chile debe otorgarse al gobierno anterior del presidente Ricardo Lagos (2000-2006) y al Ministro de Hacienda, Nicolás Eyzaguirre, quienes idearon el

13. Rodríguez, Tokman y Vega (2007, p. 27).

14. Rodríguez, Tokman y Vega (2007, p. 29-30).

15. Clasificaciones de Standard & Poor's, obtenidas de Bloomberg.

16. Lefort (2006) establece empíricamente que la regla de balance fiscal estructural contribuyó significativamente a reducir el margen de riesgo país, más allá de rebajar la deuda pública. Rodríguez, Tokman y Vega (2007, p. 30) documentan un cambio en el *spread* soberano de Chile a partir de la fecha del anuncio a principios del 2000. Perry (2003, pp 13-14) también ve un efecto inmediato en la credibilidad.

17. Rodríguez, Tokman y Vega (2007, pp. 33-34).

18. Larraín y Parro (2006).

19. Medina y Soto (2007) encuentran, en un modelo DSGE, que el régimen fiscal es capaz de reducir de 0.70% a 0.05%. el efecto de un aumento exógeno de 10% en el precio del cobre sobre el PIB de Chile.

criterio presupuestario estructural y los paneles de expertos.<sup>20</sup> Sin embargo, en esta primera fase, la regla fiscal era una política iniciada y seguida voluntariamente por el gobierno, en lugar de una cuestión con alcance legal o de otra índole.<sup>21</sup> La regla fiscal estructural se convirtió en una verdadera institución en el gobierno de Bachelet (2006-2010), que consagró el marco general en una ley. En el 2006 presentó un proyecto de Ley de Responsabilidad Fiscal, que le dio fuerza legal a la función del presupuesto estructural.<sup>22</sup> Igualmente importante, cumplió la ley —y, de hecho, adoptó medidas adicionales para asegurarse de que se ahorrara la bonanza del cobre— cuando era políticamente más difícil hacerlo. En este sentido, la aprobación pública que recibió el gobierno de Bachelet en las encuestas al final de su mandato fue bien merecida.

La recomendación de ahorrar en un *boom* es estándar. Y hay otros ejemplos de gobiernos que han tenido el valor de apretarse el cinturón. Lo que hace a las instituciones de Chile especialmente dignas de estudio es que pueden constituir un modelo que otros países podrían adoptar, un modelo que puede servir incluso en tiempos y lugares en los que las presiones por seguir una política fiscal procíclica podrían ser demasiado fuertes para resistirlas.

En la sección siguiente se pone de relieve la volatilidad económica de los países que dependen de sus exportaciones de productos básicos minerales y agrícolas. La sección IV se centra en una política fiscal procíclica entre productores de materias primas. Pasamos luego, en la sección V, al papel que desempeña el sesgo sistemático en las proyecciones presupuestarias oficiales en otros países, y cómo lo ha evitado Chile (sección VI), para concluir con reflexiones finales en la sección VII.

### III. VOLATILIDAD DE LAS EXPORTACIONES DE PRODUCTOS BÁSICOS

Las economías en desarrollo tienden a ser más volátiles en general que los países avanzados. La volatilidad se debe en parte a *shocks* externos, tales como fluctuaciones de precios en los mercados mundiales, que son particularmente importantes para los productos minerales y agrícolas exportados por América Latina (cuadro 1).<sup>23</sup> Sin embargo, la volatilidad también se debe en parte a la inestabilidad macroeconómica y política interna.<sup>24</sup> Aunque en la década de 1990 la mayoría de los países en desarrollo mantuvieron bajo control el déficit presupuestario crónico desenfrenado, la creación de dinero y la inflación que experimentaron en las dos décadas anteriores, la mayoría está sujeta todavía a una política monetaria y fiscal que es procíclica en vez de contracíclica: tienden a ser expansivos en los auges y contractiva en las recesiones, con lo que exacerban la magnitud de las oscilaciones. El objetivo debería ser moderarlos por la vía del patrón contracíclico que originalmente proponían los modelos y la literatura de las décadas posteriores a la Gran Depresión.

Que los países en desarrollo tienden a experimentar mayores fluctuaciones cíclicas que los países industrializados es atribuible solo en parte a los productos básicos. También se debe al rol de los factores que “deberían” moderar el ciclo, pero en la práctica rara vez funcionan de esa manera: los flujos de capital

20. Página 11 del Fondo Monetario Internacional, Chile 2005 Artículo IV Consulta, FMI Informe País 05/013 (septiembre de 2005). Algún crédito también debe otorgarse a los gobiernos anteriores, por el establecimiento del Fondo de Estabilización del Cobre en la década de 1980, que estipula que los ingresos del cobre por encima de determinado precio deben ser ahorrados y seguir la regla cuando el precio suba posteriormente.

21. Aninat et al. (2006, p. 8, 54); Rodríguez, Tokman y Vega (2007, p. 5).

22. El proyecto de ley —la Ley N° 20.128— fue propuesto por el gobierno en septiembre del 2005 y aprobado por el Congreso para entrar en vigor en agosto del 2006. Entre otras cosas, creó un Fondo de Reserva de Pensiones y un Fondo de Estabilización Social y Económica, este último en reemplazo de los Fondos de Estabilización del Cobre existentes, que databan de 1981, y especificó las normas relativas a la manera en que deben invertirse los Fondos.

23. Algunos autores han sugerido que la volatilidad de los precios de los recursos naturales en sí es mala para el crecimiento económico, la fuente de la maldición de los recursos naturales; ver Blattman, Hwang y Williamson (2007), Hausmann y Rigobon (2003) y Poelhekke y van der Ploeg (2007).

24. Perry (2009) descomponen la volatilidad extra del crecimiento.

CUADRO 1

**Volatilidad de Precios de Exportaciones  
de América Latina y el Caribe**

<b>País</b>	<b>Exportación principal</b>	<b>Desviación estándar<sup>a</sup></b>
Argentina	Soja	0.28
Bolivia	Gas natural	1.82
Brasil	Acero	0.59
Chile	Cobre	0.41
Colombia	Petróleo	0.76
Costa Rica	Bananas	0.44
Ecuador	Petróleo	0.76
El Salvador	Café	0.48
Guatemala	Café	0.48
Guyana	Azúcar	0.48
Honduras	Café	0.48
Jamaica	Aluminio	0.42
México	Petróleo	0.76
Nicaragua	Café	0.48
Panamá	Bananas	0.44
Perú	Cobre	0.41
Paraguay	Carnes	0.23
Trinidad y Tobago	Gas natural	1.82
Uruguay	Carnes	0.23
Venezuela	Petróleo	0.76

Fuente: Elaboración propia.  
a. Calculada sobre el logaritmo del precio en dólares de cada producto durante el período 1970-2008.

procíclicos, la política monetaria y fiscal procíclica y la enfermedad holandesa asociada. Estos factores tienden a exacerbar los auges y caídas en vez de moderarlos. La esperanza de que mejores políticas o instituciones pudieran reducir este carácter procíclico hace de esta una de las avenidas potencialmente más fructíferas de la investigación en macroeconomía de los mercados emergentes.

## 1. Prociclicidad de los Flujos de Capital hacia los Países en Desarrollo

De acuerdo con la teoría de la optimización intertemporal, los países deberían endeudarse en los períodos recesivos para mantener el consumo y la inversión, y pagar o acumular activos externos netos durante los repuntes. En la práctica, no siempre funciona de esta manera. Los flujos de capital suelen ser más procíclicos que contracíclicos.<sup>25</sup> La mayoría de las teorías que intentan explicar esto suponen imperfecciones en los

25. Kaminsky, Reinhart y Végh (2005); Reinhart y Reinhart (2009); Gavin et al. (1996); y Mendoza y Terrones (2008). Caballero (2002) y Gallego, Hernández, y Schmidt-Hebbel (2002) examinan los flujos de capital procíclicos en Chile en particular.

mercados de capitales, tales como asimetría de la información o la necesidad de garantías. En el auge de los productos básicos y los mercados emergentes de 2003-2008, los flujos netos de capital por lo general fueron a países con excedentes comerciales, en especial los asiáticos y los productores de materias primas en el Medio Oriente y América Latina, donde se manifestaron en una acumulación récord de reservas de divisas. Esto contrastó con los dos ciclos anteriores —1975-1981 y 1990-1997— cuando los flujos de capital hacia los países en desarrollo se destinaron en gran parte a financiar los déficits de la cuenta corriente.

Una interpretación de los flujos de capital procíclicos es que son el resultado de una política fiscal procíclica: cuando los gobiernos aumentan el gasto en tiempos de auge, parte del déficit se financia con préstamos del exterior. Cuando se ven obligados a recortar el gasto en las recesiones, deben pagar parte de la deuda excesiva en la que incurrieron durante la recuperación. Otra interpretación de los flujos de capital procíclicos hacia los países en desarrollo es que se refieren especialmente a los exportadores de productos agrícolas y minerales, especialmente petróleo. En la siguiente subsección consideramos la política fiscal procíclica.

## 2. Prociclicidad de la Política Fiscal

Muchos autores han documentado que la política fiscal tiende a ser procíclica en los países en desarrollo, especialmente en comparación con el mundo industrializado.<sup>26</sup> La mayoría de los estudios analizan la prociclicidad del gasto público, porque la recaudación tributaria es particularmente endógena respecto del ciclo económico. Una razón importante del gasto procíclico es, precisamente, que los ingresos del gobierno provenientes de los impuestos o royalties se incrementan en los auges, y el gobierno no puede resistir la tentación o la presión política de aumentar el gasto en forma proporcional o más que proporcional.

La prociclicidad es especialmente pronunciada en los países que poseen recursos naturales y donde los ingresos de los recursos tienden a dominar el ciclo económico. Entre quienes se centran en la correlación entre los auges de productos básicos y los auges del gasto está Cuddington (1989). Sinnott (2009) encuentra que los países de América Latina son suficientemente dependientes de los precios de los productos básicos y que los ingresos del gobierno responden de manera significativa a dichos precios. Arezki y Brückner (2010a) encuentran que los auges de los precios de dichos productos llevan a mayor gasto público, deuda externa y al riesgo de incumplimiento en las autocracias, pero que no tienen tales efectos en las democracias.<sup>27</sup>

Dos grandes elementos del presupuesto que dan cuenta de gran parte del aumento del gasto en los auges de productos básicos son los proyectos de inversión y la masa salarial del gobierno. En cuanto al primero, la inversión en infraestructura puede producir retornos por un largo período, si está bien diseñada; en la práctica, sin embargo, con demasiada frecuencia se transforma en un “elefante blanco”, abandonado por falta de fondos para terminarlo o preservarlo, cuando el precio del producto vuelve a bajar (Gelb, 1986). Con respecto al segundo elemento del presupuesto, Medas y Zakharova (2009) señalan que a menudo las ganancias inesperadas del petróleo se gastan en salarios más altos para el sector público. También pueden ir a aumentar el número de trabajadores empleados por el gobierno. De cualquier manera, elevan el total de la masa salarial del sector público, la cual es difícil revertir cuando los precios del petróleo vuelven a bajar.<sup>28</sup>

26. Por ejemplo Cuddington (1989), Tornell y Lane (1999), Kaminsky, Reinhart y Végh (2004), Talvi y Végh (2005), Alesina, Campante y Tabellini (2008), Mendoza y Oviedo (2006), Ilzetzki y Végh (2008) y Medas y Zakharova (2009). Para América Latina en particular: Gavin y Perotti (1997), Calderón y Schmidt-Hebbel (2003), y Perry (2003).

27. Arezki y Brückner (2010b) encuentran que la dicotomía se extiende también a los efectos en los spreads de bonos soberanos pagados por los productores de materias primas autocráticos versus democráticos.

28. Arezki y Ismail (2010) encuentran que el gasto corriente del gobierno aumenta en tiempos de bonanza, pero es rígido a la baja.

#### IV. EL PROBLEMA DE LA POLÍTICA FISCAL PROCÍCLICA DE LOS EXPORTADORES DE MINERALES

La “regla de Hartwick” dice que las rentas de un recurso no renovable deben ahorrarse, en promedio, para el día en que los depósitos se agoten.<sup>29</sup> Al mismo tiempo, los textos tradicionales de macroeconomía señalan que los presupuestos del gobierno deben ser contracíclicos: acumular superávits en tiempos de auge y gastar durante las recesiones. Los productores de minerales tienden a fallar en estos dos principios: ahorran demasiado poco en promedio, y aun menos durante los auges. Así, algunas de las formas más importantes para hacer frente al ciclo de los productos básicos son las instituciones que aseguren que los ingresos de exportación se reserven en tiempos de auge en un fondo de ahorro, tal vez con la ayuda de las reglas que rigen el superávit presupuestario ajustado al ciclo.<sup>30</sup>

En general, se podría esperar que el compromiso con las restricciones fiscales produjera presupuestos más transparentes y disciplinados. Alesina et al. (1999), Stein, Talvi y Grisanti (1999) y Marcel et al. (2001) encuentran que los países de América Latina lograron una mejor disciplina fiscal en los años ochenta y principios de los noventa, si sus instituciones eran más jerárquicas y transparentes, a juzgar por la existencia de restricciones y reglas de votación.

##### 1. Los Ciclos de los Minerales y el Presupuesto

La tendencia al ahorro insuficiente de riqueza mineral<sup>31</sup> es particularmente pronunciada durante los auges. La tentación de gastar los ingresos extraordinarios de los altos precios mundiales suele ser irresistible. Cuando a la larga el precio del mineral vuelve a bajar, los países suelen quedar con muchas deudas, un sector gubernamental y un sector no transable hipertrofiados, y un sector de bienes transables no minerales vaciado. Luego pueden verse obligados a recortar el gasto público, completando así el ciclo perverso de ahorro contracíclico.

Tal vez el proceso político anule los juicios sobrios, de manera que el gasto responda a los auges más de lo que impondría la optimización intertemporal. O bien hay un error de percepción: durante el auge, los analistas extrapolan el alto precio mundial de hoy, por tiempo indefinido en el futuro, y sabemos que, en realidad, el precio real volverá tarde o temprano a cierto equilibrio de largo plazo.

Podemos considerar el ejemplo de los precios del cobre en Chile para ilustrar la importancia de los movimientos de los precios de los productos básicos para la tarea de proyectar el presupuesto. Hay varias formas de medir el precio *benchmark* contra el cual se observa el precio *spot* del cobre ex post. Una de ellas es el precio del cobre *forward* o futuro observado durante el año anterior. Encontramos que el precio del cobre es, de hecho, un poderoso determinante del presupuesto. El gráfico 4 señala el error de proyección del presupuesto oficial (a un año), con respecto al precio del cobre a futuro del último agosto. Es evidente que existe una fuerte relación.<sup>32</sup> El cuadro 2 muestra la correspondiente regresión. El precio del cobre es estadísticamente significativo y domina el movimiento en el presupuesto de manera tal que a su lado el PIB no es significativo. Es de suponer que esto no solo refleja el importante papel de los royalties del cobre en los ingresos presupuestarios de Chile, sino también la gran influencia del precio del cobre en el resto de la economía.

En todo caso, la conclusión es que cualquiera que desee hacer pronósticos imparciales del presupuesto del próximo año en Chile debe ser capaz de hacer pronósticos imparciales del precio del cobre del próximo año. Por eso pasaremos ahora a tratar el tema del comportamiento de series de tiempo del precio del cobre.

29. Más precisamente, la regla de Hartwick dice que todas las rentas de recursos naturales no renovables deben invertirse en capital reproducible, para que las generaciones futuras no reduzcan su riqueza total (recursos naturales, además de capital reproducible) y, por lo tanto, su flujo de consumo. Hartwick (1977) y Solow (1986).

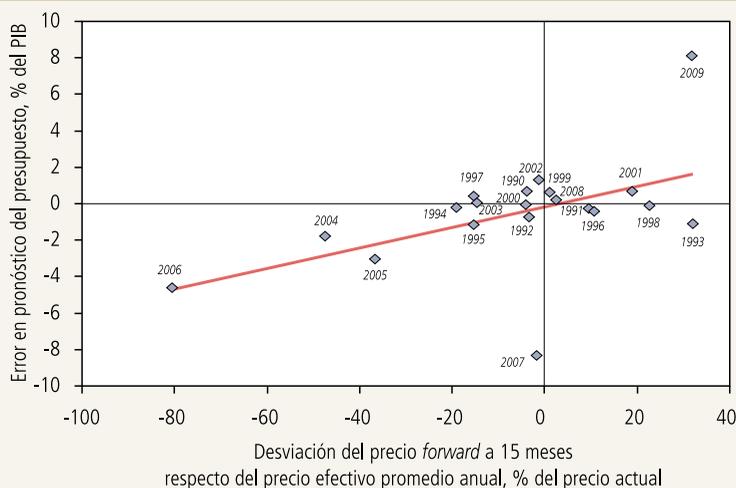
30. Davis et al. (2001a, 2001b, 2003).

31. Por supuesto, también se puede ahorrar poco en promedio. En la práctica, pocos países siguen la “regla de Hartwick” (nota 30).

32. Un apéndice de Frankel (2011) explica las fuentes de datos. Su gráfico 7a utiliza el promedio de 10 años del precio *spot* del cobre, en lugar de la tasa a futuro utilizada en la figura 4 de este artículo, como *benchmark* para medir la evolución a corto plazo. Los datos se remontan a 1977. Una vez más, los movimientos del precio del cobre se correlacionan con las fluctuaciones del saldo presupuestario.

GRÁFICO 4

### Efectos de Corto Plazo del Precio del Cobre en el Presupuesto de Chile

Fuente: *Bloomberg*.

CUADRO 2

### Determinantes de Corto Plazo del Déficit Presupuestario de Chile

Regresión del equilibrio del presupuesto (ex post respecto de la previsión) frente a variables macroeconómicas (ex post respecto de la previsión), 1990-2009 (20 observaciones).

Variables	Estimaciones de los coeficientes	
Movimiento del precio del cobre <sup>a</sup>	0.060** (0.021)	0.056** (0.021)
Movimiento del PIB	0.239 (0.187)	
Constante	0.023 (0.754)	0.163 (0.683)
R <sup>2</sup>	0.299	0.251
RECM <sup>†</sup>	2.655	2.666

Fuente: elaboración propia.

a. El movimiento del precio del cobre se mide aquí como  $100 \left[ \logaritmo(\text{promedio del precio de fin de mes, ene.} - \text{dic. Del próximo año}) - \logaritmo(15 \text{ de agosto} - \text{precio a futuro del mes}) \right]$ . \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.10$ . Errores estándar robustos entre paréntesis.

† Raíz del error cuadrático medio.

## 2. Razones de la Sobre-reacción de los Precios de los Minerales

Conceptualmente, hay tres razones por las cuales los precios de un mineral pueden seguir un proceso cíclico o de reversión a la media. Se basan, respectivamente, en la microeconomía mineral, en la economía monetaria, y en las burbujas especulativas. La importancia relativa de las tres no hace ninguna diferencia para los efectos de este artículo.

En primer lugar, no es difícil para un microeconomista entender por qué el precio de mercado de los minerales sobrerreacciona en el corto plazo, o incluso a mediano plazo. Dado que las elasticidades precio de la oferta y la demanda son bajas, las fluctuaciones relativamente pequeñas en la demanda (debido, por ejemplo, al clima) o en la oferta (debido, por ejemplo, a trastornos) requerirá un gran cambio en el precio para volver a equilibrar la oferta y la demanda. Las elasticidades de la demanda son bajas en el corto plazo, en gran medida debido a que el stock de capital en cualquier punto en el tiempo está físicamente diseñado para operar con un ratio específico entre insumos minerales y producto, con poco margen para la sustitución. Las elasticidades de la oferta también suelen ser bajas en el corto plazo, porque se necesita tiempo para ajustar la producción. Las existencias pueden amortiguar el impacto de las fluctuaciones en el corto plazo, pero son limitadas en tamaño. Las posibilidades de sustituir los materiales también son limitadas.

Con el paso del tiempo, las elasticidades se vuelven mucho mayores, tanto por el lado de la demanda como de la oferta. Como consecuencia, los precios vuelven a bajar tras un aumento repentino. En el mediano plazo, los precios de los minerales pueden moverse en un ciclo de telaraña, debido a los rezagos en la respuesta: el equilibrio inicial del mercado es un precio alto, el precio alto reduce la demanda después de algunos años, lo que a su vez conduce a un nuevo precio más bajo, lo cual aumenta la demanda con un rezago, y así sucesivamente.

La segunda explicación posible para un ciclo en los precios de los minerales es la sobrerreacción monetaria. Desde la teoría de Hotelling (1931) de los recursos no renovables, hemos sabido que la decisión de dejar los minerales en la tierra versus extraerlos y venderlos al precio actual debe regirse por una condición de arbitraje entre la tasa de interés, por una parte, y la tasa futura esperada de aumento del precio de los minerales por la otra. La tasa futura esperada de aumento de los precios, a su vez, debe relacionarse con la percepción de que el precio actual está por debajo de su equilibrio de largo plazo. Una condición de arbitraje similar se cumple con respecto a la decisión de mantener existencias o venderlas, pero se añaden costos de almacenamiento a la tasa de interés por el lado de los costos, mientras por el lado de los beneficios se agrega un retorno por conveniencia a la apreciación esperada futura.

La implicancia clave es una relación inversa entre las tasas de interés reales y los precios reales de los productos básicos. Si la tasa de interés real es alta, se debilita el incentivo de mantener los minerales bajo tierra o como existencias. El resultado es una caída de la demanda o un aumento de la oferta, que hace bajar el precio *spot* del mineral. El mercado está en equilibrio de corto plazo cuando el mineral está lo suficientemente subvalorado (respecto de su equilibrio de largo plazo) como para que la percepción general de futuros aumentos de los precios sea suficiente para compensar la mayor tasa de interés real, restaurando así la condición de arbitraje.

Hasta ahí Hotelling. Ahora agregamos los ciclos monetarios. Una tasa de interés real alta en la actualidad puede ser el resultado de una política monetaria transitoriamente contractiva. En el mediano plazo, la tasa de interés real tiende a volver a su equilibrio de mediano plazo y, como resultado, el precio real de los productos básicos también regresa a su equilibrio. Según este punto de vista, las bajas tasas de interés reales en las décadas de 1970 y 2000 llevaron a altos precios mundiales del petróleo y los minerales, y las altas tasas de interés reales en las décadas de 1980 y 1990 redujeron los precios del petróleo y de los minerales.

La tercera explicación posible para la reversión a la media son las burbujas especulativas, que se definen como un proceso de autoconfirmación, que aleja el precio de sus fundamentos. Los especuladores saben que la burbuja podría estallar y el precio volver a su valor fundamental. Sin embargo, ponderan la probabilidad, mes a mes, de que la burbuja se reviente (de manera que habrán perdido dinero si se quedaron en el mercado) contra la probabilidad de que continúe un mes más (de manera que habrán perdido dinero si salieron del mercado). La teoría no tiene mucho que decir acerca de cuándo o en qué condiciones las burbujas comienzan o terminan; pero al parecer, en general, comienzan siguiendo una tendencia que se originó en fundamentos, ya sea microeconómicos (como en la primera teoría anterior) o monetarios (como en la segunda).

### 3. Evidencia de Reversión al Equilibrio de Largo Plazo del Precio Real del Cobre

Pasamos ahora a la evidencia empírica sobre los precios del cobre. ¿Es en realidad estadísticamente probable que un precio alto sea seguido con el tiempo por una reversión a la media de largo plazo? Cuddington y Jerrett (2008) encuentran tres “superciclos” de los precios del cobre y de otros cuatro metales, en los 150 años que van de 1850 a 2000, seguidos por el inicio de cuarto superciclo. Sin embargo, la tendencia de los precios de productos básicos a revertirse desde sus máximos históricos al equilibrio de largo plazo es demasiado débil para aparecer estadísticamente en unas pocas décadas de datos. Esto es cierto aun cuando la tendencia a revertirse puede ser tan fuerte como para destruir la economía nacional, por inverosímil que esa yuxtaposición pueda parecer al principio. Estadísticamente, se necesita una gran cantidad de datos para rechazar un camino aleatorio (o para establecer una tendencia permanente). Las pruebas de series de tiempo para precios que abarcan apenas unas cuantas décadas no tienen suficiente poder estadístico.

Se puede ilustrar esta proposición a través de evidencia empírica o de una teoría a priori. Los cuadros 3A y 3B muestran una regresión del cambio en el precio del cobre real versus su valor rezagado, respectivamente, con y sin una tendencia. En un intento deliberado de imitar muchos otros estudios, los datos del cuadro 3 utilizan solo 30 años de datos, a partir de 1980. El precio real del cobre para este periodo se ilustra en el gráfico A1 del apéndice. La tendencia estimada es positiva, pero no significativa, cuando la muestra termina en el 2009.<sup>33</sup> Más importante aun para nuestros propósitos actuales, el coeficiente del precio real rezagado del cobre es negativo, pero no significativo (se utilizan los niveles críticos de Dickey-Fuller, que requieren una prueba estadística de 3.6 para dar significancia al nivel de 5%, o de aproximadamente 3 para dar significancia al nivel de 10%). Dejando momentáneamente de lado la cuestión de la significancia, la estimación punto es de aproximadamente  $-0.1$  cuando el proceso se estima sin una tendencia, lo que sugiere que alrededor del 10% de la brecha entre el precio real del cobre y su promedio de largo plazo se cierra cada año, en ausencia de nuevas perturbaciones.

¿Por qué no es significativo el parámetro de reversión? Los economistas suelen observar estas fallas para rechazar la hipótesis nula de un camino aleatorio, y luego usan un lenguaje que implica que la variable en cuestión en realidad sigue un camino aleatorio. Sin embargo, las dos proposiciones son diferentes, como sabe cualquier alumno de introducción a la estadística.

Imaginemos que la velocidad real del ajuste es, de hecho, 0.1. En otras palabras, el coeficiente autorregresivo para el precio real del cobre es de 0.9. Un simple cálculo puede ilustrar por qué no se esperarían datos de 30 o 40 años a fin de dar suficiente poder estadístico para rechazar una raíz unitaria (camino aleatorio), incluso si no hubiera ninguna. El error estándar asintótico de la estimación de un coeficiente autorregresivo AR(1), denominado  $\rho$ , es aproximadamente la raíz cuadrada de  $(1 - \rho^2)/N$ . Entonces el estadístico  $t$  para probar la hipótesis nula de que  $\rho = 1$  es:

$$t = \frac{1 - \rho}{\left( \frac{1 - \rho^2}{N} \right)^{\frac{1}{2}}}$$

33. Algunos autores encuentran una pequeña tendencia al alza de los precios de los minerales, otros una pequeña tendencia a la baja. La respuesta parece depender, más que nada, de la fecha de término de la muestra. Estudios realizados después de los aumentos de los precios de la década de 1970 encontraron una tendencia al alza, pero los posteriores a la de 1980 encontraron una tendencia a la baja, incluso cuando ambos tipos de estudios abarcaron desde principios del siglo XX. Sin duda, cuando hayan finalizado estudios basados en datos hasta el año 2008, algunos volverán a encontrar una tendencia positiva de largo plazo. Las referencias incluyen Cuddington (1992), Cuddington, Ludema y Jayasuriya (2007), Cuddington y Urzúa (1989), Grilli y Yang (1988), Pindyck (1999), Hadass y Williamson (2003), Reinhart y Wickham (1994), Kellard y Wohar (2005), Balagtas y Holt (2009) y Harvey et al. (2010).

Si la verdadera velocidad de ajuste es del orden del 10% anual ( $\rho = 0.9$ ), podemos calcular el número de años de datos que necesitaríamos para tener suficiente poder para rechazar la hipótesis nula ( $t > 3$ ) como:

$$t = \frac{1-\rho}{\left(\frac{1-\rho^2}{N}\right)^{\frac{1}{2}}} > 3,$$

CUADRO 3

**Prueba de Reversión a la Media del Precio del Cobre, 1980-2009**  
(30 observaciones)

**A. Con tendencia**

	Estadístico de la prueba	V.C. 1%	V.C. 5%	V.C. 10%
Z(t)	-1.512	-4.334	-3.580	-3.228

Valor-p aproximado de MacKinnon para Z(t) = 0.017.

Cambio en el log. del precio real del cobre	Coef.	Error est.	t-estad	p >  t
Precio real rezagado del cobre	-0.148	0.098	-1.51	0.142
Tendencia	0.006	0.004	1.38	0.179
Constante	-0.808	0.479	-1.69	0.103

**B. Sin tendencia**

	Estadístico de la prueba	V.C. 1%	V.C. 5%	V.C. 10%
Z(t)	-1.576	-3.72	-2.99	-2.62

Valor-p aproximado de MacKinnon para Z(t) = 0.287.

Cambio en el log. del precio real del cobre	Coef.	Error est.	t-estad	p >  t
Logaritmo rezagado del precio real del cobre	-0.157	0.0995	-1.58	0.126
Constante	-0.765	0.486	-1.58	0.126

Fuente: Elaboración propia.

V.C.: Valor crítico del test a cada nivel de significancia.

En otras palabras, cabría esperar que fueran necesarios unos 171 años de datos para poder rechazar la hipótesis nula de una raíz unitaria.<sup>34</sup> Si se cuenta con solo 30 años de datos, sería sorprendente que lográramos rechazar  $\rho = 1$ . Sería similar a los famosos experimentos de Gregor Mendel con arvejas, cuyos resultados coincidieron con las predicciones periódicas de la teoría del gen de manera tan perfecta que posteriormente Fisher (1936) argumentó, por razones probabilísticas, que tenía que haber hecho trampa.

Afortunadamente, para un producto como el cobre, es fácil obtener datos que se remonten a dos siglos atrás y más. Los cuadros 4A y 4B repiten las mismas pruebas estadísticas con más de 200 años de datos, a partir

34. Dado que la fórmula para el error estándar es asintótica, quizá no deba tomarse tan literalmente este cálculo. Pero la implicancia de que se necesita algo así como 200 años de datos para rechazar un camino aleatorio puede justificarse aun más, de varias maneras: cálculos más elaborados a priori, ensayando la prueba en muestras de datos reales con diferentes tiempos o estudios de Montecarlo. Estos puntos relativos al poder del test de camino aleatorio se establecieron hace algunos años en el contexto de tipos de cambio reales.

## CUADRO 4

**Prueba de Reversión a la Media del Precio del Cobre, 1784-2009**  
(217 observaciones)

**A. Con tendencia**

	Estadístico de la prueba	V.C. 1%	V.C. 5%	V.C. 10%
$Z(t)$	-3.799	-4.001	-3.434	-3.134

Valor- $p$  aproximado de MacKinnon para  $Z(t)$  0.017.

Cambio en el log. del precio real del cobre	Coef.	Error est.	$t$ -estad	$p >  t $
Precio real rezagado del cobre	-0.1284	0.0338	-3.80	0.000
Tendencia	-0.0010	0.0003	-3.20	0.002
Constante	-0.4228	0.1117	-3.78	0.000

**B. Sin tendencia**

	Estadístico de la prueba	V.C. 1%	V.C. 5%	V.C. 10%
$Z(t)$	-2.000	-3.471	-2.882	-2.572

Valor- $p$  aproximado de MacKinnon para  $Z(t)$  = 0.287.

Cambio en el log. del precio real del cobre	Coef.	Error est.	$t$ -estad	$p >  t $
Logaritmo rezagado del precio real del cobre	-0.0357	0.0178	-2.00	0.047
Constante	-0.1523	0.0748	-2.04	0.043

Fuente: Elaboración propia.

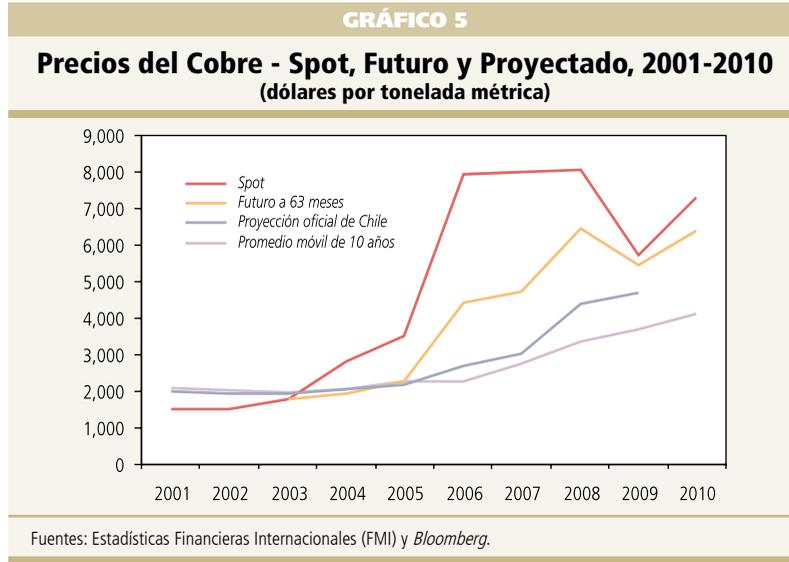
V.C.: Valor crítico del test a cada nivel de significancia.

de 1784.<sup>35</sup> Lo que es más importante aun, el coeficiente del precio del cobre real rezagado también es ahora estadísticamente significativo, mostrando una tendencia estimada a revertirse al equilibrio a una velocidad de 0.13 por año. El coeficiente autorregresivo es menor que uno, no solo al nivel de 10% de significancia estadística, sino también al nivel de 5%. Tal como sugería el cálculo a priori, la reversión a la media está ahí, pero se necesitan dos siglos de datos para verla.

#### 4. Proyecciones Privadas del Precio del Cobre

¿Internalizan los analistas del precio del cobre los datos a largo plazo, lo que implica que probablemente cualquier gran aumento del precio *spot* del cobre se revertirá en parte en el futuro? ¿O suscriben a la hipótesis del camino aleatorio de acuerdo con muestras de tiempo más corto? Medimos los pronósticos privados usando los mercados de futuros, aunque solo tengamos una década de datos. Como se puede observar en el gráfico 5, cuando el precio *spot* del cobre sube, el precio a futuro se eleva menos que proporcionalmente, lo que implica la proyección de una posible reversión futura. El gráfico también muestra la estimación oficial chilena del precio del cobre de largo plazo, elaborada por el panel de expertos. Se elevó aun menos que el precio futuro durante el nivel máximo de 2006-08, comportándose en gran medida como el promedio móvil de 10 años, como se supone que debe hacerlo. Al parecer, el panel, al igual que los mercados privados, efectivamente internaliza la tendencia del precio a revertirse hacia su tendencia de largo plazo.

35. La serie de tiempo construida a partir de Historical Statistics of the Unites States obtiene el precio del cobre de diferentes lugares en diferentes períodos: Filadelfia: 1784-1824; Sheathing: 1825-1859; Copper Lake: 1860-1906, Nueva York: 1907-1926; Connecticut: 1927-1977; Bureau of Labor Statistics (BLS): 1978-1998. El precio real es el precio corriente del dólar, dividido por el IPC basado en el índice BLS. La historia de 225 años del precio real del cobre se grafica en la figura 2 del apéndice en Frankel (2011). La tendencia es estadísticamente significativa, pero negativa.



En el cuadro 5 formalmente verifico la hipótesis de que los analistas privados —en la medida en que sus expectativas mensuales se reflejen en el mercado a futuro— creen en la reversión a la media del precio real del cobre. La variable dependiente es la futura tasa de cambio esperada en el precio del cobre real, con expectativas medidas por la tasa a futuro con una frecuencia mensual. En los tres horizontes (15 meses, 27 meses y 63 meses) los resultados respaldan fuertemente la hipótesis.

Si bien los precios reales del cobre tienden a revertirse a su tendencia de largo plazo y el mercado de futuros parece interiorizar esta tendencia, existe una fuerte tentación a creer que los grandes cambios del precio son permanentes, sobre todo cuando se trata de aumentos considerables. La siguiente hipótesis a testear es que la incertidumbre es realmente mayor en la parte superior del ciclo. Medimos la incertidumbre por la volatilidad que está implícita en los precios de las opciones. Estimamos la mitad del ciclo como el valor de tendencia de largo plazo del precio real, considerado en todo el período de la muestra, 1784-2009. Desafortunadamente, solo contamos con datos de opciones entre 2004 y 2009, y el precio del cobre durante todo este período estuvo por

**CUADRO 5**

**Mercado Privado y Reversión a la Media de los Precios del Cobre<sup>a</sup>**

	Horizonte		
	(1) 15 meses	(2) 27 meses	(3) 63 meses
Precio spot real	-0.0016*** (0.0002)	-0.0029*** (0.0003)	-0.0047*** (0.0009)
Constante	0.0232*** (0.0070)	0.0405*** (0.0116)	-0.0119 (0.0466)
Observaciones	258	204	93
R <sup>2</sup>	0.147	0.232	0.186
RECM <sup>†</sup>	0.0631	0.098	0.201

Fuente: Elaboración propia.  
 \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.10$ . Errores estándar robustos entre paréntesis.  
 a. Variable dependiente: *logaritmo (precio real futuro / precio real spot)*  
 † Raíz del error cuadrático medio.

encima de nuestra medida del precio de tendencia de largo plazo. Por lo tanto, solo podemos testear la hipótesis de que la incertidumbre se vuelve inusualmente alta a medida que el precio se mueve hacia el rango más alto del ciclo de precios. No podemos descartar la hipótesis simétrica de que la incertidumbre también es inusualmente alta hacia la parte baja del ciclo. El cuadro 6 confirma la hipótesis, en altos niveles de significancia para los precios de las opciones de cinco de los seis horizontes del test. Es evidente que la incertidumbre efectivamente aumenta a medida que el precio del cobre sube muy por encima de su tendencia de largo plazo.<sup>36</sup> Esto es coherente con la hipótesis de que hacer proyecciones es especialmente difícil en tiempos de auge.

CUADRO 6

Incertidumbre y Precio del Cobre<sup>a</sup>

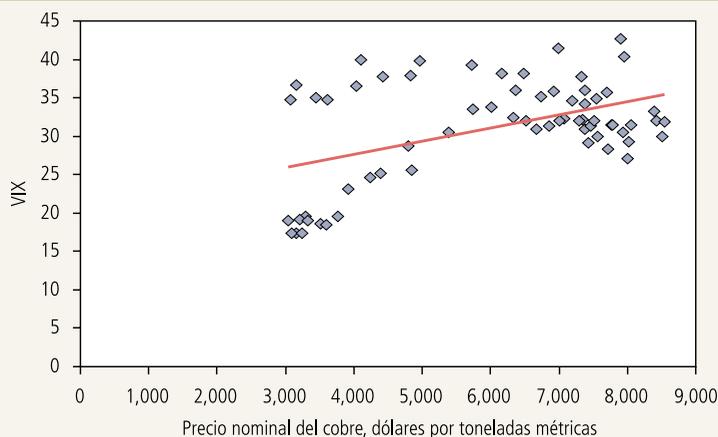
Variables	(1) 12 meses	(2) 15 meses	(3) 24 meses	(4) 27 meses	(5) 39 meses	(6) 63 meses
Precio real del cobre (dif. vs. tendencia a LP)	7.34** (3.19)	8.38*** (3.02)	9.90*** (2.82)	10.04*** (2.78)	9.51*** (2.68)	-2.14 (1.52)
Constante	29.19*** (2.62)	27.74*** (2.49)	24.88*** (2.38)	24.32*** (2.35)	23.42*** (2.28)	31.95*** (1.23)
Observaciones	60	60	60	60	59	47
R <sup>2</sup>	0.11	0.15	0.23	0.24	0.24	0.03
RECM <sup>†</sup>	7.11	6.75	6.21	6.08	5.68	3.69

Fuente: Elaboración propia.

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.10$ . Errores estándar robustos entre paréntesis.a. Respuesta de la incertidumbre cuando el precio del cobre supera su tendencia de largo plazo: Regresión de la volatilidad del precio del cobre inherente a opciones sobre  $\log(\text{precio spot real}) - \text{tendencia lineal}(\log(\text{precio spot real}))$ , utilizando datos de 230 años.

† Raíz del error cuadrático medio.

GRÁFICO 6

Volatilidad Implícita en Opción a 27 Meses (VIX)  
y Precio Nominal del Cobre  
(diciembre 2004 - julio 2010)

Fuente: Bloomberg.

36. En la parte superior izquierda se muestra la alta volatilidad del período tras la quiebra de Lehman Bros. a finales del 2008, que opera aquí para viciar la relación (y revertirla en la columna 6, a la que le faltan los primeros años).

## V. EVIDENCIA ESTADÍSTICA DEL EXCESO DE OPTIMISMO EN LOS PRONÓSTICOS DEL GOBIERNO

De las diversas formas en que los gobiernos pueden no ahorrar lo suficiente, especialmente en tiempos de auge, la que nos interesa aquí es la posibilidad de que los pronósticos oficiales de ingresos sean demasiado optimistas. Si el pronóstico oficial es optimista, no hay ninguna razón para tomar medidas dolorosas como reducir el gasto o aumentar los impuestos. El síndrome no se limita a los productores de materias primas. Un ejemplo destacado es el del excesivamente optimista presupuesto de la Casa Blanca de EE.UU. realizado el 2001 y años posteriores. Sus proyecciones poco realistas fueron una razón importante de por qué Estados Unidos no aprovechó la oportunidad de ahorrar en la expansión de 2002-07.

Pero el patrón y la esperanza de una solución institucional se agudizan aún más en el caso de los productores de materias primas.

### 1. ¿Son Demasiado Optimistas, en Promedio, las Proyecciones Presupuestarias Oficiales?

Existe alguna evidencia de que, en promedio, los pronósticos presupuestarios del gobierno son demasiado optimistas, a menudo debido a que las estimaciones oficiales de crecimiento económico son demasiado optimistas.

Los estudios sobre proyecciones de crecimiento efectuadas por los organismos gubernamentales estadounidenses en los años sesenta y setenta solían determinar que, en general, eran imparciales y tan precisas como las del sector privado. Sin embargo, análisis posteriores encontraron algunos sesgos. McNees (1995) actualizó la muestra temporal a 1994 y encontró un sesgo optimista en algunas proyecciones oficiales de crecimiento de largo plazo. Auerbach (1994) encontró pronósticos demasiado optimistas en la década anterior a 1993. Auerbach (1999) encontró de nuevo una tendencia de la OMB (Oficina de Gestión y Presupuesto de EE.UU.) en su pronóstico semestral a sobrestimar los ingresos durante el período 1986-1993, pero encontró una tendencia a *subestimar* los ingresos en el período 1993-99 (durante la Administración Clinton). McNab, Rider y Wall (2007) encuentran que los pronósticos de la OMB sobre la recaudación de impuestos de EE.UU. efectuados un año antes fueron sesgados para el período 1963-2003. Sugieren que el sesgo puede ser una estrategia de las distintas administraciones que buscan alcanzar determinados objetivos, como exagerar el equilibrio presupuestario cuando el gobierno está tratando de aumentar el gasto o reducir los impuestos. Frensdreis y Tatalovich (2000) encuentran que las administraciones estadounidenses (OMB) son menos precisas en la estimación del crecimiento, la inflación y el desempleo que la Oficina de Presupuesto del Congreso y la Reserva Federal. Encuentran un sesgo partidista cuya interpretación es que las administraciones republicanas sobrepronostican la inflación y las administraciones demócratas sobrepronostican el desempleo.

Forni y Momigliano (2004) encuentran un sesgo de optimismo entre los países de la OCDE en general. Ashiya (2005) encuentra que los pronósticos oficiales de crecimiento japoneses en un horizonte de 16 meses tienen un sesgo al alza de 0.7 puntos porcentuales, y son mucho menos precisos que los del sector privado. Canadá subestimó evidentemente sus déficits presupuestarios a finales de los ochenta y principios de los noventa, pero más tarde (1994-2004) los sobrestimó, tal vez para reducir el riesgo de no lograr su objetivo de presupuesto equilibrado en su fortalecido marco institucional (O'Neill, 2005; Mühleisen et al., 2005).

Jonung y Larch (2006) encuentran una clara tendencia de los gobiernos de la UE a sobrestimar la tasa de crecimiento económico en sus planes presupuestarios. Un equipo de tres autores encuentra un sesgo de optimismo estadísticamente significativo en algunos miembros de la Eurozona: Francia, Italia y Portugal durante el período 1991-2002 (Strauch, Hallerberg y von Hagen, 2004), y Alemania, Italia, Grecia, Luxemburgo y Portugal cuando el conjunto de datos es actualizado a 2004 (Schuknecht, von Hagen y Wolswijk, 2009). Por otra parte, el Reino Unido, Finlandia y Suecia tienden a sobrestimar sus déficits. Brück y Stephan (2006) explícitamente concluyen que los gobiernos de la Eurozona han manipulado las proyecciones de déficit antes

de las elecciones desde la introducción del PEC. La mayoría de estos autores sostiene que el sistemático exceso de optimismo en los pronósticos ex ante se traduce directamente en mayores déficits ex post, y, en especial, en déficits mayores que los previstos en el PEC.

Del mismo modo, Beetsma, Guiliodori y Wiertz (2009) encuentran que los balances presupuestarios ex post entre los países del PEC sistemáticamente están muy por debajo de los planes oficiales ex ante. Marinheiro (2011) añade un nuevo ciclo económico completo a los datos bajo el PEC, y de nuevo encuentra que, en promedio, las proyecciones de las autoridades fiscales europeas son demasiado optimistas. Esta evidencia no es sistemáticamente fuerte en todo el conjunto de 15 países de la UE, pero el sesgo también es alto en Francia, Italia y Portugal, en todos los horizontes de proyección.<sup>37</sup>

Existe mucho menos investigación respecto de la historia de los pronósticos de la autoridad fiscal de los países de ingresos bajos o medianos que de los países avanzados.<sup>38</sup> Una razón es la limitada disponibilidad de datos. Sin embargo, tras la crisis de los años noventa, algunos de los principales mercados emergentes se hicieron más transparentes sobre sus presupuestos. Uno de ellos es México, que hoy facilita datos sobre el equilibrio presupuestario previsto ex ante, los que pueden compararse con el equilibrio presupuestario obtenido ex post. Por una parte, si los números se interpretan como un ejercicio de pronóstico, entonces la exactitud durante el período 1995-2009 es impresionantemente alta. Por otra parte, hay evidencia de un pequeño sesgo hacia el exceso de optimismo: el déficit presupuestario como porcentaje del PIB es menor al previsto en un promedio de 0.1% del PIB. La media es mayor que cero y estadísticamente significativa, pero solo a nivel de 10%.<sup>39</sup>

El cuadro A1 del apéndice reporta la media de los errores cometidos por los gobiernos de 33 países en sus pronósticos sobre el equilibrio presupuestario.<sup>40</sup> La mayoría de los países son europeos (25, de los cuales 17 pertenecen a la Eurozona, si se cuenta Estonia, que fue aprobado como miembro el 2010). La fuerte representación de estos países en la muestra se debe a que, mientras la mayoría de los países no informa datos sobre pronósticos presupuestarios oficiales, ellos sí lo hacen, como efecto secundario del PEC. Sin embargo, los datos europeos nos permitirán comprobar a continuación el efecto sobre el sesgo de proyección de la presión política que impone una normativa presupuestaria, como el PEC. De los otros ocho países, tres son economías avanzadas exportadoras de productos básicos (Australia, Canadá y Nueva Zelanda), dos son importantes países avanzados que no están asociados principalmente a sus exportaciones de productos básicos (EE.UU. y el Reino Unido) y tres son países emergentes de tamaño medio que exportan productos básicos (Chile, México y Sudáfrica). La última categoría es quizá la más importante para este estudio, pero deben consultarse fuentes nacionales una por una, y la mayoría de los países responden que no disponen de tales datos.

La cuarta columna muestra los pronósticos oficiales ex ante menos el resultado real ex post, un año adelante: el error medio de proyección, el mínimo y el máximo. Algunos países hacen pronósticos con dos o tres años de anticipación; estos errores de predicción se muestran en las columnas quinta y sexta, respectivamente. El patrón general, como cabe sospechar, es un exceso de optimismo. En la mayoría de los casos, el sesgo positivo surge con más fuerza en el horizonte de tres años que en el de dos, y más en el horizonte de dos años que en el de uno. El promedio de todos los países es sesgo hacia arriba de 0.2% del PIB en el horizonte de un año, de 0.8% a dos años, y un fuerte 1.5% a tres años. No es de extrañar que la magnitud absoluta de los errores de proyección se incremente con la longitud del horizonte, lo que sería cierto aun si los pronósticos fueron óptimos. Sin embargo, la tendencia al alza del sesgo sugiere que, mientras más largo el horizonte y mayor la verdadera incertidumbre, más lugar para exagerar el optimismo.

37. El autor propone delegar el pronóstico macroeconómico en autoridades supranacionales, tales como la Comisión de la UE o el FMI.

38. Chang, Franses y McAleer (2009) analizan los errores de las proyecciones oficiales de Taiwán —una economía de reciente industrialización—, pero sin resultados claros.

39. El cuadro 5 y el gráfico 6 en Frankel (2011) presentan los resultados.

40. Un apéndice de Frankel (2011) muestra las fuentes de datos para los 33 países.

Curiosamente, el sesgo no es mayor para los productores de materias primas o los países en desarrollo que para los otros, aunque la muestra es demasiado pequeña como para poder hacer un test confiable de la diferencia. Las proyecciones de EE.UU. y del Reino Unido tienen importantes sesgos positivos en torno al 3% del PIB en el horizonte de tres años (aproximadamente igual al promedio de su déficit efectivo; es decir, en promedio pronostican reiteradamente una desaparición de sus déficits, lo que nunca ocurre). Los sesgos de proyección en los países del euro ya se han señalado en la literatura. Sin embargo, los pronósticos oficiales del presupuesto de Sudáfrica han sido demasiado *pesimistas* en promedio, al igual que los de Canadá y Nueva Zelanda. Chile no muestra ninguna tendencia al optimismo —pero la hipótesis de este estudio es que esto fue el resultado de sus instituciones— y México ya se ha analizado. Ni uno ni otro ofrece pronósticos más allá del horizonte de un año.

Un motivo probable del sesgo al alza en los pronósticos presupuestarios oficiales, en los países avanzados y en desarrollo por igual, es el sesgo al alza en los supuestos económicos tales como el crecimiento económico y el precio de los productos básicos. Esta es la hipótesis de interés central en este artículo. Pero cabe señalar también que hay otros posibles motivos por los cuales los pronósticos del presupuesto oficial podrían ser demasiado optimistas en promedio. El pronóstico oficial puede representar la meta deseada en el plan del Ejecutivo, pero podría escapársele al momento de efectuar los gastos finales, debido a las presiones políticas habituales. Quienes elaboran el plan presupuestario inicial pueden incluso estar plenamente conscientes de esta tendencia y otorgar menor prioridad a las proyecciones estadísticamente imparciales, y preferir establecer una meta ambiciosa para lograr un resultado final lo más potente posible.

El cuadro A2 del apéndice muestra la media de los errores cometidos en las proyecciones oficiales de la tasa de crecimiento del PIB, para 33 países. Una vez más, el patrón general es un sesgo al alza, en promedio, que aumenta según el largo del horizonte: el 0.4% cuando se considera un año antes, 1.1% en el horizonte de dos años, y 1.8% en el de tres años. Nuevamente, el sesgo aparece en EE.UU. y muchos otros países avanzados, y no necesariamente entre los productores de materias primas de esta muestra.<sup>41</sup> Chile, en promedio, subpronosticó su tasa de crecimiento en 0.8 por ciento en el horizonte de un año. Sudáfrica fue un poco demasiado optimista en promedio (0.2 por ciento en el horizonte de un año) y México aun más (1.7 por ciento).

Pasamos ahora a los patrones cíclicos en los errores de predicción. Menos autores han buscado patrones cíclicos en los errores sistemáticos de predicción de las autoridades nacionales que en los promedios de errores incondicionales.

## 2. Influencia de las Fluctuaciones Macroeconómicas en el Equilibrio Presupuestario

En el caso de Chile, ya confirmamos (cuadro 2) que el precio del cobre es clave para la determinación ex post del presupuesto. Antes de intentar detectar los factores determinantes ex ante de los errores cometidos en los pronósticos oficiales del déficit presupuestario en nuestra muestra total de 33 países, sería útil confirmar que unas pocas variables macroeconómicas —como la tasa de crecimiento real— son realmente esenciales para la determinación ex post del equilibrio presupuestario efectivo. Entonces sabremos mirar el exceso de optimismo en los pronósticos de estas variables macroeconómicas como una posible fuente de cualquier exceso de optimismo observado en los pronósticos presupuestarios.

En el cuadro 7A hacemos una regresión del resultado presupuestario ex post (expresado en relación con el intento de predecirlo ex ante) contra la tasa de crecimiento real ex post (una vez más, expresada en relación con el pronóstico), para nuestro conjunto completo de países. En los tres horizontes, la tasa de crecimiento es muy significativa para determinar el equilibrio presupuestario. Por cada 1% de crecimiento, en relación con

41. Los exportadores de productos básicos en este conjunto de datos por cierto representan algún sesgo de selección de la muestra, ya que, por razones obvias, solo se incluyen los gobiernos que son lo suficientemente transparentes como para publicar sus pronósticos presupuestarios. En consecuencia, no hacemos hincapié en pruebas sobre si los pronósticos oficiales se comportan de forma diferente respecto de los exportadores de productos básicos que de otros. Dichas pruebas parecen demostrar que los exportadores de productos básicos especiales de nuestra muestra, en realidad son menos optimistas que otros.

## CUADRO 7

**Error de Pronóstico y Equilibrio Presupuestario**  
(como porcentaje del PIB)

**A. El PIB como Determinante del Equilibrio Presupuestario**

Variables	(1) Un año antes	(2) Dos años antes	(3) Tres años antes
Error en el pronóstico del PIB	0.48*** (0.06)	0.53*** (0.07)	0.49*** (0.08)
Constante	0.16 (0.17)	0.20 (0.25)	0.56* (0.31)
Observaciones	367	277	175
Países	33	31	28
R <sup>2</sup>	0.28	0.37	0.32
RECM <sup>†</sup>	1.70	2.05	2.33

**B. El PIB y la Inflación como Determinantes del Equilibrio Presupuestario**

Variables	(1) Un año antes	(2) Dos años antes	(3) Tres años antes
Error en el pronóstico del PIB	0.50*** (0.06)	0.47*** (0.06)	0.46*** (0.08)
Error en el pronóstico de la inflación	0.16 (0.11)	0.20* (0.12)	0.25*** (0.09)
Constante	0.33 (0.21)	0.59* (0.31)	0.91** (0.36)
Observaciones	214	185	159
Países	28	27	27
R <sup>2</sup>	0.35	0.40	0.35
RECM <sup>†</sup>	1.63	2.13	2.31

Fuente: Elaboración propia.

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.10$ . Errores estándar robustos entre paréntesis. Efectos fijos por país. Todas las variables se rezagan para que se alineen con el año en que se hizo el pronóstico y no con el año que se pronostica.

† Raíz del error cuadrático medio.

lo previsto un año antes, el presupuesto aumenta en casi la mitad de esa cantidad, en relación con lo previsto un año antes. Lo mismo ocurre en los horizontes de dos y tres años. De ese modo, es probable encontrar un exceso de optimismo en el pronóstico del presupuesto donde encontramos un exceso de optimismo en la predicción del crecimiento real.

En algunos países, la inflación empuja a los contribuyentes a la categoría tributaria más alta. En consecuencia, en el cuadro 7B, agregamos la tasa de inflación como otro posible factor determinante del equilibrio presupuestario. (Ambas se expresan de nuevo respecto de los pronósticos oficiales ex ante). La conclusión es que la inflación, en efecto, se traduce en un fuerte superávit fiscal, en un grado estadísticamente significativo en los horizontes de dos y tres años.<sup>42</sup>

42. Estos cuadros permiten efectos fijos por país (lo que facilita la comparación entre las tres columnas aun cuando la muestra de países disminuya). Los resultados sin efectos fijos se informan en Frankel (2011). Allí, el efecto de la inflación aparece un poco más fuerte estadísticamente.

### 3. ¿Son las Proyecciones Presupuestarias Oficiales Más Propensas al Exceso de Optimismo en Tiempos de Boom?

Volvemos ahora al análisis de los sesgos en las proyecciones del gobierno. En el cuadro 8 vamos más allá de testear el exceso de optimismo incondicional en los pronósticos oficiales del presupuesto, para ver si el sesgo es mayor durante un auge, medido aquí como la desviación de la producción de una tendencia cuadrática. De hecho, el término cíclico es positivo y altamente significativo: el exceso de optimismo tiende a ser mayor en los auges. Su magnitud estimada se eleva a medida que avanzamos desde el horizonte de un año al de dos años, y otra vez a medida que avanzamos hacia el horizonte de tres años. Esto tiene sentido: hay más margen para la ilusión a más largo plazo, porque la incertidumbre es genuinamente mayor, pero también hay evidencia de un sesgo hacia el optimismo, incluso cuando el PIB está en su valor de tendencia.

CUADRO 8

#### Error de Pronóstico del Equilibrio Presupuestario como % del PIB, Muestra Completa.

Variables	(1) Un año antes	(2) Dos años antes	(3) Tres años antes
Ciclo del PIB <sup>a</sup>	0.093*** (0.019)	0.258*** (0.040)	0.289*** (0.063)
Constante	0.201 (0.197)	0.649*** (0.231)	1.364*** (0.348)
Observaciones	398	300	179
R <sup>2</sup>	0.033	0.113	0.092
RECM	2.248	2.732	3.095

Fuente: elaboración propia.

La variable se rezaga para que se alinee con el año en el cual se hizo el pronóstico y no con el año que se pronostica. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.10$ . Errores estándar robustos entre paréntesis.

a. Corresponde a la desviación del PIB observado respecto a una tendencia cuadrática.

Los resultados son visibles en el gráfico 7. En primer lugar, en la mayoría de los países los pronósticos presupuestarios tienen un sesgo al alza (la mayoría de los puntos aparecen por encima del nivel cero del error de predicción del presupuesto). En segundo lugar, Chile es una excepción (los valores de la variable en el eje de las abscisas en el gráfico 7A se encuentran en su mayoría por debajo del nivel cero). En tercer lugar, el sesgo es mayor en horizontes más largos (comparando los dos gráficos). En cuarto lugar, el sesgo es mayor en los auges (una línea de regresión se inclina hacia arriba).<sup>43</sup>

### 4. ¿Son los Pronósticos Presupuestarios Oficiales Más Propensos al Exceso de Optimismo cuando el País Está Sujeto a una Regla Presupuestaria?

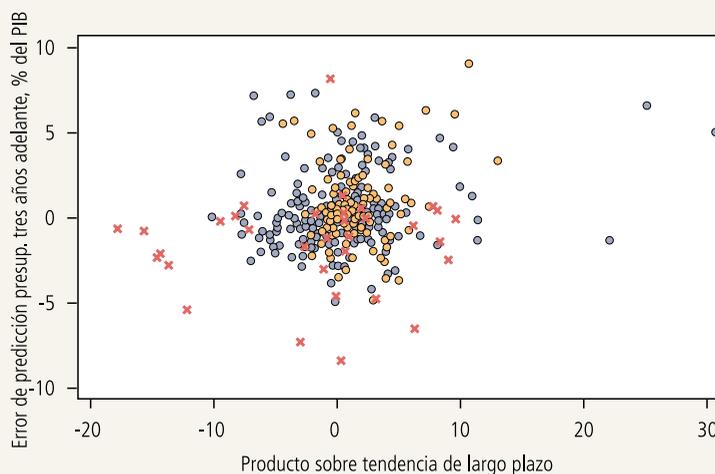
Es muy sugerente que Italia y otras economías mediterráneas —los países de la UE que tuvieron que esforzarse más para cumplir con los criterios fiscales de Maastricht— sean también los que, según varios estudios, han tenido el mayor sesgo en sus pronósticos. Hay que recordar que, en las estimaciones de Jonung y Larch

43. El país con el período más largo de la muestra en el horizonte de 1 año es Chile (1.977-2.009): figura 7A. En el horizonte de 2 años, Estados Unidos tiene el período más largo de la muestra (1987-2009), como se muestra en la figura 7B en Frankel (2011). En el horizonte de tres años, numerosos países europeos tienen un período de muestreo de 2001-2009: figura 7B (en este artículo). Para los períodos de muestreo de cada país, ver el cuadro A1 en el apéndice de Frankel (2011).

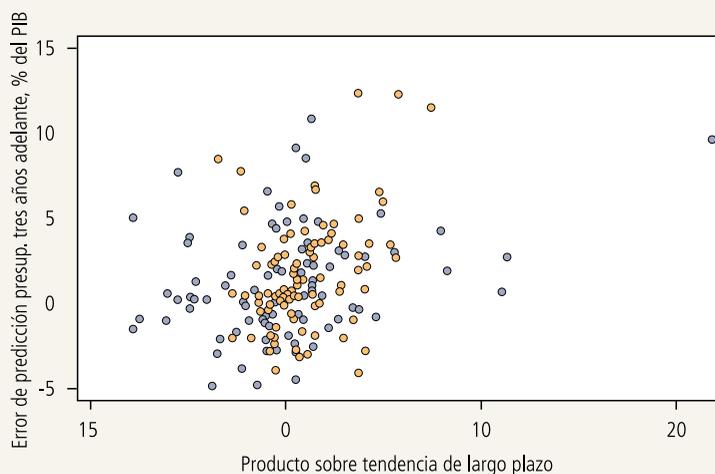
## GRÁFICO 7

### Error de Predicción del Balance Presupuestario y Estado del Ciclo Económico

A. En horizonte de un año



B. En horizonte a tres años



Fuente: Indicadores de Desarrollo (Banco Mundial).

Los colores más claros corresponden a países dentro del PEC, las cruces rojas representan a Chile.

(2006), el Reino Unido es el único país que no muestra un exceso de optimismo significativo. Dado que el Reino Unido no ha solicitado la entrada a la Eurozona, su hallazgo es coherente con la posibilidad de que el sesgo se relacione con el euro. Así, la literatura es coherente con la hipótesis de que la adopción formal de un límite máximo para el déficit presupuestario puede, por sí misma, inducir una tendencia al exceso de optimismo en los pronósticos oficiales, pero que el exceso de optimismo puede ser contrarrestado por el tipo adecuado de régimen o institución fiscal.

Presentamos regresiones de nuestros propios tests de la hipótesis de la “intención de engañar” en un conjunto más amplio de datos de estudios anteriores. Los ejemplos de países sujetos a reglas son los países miembros del euro, como en la literatura.<sup>44</sup> Pero en lugar de compararlos solo con otros países europeos, también incluimos otros, tales como un número de productores de materias primas.

Nuestros datos confirman que los países europeos en general, y los países del PEC en particular, son propensos a hacer pronósticos presupuestarios excesivamente optimistas en nuestro conjunto de datos. El sesgo es más fuerte cuanto más largo sea el horizonte de proyección. Testeamos un patrón cíclico en el exceso de optimismo, mediante la inclusión de un término para la interacción de la *dummy* para los países sujetos al PEC y su PIB expresado como desviación de su tendencia de largo plazo.<sup>45</sup> El coeficiente es estadísticamente significativo. El signo positivo confirma que los analistas extrapolan su optimismo: cuando el ciclo económico está en su apogeo, los analistas del gobierno son más proclives a dar rienda suelta a sus ilusiones. Los resultados son muy similares, sea que el conjunto de datos incluya solo los países de Europa occidental, todos los países europeos, o todo nuestro conjunto de países.

## 5. ¿Es el Exceso de Optimismo en los Pronósticos del Crecimiento Peor durante los Booms?

Hemos visto que, para la mayoría de los países, la evolución del déficit público real en un horizonte de un año está fuertemente influenciada por la evolución de la economía, en especial del PIB. En esta sección comprobamos si el componente cíclico de los errores en los pronósticos presupuestarios se deriva en cierta medida de un componente cíclico similar a los errores en las proyecciones económicas. El cuadro 9 verifica si los pronósticos de crecimiento tienden a ser más optimistas cuando la economía está en un máximo cíclico, medido aquí como la desviación del PIB de una tendencia cuadrática. La respuesta es un rotundo sí, sobre todo a medida que se alarga el horizonte del pronóstico, tal como lo encontramos respecto de los pronósticos del déficit presupuestario.

CUADRO 9

### Error de Pronóstico en la Predicción de la Tasa de Crecimiento del PIB

Variables	(1) Un año antes	(2) Dos años antes	(3) Tres años antes
Ciclo del PIB <sup>a</sup>	0.204*** (0.033)	0.497*** (0.078)	0.668*** (0.159)
Constante	0.265*** (0.091)	0.799*** (0.130)	1.600*** (0.247)
Observaciones	368	282	175
Países	33	31	28
R <sup>2</sup>	0.138	0.298	0.303
RECM <sup>†</sup>	2.234	2.945	3.306

Fuente: Elaboración propia.

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.10. Errores estándar robustos entre paréntesis, agrupados por país. Efectos fijos por país. Dev p del PIB desviación del PIB de la tendencia cuadrática. La variable se rezaga para que se alinee con el año en el cual se hizo el pronóstico y no con el año que se pronostica.

a. Corresponde a la desviación del PIB observado respecto a una tendencia cuadrática.

† Raíz del error cuadrático medio.

44. Nueva Zelanda y Suiza son otros ejemplos de países con las reglas que ponen límites al déficit y la deuda (Marcel et al., 2001).

45. El detalle de los resultados aparece en los cuadros 9A, 9B, y 9C de Frankel (2011). La magnitud estimada del coeficiente y la significación estadística aumentan con el horizonte del pronóstico.

El siguiente paso es ver si el patrón es peor entre los países sujetos a reglas. En todos los casos, el término que interactúa el *dummy* del PEC con el PIB tiene un efecto significativamente positivo sobre el error cometido en la producción de pronósticos, muy parecido al efecto positivo en el pronóstico del presupuesto. En otras palabras, cuando la economía está en un máximo cíclico en los países sujetos a reglas, los analistas tienden a extrapolar, como si el auge fuera a durar para siempre.<sup>46</sup>

## 6. ¿Son los Pronósticos Oficiales Demasiado Optimistas en Períodos tanto de Baja como de Alta Actividad Cíclica?

Hemos observado algunas pruebas coherentes con la idea de que el exceso de optimismo aumenta cuando hay mayor incertidumbre genuina, es decir, el patrón por el cual este se incrementa cuando aumenta el horizonte de proyección. La incertidumbre es probablemente mayor en períodos de alta y baja actividad cíclica, debido a que es difícil saber si el movimiento reciente es temporal o permanente. Estas consideraciones sugieren una nueva hipótesis digna de test: que los pronósticos son demasiado optimistas no solo en la parte superior del ciclo económico, sino también en la más baja. La forma más sencilla de testear esta hipótesis es transformar nuestra variable independiente cíclica, que se ha expresado como la desviación del PIB de la tendencia, al valor absoluto de esa desviación. La hipótesis es fuertemente confirmada y ofrece un sólido apoyo a la hipótesis y una caracterización de ambos sesgos en los pronósticos oficiales del equilibrio presupuestario y el sesgo en los pronósticos oficiales de crecimiento económico.<sup>47</sup> Es evidente que los analistas oficiales son demasiado optimistas, tanto en los auges como en las caídas, aún más cuando el PIB está a su tendencia a largo plazo. Sobrestiman la permanencia de los auges y la transitoriedad de las caídas.<sup>48</sup>

### *Resumen de resultados*

El siguiente es un resumen de nuestros resultados econométricos.

1. El precio real del cobre tiende a revertirse a su tendencia de largo plazo, pero la tendencia solo puede detectarse estadísticamente cuando la historia de la serie de tiempo se extiende a lo largo de uno o dos siglos. Para aquellos cuyos recuerdos solo abarcan unas pocas décadas de datos, el poder estadístico es insuficiente. Por lo tanto, una desviación del precio del cobre de su tendencia de largo plazo, como en el *boom* de 2003-08, puede fácil —pero equivocadamente— parecer permanente.
2. Para ilustrar mejor la dificultad de efectuar pronósticos en medio de un auge, la volatilidad implícita en las opciones es mayor cuando el precio real del cobre está muy por encima de su valor de tendencia a largo plazo.
3. Los pronósticos oficiales de presupuestos fiscales futuros en una muestra de 33 países son, en promedio, demasiado optimistas.
4. El sesgo hacia el exceso de optimismo en los pronósticos presupuestarios es más fuerte mientras mayor es el horizonte (de 1, 2 y 3 años). En el horizonte de 3 años, el promedio es un sesgo al alza de 1.5% del PIB.
5. Los pronósticos oficiales del presupuesto en EE.UU. y Europa son demasiado optimistas en promedio.
6. Los pronósticos oficiales de Chile *no* son demasiado optimistas en promedio.
7. Los mismos patrones aparecen en los pronósticos oficiales de las tasas de crecimiento del PIB real para los 33 países: exceso de optimismo, en promedio, el cual es mayor en horizontes más largos (1.8% en el horizonte de 3 años), pero no demasiado optimistas para Chile.

46. El detalle de estos resultados aparece en los cuadros 11A, 11B, y 11C de Frankel (2011).

47. Informado en los cuadros 12A y 13A, respectivamente, de Frankel (2011).

48. Los patrones son peores para los países europeos que para los demás. Cuadros 12B y 13B de Frankel (2011).

8. La proyección del PIB es un componente importante del pronóstico del presupuesto: los errores de proyección del primero son determinantes muy significativos de los errores de proyección del segundo.
9. En Chile, los errores en la predicción del precio del cobre son determinantes muy significativos de los errores en el pronóstico del presupuesto y, de hecho, el PIB no es un determinante estadísticamente significativo del presupuesto cuando se controla por el precio del cobre.
10. El sesgo en los pronósticos presupuestarios oficiales entre los 33 países está estadísticamente correlacionado con el ciclo económico: el exceso de optimismo es mayor en tiempos de auge.
11. La tendencia del exceso de optimismo —en los pronósticos oficiales del presupuesto y del crecimiento— a aumentar en tiempos de auge es particularmente fuerte en los países europeos que están formalmente sujetos al Pacto de Estabilidad y Crecimiento, especialmente en los horizontes de dos y tres años.
12. También hay evidencia estadística como para afirmar que el sesgo en los pronósticos presupuestarios se relaciona con el valor absoluto de la desviación del PIB de su tendencia de largo plazo, es decir, que se produce exceso de optimismo tanto en la parte inferior como en la parte superior del ciclo económico. Sin embargo, el  $R^2$  no es tan alto como en la formulación anterior.
13. El mismo patrón de sesgo es válido en los pronósticos del PIB: existe cierto apoyo para la hipótesis de que el exceso de optimismo aumenta en ambos extremos del ciclo, pero el ajuste no es tan bueno como para la hipótesis de que aumenta en la parte superior del ciclo.
14. No existe una relación coherente entre los errores de proyección del presupuesto y del precio del cobre en Chile, lo que sugiere que el país ha evitado un problema que es común en otros países.

En conjunto, estos resultados presentan una historia coherente. En muchos países, existe una tendencia al optimismo en los pronósticos oficiales de crecimiento y presupuesto. Los gobiernos —con poco realismo— extrapolan los auges tres años a futuro. El sesgo es peor entre los países europeos que supuestamente están sujetos a las normas presupuestarias del PEC, quizá porque la autoridad encargada de hacer los pronósticos se siente presionada a anunciar que se está en vías de cumplir los objetivos presupuestarios, aun cuando no sea así. Chile tiene una regla presupuestaria, pero no está sujeto al mismo sesgo hacia el exceso de optimismo en los pronósticos del presupuesto, del crecimiento, o del crucial precio del cobre. Esta evidencia es coherente con la idea de que la innovación clave que ha permitido a Chile, en general, lograr una política fiscal contracíclica y, en particular, generar excedentes en tiempos de auge no es solo una regla presupuestaria estructural en sí misma, sino más bien el régimen que encarga a dos paneles de expertos independientes la responsabilidad de estimar el grado en que los precios del cobre y el PIB contemporáneos se han alejado de sus promedios de largo plazo.

## VI. INSTITUCIONES FISCALES CONTRACÍCLICAS Y GENERALIZACIÓN A OTROS PAÍSES

Para cualquier país podría ser útil aplicar variantes del mecanismo fiscal chileno. Esto es especialmente cierto para los productores de petróleo y minerales.<sup>49</sup> A los países que no dependen de los productos básicos también les convendría adoptar versiones adaptadas a sus propias circunstancias. Al igual que los productores de minerales, los países propensos a los desastres naturales deben reservar ahorros en los años buenos. En ambos casos, paneles de expertos independientes podrían estimar los parámetros relevantes. Incluso los grandes países industrializados y diversificados podrían establecer instituciones independientes encargadas por ley

49. En un momento dado, Ecuador tenía instituciones diseñadas para aumentar el ahorro nacional durante el auge del petróleo, y Colombia, del café y del aceite. Sin embargo, dichos países suelen errar sus objetivos o cambiar sus reglas. Perry (2003, pp 18-19) y Villafuerte et al. (2011).

de estimar la brecha del producto y otras variables macroeconómicas pertinentes para el presupuesto, como la tasa de inflación y las fracciones del PIB que van a ingresos salariales versus no salariales.

Dado que muchos países, especialmente en el mundo en desarrollo, son propensos a tener instituciones débiles, un refuerzo útil de la idea de Chile sería formalizar los detalles del procedimiento en una ley y otorgar a los paneles independencia legal. Podría existir una ley que los protegiera contra el despido, como ocurre con las autoridades de los bancos centrales autónomos. El principio de la separación de los poderes de decisión debe mantenerse: las reglas —interpretadas por los paneles— ayudan a determinar el monto total del gasto y los déficits presupuestarios, mientras los líderes políticos elegidos determinan la forma en que se asigna el gasto y se aumentan los ingresos fiscales.

Quedan dos interrogantes técnicos: qué parte del cálculo del presupuesto estructural se debe delegar en los paneles de expertos independientes, y si las normas presupuestarias se deben interpretar ex ante o ex post.

En Chile, los procedimientos para calcular el balance estructural contemplan una serie de cálculos que, de hecho, son efectuados en el Ministerio de Hacienda y no por los paneles de expertos. Al parecer, incluyen la estimación del PIB de tendencia a partir de una función de producción agregada (el panel macro proporciona las estimaciones de los niveles de tendencia de los insumos), una estimación del precio de largo plazo del molibdeno<sup>50</sup>, una estimación de los ingresos fiscales mineros y no mineros, y así sucesivamente.<sup>51</sup> Se podría imaginar trasladar el foco de estos cálculos desde el Ministerio a los paneles independientes, lo que puede exigir establecer un organismo permanente, a la manera de la Oficina de Presupuesto del Congreso de EE.UU. (CBO). La CBO ha logrado mantener su autonomía e integridad, a pesar de la politización de gran parte del resto de Washington.<sup>52</sup> Si al nuevo organismo independiente se le otorgara un control más amplio sobre la política fiscal, entonces se acercaría más a la simetría con la delegación de la política monetaria en bancos centrales independientes.<sup>53</sup> En el otro extremo del espectro, los paneles podrían encargarse nada más que a calcular la tendencia media móvil de diez años del precio del cobre y del PIB real.

La segunda interrogante, relacionada, es si la fijación de metas debe ser ex-ante o ex post. Una regla ex-post para el déficit presupuestario tendría que expresarse como rango objetivo o como límite superior, debido a que los sucesos económicos imprevistos hacen que sea imposible para cualquier persona acertar un objetivo de déficit presupuestario con precisión. La alternativa es que la regla se interprete ex-ante: las tasas de impuestos, los parámetros del gasto, y así sucesivamente, se establecen con el fin de producir el objetivo deseado si todo resulta exactamente como se esperaba, reconociendo al mismo tiempo que habrá desviaciones imprevistas en el curso del año.

La cuestión análoga es consabida en el contexto de la política monetaria. Si la variable objetivo es la oferta de dinero o la tasa de inflación, no puede esperarse que las autoridades lo acierten exactamente, a diferencia de la situación cuando el objetivo es el precio del oro o el tipo de cambio. El enfoque habitual es que la autoridad monetaria anuncia un rango objetivo para M1 o para la tasa de inflación. Conceptualmente, un banco central honesto establecerá el rango de manera que permita lograr un resultado dentro del rango especificado, por ejemplo el 95% del tiempo. Entonces, el público puede controlar la capacidad del banco central de cumplir

50. Una mejora, agregada en el año 2005, es que el gobierno puede incurrir en un déficit mayor en la medida en que el precio del molibdeno —y no solo el del cobre— esté por debajo de su promedio de mediano plazo.

51. Marcel et al. (2001, pp. 6-17); Rodríguez, Tokman, y Vega (2007, pp. 10-21).

52. En 2003, el Congreso de Chile estableció una versión de la CBO, con un equipo de tres analistas (Santiso, 2005, p. 29). El poder legislativo en Chile no está facultado para determinar la política fiscal como en el caso de Estados Unidos.

53. Wyplosz (2005) y Jonung y Larch (2006) propusieron la creación de un Comité de Política Fiscal independiente, que reproduzca lo que hacen los Comités de Política Monetaria independientes. Entre otros que observan la analogía con la política monetaria se cuentan Alesina y Perotti (1996). Pero la analogía tiene sus límites. Pocos reformistas sugieren que los detalles de la política fiscal y del gasto podrían o deberían delegarse en un organismo que no sea directamente responsable de una manera democrática, aunque los detalles de la fijación de los tipos de interés y la compra de activos se deleguen en bancos centrales independientes.

su compromiso. Una propuesta alternativa es que la autoridad monetaria establezca los parámetros con el fin de alcanzar una meta de inflación deseada *ex ante*. Si el banco central conociera el verdadero modelo en que opera la economía, y a su vez lo anunciara al público, los dos procedimientos serían equivalentes. Sin embargo, en la realidad el modelo es muy incierto, todo el mundo sabe que lo es y los distintos consejeros y profesionales miembros del comité de política monetaria difieren en cuanto a su modelo preferido. Por lo tanto, es menos práctico anunciar un objetivo *ex ante*. Los miembros del comité de política monetaria tendrían que negociar entre ellos un modelo común en constante cambio y un conjunto de pronósticos, una torpe manera de negociar una decisión de política monetaria.

No obstante, en el caso de los paneles de expertos fiscales, el establecimiento de un objetivo *ex ante* puede ser más factible. Más precisamente, el panel podría encargarse de evaluar si el presupuesto planteado por el gobierno alcanzará el objetivo presupuestario estructural deseado, no solo si el producto se encuentra en un equilibrio potencial y el precio del cobre está en su equilibrio de largo plazo, lo cual ya les corresponde hacer en virtud del sistema chileno, sino también, más ampliamente, si el crecimiento y otras variables económicas están en los niveles *esperados para el próximo año*.

Otra modificación importante a considerar es la de reformular la regla de política fiscal de manera más agresivamente contracíclica. Hay razones para creer que el gobierno de Bachelet adoptó medidas tendientes a que el presupuesto fuera aún más contracíclico que lo que exigía la regla —ahorrando más en 2007-08 y gastando más en 2009-10. Se podría argumentar que este grado de contraciclicidad debería formalizarse ahora en la regla. Otra posibilidad sería una “cláusula de escape” para terremotos tan graves como el que afectó a la zona central de Chile en febrero del 2010. El diseño de las reglas siempre está sujeto a un conflicto entre las ventajas y desventajas de la simplicidad.

## VII. REFLEXIONES FINALES

Si bien las instituciones fiscales chilenas han sido bien estudiadas dentro de Chile, aún no han recibido la atención que merecen del resto del mundo. Dichas instituciones deberían y podrían ser un modelo digno de ser imitado por otros países.

Las instituciones fiscales de Chile son un ejemplo relativamente puro de varias tendencias mucho más amplias. La tendencia número uno ha sido el creciente énfasis que han recibido las *instituciones* en el estudio de la economía del desarrollo y otras ramas de la profesión económica durante los últimos diez o veinte años. Se reconoce que no es suficiente recomendar una buena política fiscal a un país —lo que el FMI otorgue préstamos a un país condicionados a una buena política fiscal— si no se cuenta con un apoyo político más profundo e instituciones para sostener la política. A veces, sin embargo, los economistas no son suficientemente específicos respecto de lo que quieren decir con “buenas instituciones”. No basta con preconizar la importancia del estado de derecho. Se necesitan recomendaciones concretas.<sup>54</sup>

La tendencia número dos es la creciente importancia que han cobrado en la última década los *productos primarios*: combustibles fósiles, minerales y productos agrícolas. Después de las dos décadas precedentes de precios reales más bajos, casi todos los minerales y otros productos básicos experimentaron un gran *boom*, en los años 2003-2008. Con el auge de los productos básicos, volvieron los problemas de cómo manejar la volatilidad, la enfermedad holandesa y la maldición de los recursos naturales. Así pues, es necesario que las

54. Por supuesto, ningún conjunto de reglas o instituciones es infalible contra los esfuerzos decididos a burlarlos. En Estados Unidos, por ejemplo, los políticos que quieren parecer fiscalmente responsables han encontrado trucos legales para hacer que las estimaciones de la CBO de futuros déficits presupuestarios parezcan falsamente disminuir y desaparecer. La Administración Bush en forma rutinaria dejó el costo de las guerras extranjeras fuera del presupuesto, tratando cada año su continuación como una sorpresa. También simulaba, para los efectos legales, que sus amplios recortes de impuestos expirarían en el futuro, aun cuando su política era renovarlos llegado el momento.

instituciones ayuden a gestionar el ciclo de los productos básicos, en línea con la tendencia número uno. Es una buena noticia que actualmente existan ejemplos de regímenes diseñados para proteger contra la muy humana inclinación a gastar en exceso cuando suben los precios de los productos de exportación.

La tendencia número tres es una histórica *inversión de roles* entre algunos países tradicionalmente clasificados como avanzados o industrializados y otros tradicionalmente clasificados como emergentes o en desarrollo. El último grupo, especialmente en América Latina, se caracterizó en el pasado por una desafortunada política fiscal procíclica y mala calidad crediticia. Sin embargo, con posterioridad al auge del 2000, muchos países en desarrollo lograron equilibrios presupuestarios, tasas de ahorro nacional, saldos en cuenta corriente y reservas de divisas más sólidos que en ciclos anteriores. Como resultado de ello, algunos han sido capaces de cosechar los frutos de una mejor calidad crediticia, como reflejan las calificaciones de crédito y los *spreads* soberanos, y pudieron responder mejor a la crisis financiera y recesión mundial de 2008-09, relajando en vez de apretar. Algunos de estos países han logrado ahora una política fiscal que no solo es menos procíclica que el patrón de sus propias historias pasadas, sino también más contracíclica que la de los países avanzados.

El régimen fiscal que se ha explorado en este artículo es uno de los ejemplos mejor centrados que se encuentran en la intersección de estas tres tendencias. Para los muchos otros países que necesitan tener presupuestos más fuertes y menos procíclicos, las instituciones fiscales de Chile pueden ofrecer un modelo útil.

## REFERENCIAS

- Alesina, A., F. Campante y G. Tabellini (2008). “Why is Fiscal Policy Often Procyclical?” *Journal of the European Economic Association* 6(5): 1006–36.
- Alesina, A., R. Hausmann, R. Hommes y E. Stein (1999). “Budget Institutions and Fiscal Performance in Latin America.” *Journal of Development Economics* 59: 253–73.
- Alesina, A. y R. Perotti (1995). “The Political Economy of Budget Deficits.” *IMF Staff Papers* 42(1): 1–31.
- Alesina, A. y R. Perotti (1996). “Fiscal Discipline and the Budget Process.” *American Economic Review* 86(2): 401–7.
- Aninat, C., J. Landregan, P. Navia y J. Vial (2006). “Political Institutions, Policymaking Processes and Policy Outcomes in Chile.” Research Network Working Paper R-521, Banco Interamericano de Desarrollo, febrero.
- Arezki, R. y M. Brückner (2010a). “International Commodity Price Shocks, Democracy, and External Debt.” IMF Working Paper N°10/53.
- Arezki, R. y M. Brückner (2010b). “Resource Windfalls and Emerging Market Sovereign Bond Spreads: The Role of Political Institutions.” Fondo Monetario Internacional.
- Arezki, R. y K. Ismail (2010). “Boom-Bust Cycle, Asymmetrical Fiscal Response and the Dutch Disease.” IMF Working Paper N°10/94.
- Ashiya, M. (2007). “Forecast Accuracy of the Japanese Government: Its Year-Ahead GDP Forecast is Too Optimistic.” *Japan and the World Economy* 19(1): 6885.
- Auerbach, A. (1994). “The U.S. Fiscal Problem: Where We Are, How We Got Here and Where We’re Going.” *NBER Macroeconomics Annual 1994* 9: 141–86. NBER Working Paper N°4709.
- Auerbach, A. (1999). “On the Performance and Use of Government Revenue Forecasts.” *National Tax Journal* 52(4): 765–82.
- Balagtas, J. y M. Holt (2009). “The Commodity Terms of Trade, Unit Roots and Nonlinear Alternatives: A Smooth Transition Approach.” *American Journal of Agricultural Economics* 91(1): 87–105.
- Beetsma, R., M. Giuliadori y P. Wiers (2009). “Planning to Cheat: EU Fiscal Policy in Real Time.” *Economic Policy* 24(60): 753–804.
- Blattman, C., J. Hwang y J. Williamson (2007). “Winners and Losers in the Commodity Lottery: The Impact of Terms of Trade Growth and Volatility in the Periphery 1870–1939.” *Journal of Development Economics* 82(1): 156–79.
- Brück, T. y A. Stephan (2006). “Do Eurozone Countries Cheat with their Budget Deficit Forecasts?” *Kyklos* 59(1): 3–15.
- Buchanan, J. (1967). *Public Finance in Democratic Process: Fiscal Institutions and Individual Choice*. University of North Carolina Press.
- Caballero, R.A. (2002). “Coping with Chile’s External Vulnerability: A Financial Problem.” En *Economic Growth: Sources, Trends, and Cycles*, editado por N. Loayza y R. Soto, Banco Central de Chile.
- Calderón, C., R. Duncan y K. Schmidt-Hebbel (2010). “Institutions and Cyclical Properties of Macroeconomic Policies in the Global Economy.” Documentos de Trabajo N°372, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Calderón, C. y K. Schmidt-Hebbel (2003). “Macroeconomic Policies and Performance in Latin America.” *Journal of International Money and Finance*: 895–923.
- Calderón, C. y K. Schmidt-Hebbel (2008). “Business Cycles and Fiscal Policies: The Role of Institutions and Financial Markets.” Documento de Trabajo N°481, Banco Central de Chile.
- Cárdenas, M., C. Mejía y M. Olivera (2009). “The Political Economy of the Budget Process in Colombia.” En *Who Decides the Budget, A Political Economy Analysis of the Budget Process in Latin America*, editado por M. Hallerberg, C. Scartascini y E. Stein (BID y David Rockefeller Center for Latin American Studies, Harvard University).
- Chang, C.-L., P.H. Franses y M. McAleer (2009). “How Accurate are Government Forecasts of Economic Fundamentals?: The Case of Taiwan.” CIRJE-F-637, Facultad de Economía, Universidad de Tokyo, Japón.
- Corbo, V. y S. Fischer (1994). “Lessons from the Chilean Stabilization and Recovery.” En *The Chilean Economy: Policy Lessons and Challenges*, editado por B. Bosworth, R. Dornbusch y R. Labán. Washington, DC, EE.UU.: Brookings Institution.
- Cuddington, J. (1989). “Commodity Export Booms in Developing Countries.” *World Bank Research Observer* 4: 143–65.

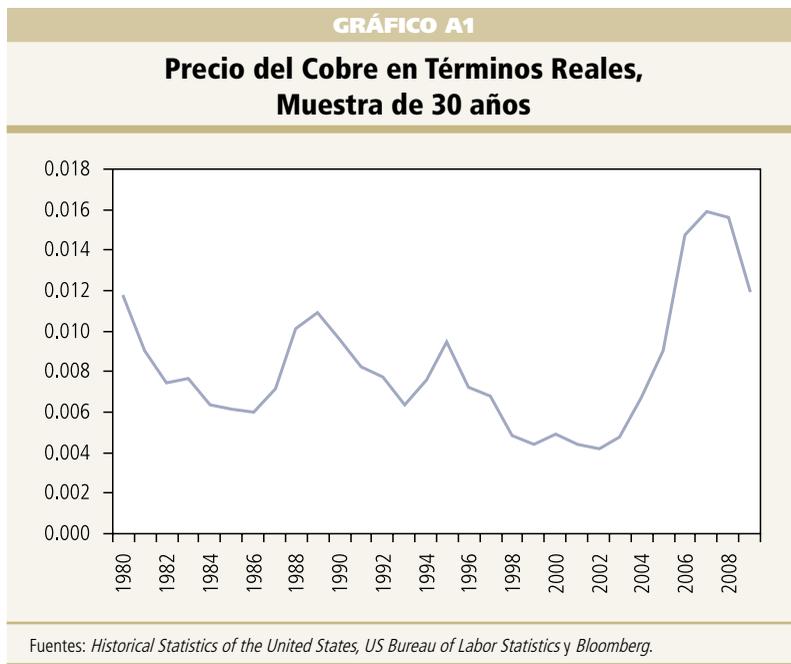
- Cuddington, J. (1992). "Long-Run Trends in 26 Primary Commodity Prices." *Journal of Development Economics* 39: 207–27.
- Cuddington, J. y D. Jerrett (2008). "Super Cycles in Real Metals Prices?" *IMF Staff Papers* 55: 541–65.
- Cuddington, J., R. Ludema y S. Jayasuriya (2007). "Prebisch-Singer Redux." En *Natural Resources: Neither Curse Nor Destiny*. Stanford University Press y Banco Mundial.
- Cuddington, J. y C.M. Urzúa (1989). "Trends and Cycles in the Net Barter Terms of Trade: A New Approach." *Economic Journal* 99: 426–42.
- Davis, J., R. Ossowski, J. Daniel y S. Barnett (2001). "Oil Funds: Problems Posing as Solutions?" *Finance and Development* 38(4): 1–7.
- Davis, J., R. Ossowski, J. Daniel y S. Barnett (2003). "Stabilization and Savings Funds for Nonrenewable Resources: Experience and Fiscal Policy Implications." En *Fiscal Policy Formulation and Implementation in Oil-Producing Countries*, editado por J. Davis, R. Ossowski y A. Fedelino. Fondo Monetario Internacional.
- Edwards, S. y A. Cox-Edwards (1991). *Monetarism and Liberalization: The Chilean Experiment* Chicago, IL, EE.UU.: University of Chicago Press.
- Edwards, S. y A. Cox-Edwards (2000). "Economic Reforms and Labour Markets: Policy Issues and Lessons from Chile." *Economic Policy* 15(30): 181–230.
- Engel, E., M. Marcel y P. Meller (2007). "Meta de Superávit Estructural: Elementos para Su Análisis." Informe preparado para el Ministerio de Hacienda, Gobierno de Chile.
- Ffrench-Davis, R. (2010). *Economic Reforms in Chile: From Dictatorship to Democracy*. Nueva York, NY, EE.UU.: Palgrave MacMillan, segunda edición.
- Fisher, R.A. (1936). "Has Mendel's Work Been Rediscovered?" *Annals of Science* 1: 115–37.
- Forni, L., y S. Momigliano (2004). "Cyclical Sensitivity of Fiscal Policies Based on Real-Time Data." Temi di discussione (documentos de trabajo) N°540, Departamento de Investigación Económica, Banco de Italia.
- Frankel, J. (1986). "Expectations and Commodity Price Dynamics: The Overshooting Model." *American Journal of Agricultural Economics* 68(2): 344–48.
- Frankel, J. (2003). "Republican and Democratic Presidents Have Switched Economic Policies." *Milken Institute Review* 5(1): 18–25.
- Frankel, J. (2008a). "The Effect of Monetary Policy on Real Commodity Prices." En *Asset Prices and Monetary Policy*, editado por J. Campbell. Chicago, IL, EE.UU.: University of Chicago Press.
- Frankel, J. (2008b). "Snake-Oil Tax Cuts." Briefing Paper 221, Economic Policy Institute, Washington DC.
- Frankel, J. (2010). "The Natural Resource Curse, A Survey." NBER Working Paper N°15836.
- Frankel, J. (2011). "A Solution to Fiscal Procyclicality: The Structural Budget Institutions Pioneered by Chile." Documento de Trabajo N°604, Banco Central de Chile.
- Frendreis, J. y R. Tatalovich (2000). "Accuracy and Bias in Macroeconomic Forecasting by the Administration, the CBO, and the Federal Reserve Board." *Polity* 32(4): 623–32.
- Gallego, F., L. Hernández y K. Schmidt-Hebbel (2002). "Capital Controls in Chile: Were They Effective?" En *Banking, Financial Integration, and International Crises*, editado por L. Hernández y K. Schmidt-Hebbel. Serie de libros Banca Central, vol. 3, Banco Central de Chile.
- Gavin, M. y R. Perotti (1997). "Fiscal Policy in Latin America." *NBER Macroeconomics Annual* 12: 11–61.
- Gavin, M., R. Hausmann, R. Perotti y E. Talvi (1996). "Managing Fiscal Policy in Latin America and the Caribbean: Volatility, Procyclicality, and Limited Creditworthiness." RES Working Papers N°4032, Banco Interamericano de Desarrollo.
- Gelb, A. (1986). "Adjustment to Windfall Gains: A Comparative Analysis of Oil-Exporting Countries." En *Natural Resources and the Macroeconomy: A Theoretical Framework*, editado por P.J. Peter Neary y S. van Wijnbergen. Cambridge, MA, EE.UU.: MIT Press.
- Grilli, E. y M.C. Yang (1988). "Primary Commodity Prices, Manufactured Goods Prices, and the Terms of Trade of Developing Countries: What the Long Run Shows." *World Bank Economic Review* 2(1): 1–47.
- Hadass, Y. y J. Williamson (2003). "Terms of Trade Shocks and Economic Performance 1870-1940: Prebisch and Singer Revisited." *Economic Development and Cultural Change* 51(3): 629–56.

- Hartwick, J. (1977). "Intergenerational Equity and the Investing of Rents from Exhaustible Resources." *American Economic Review* 67(5): 972-4.
- Harvey, D., N. Kellard, J. Madsen y M. Wohar (2010). "The Prebisch-Singer Hypothesis: Four Centuries of Evidence." *Review of Economics and Statistics* 92(2): 367-77.
- Hausmann, R. y R. Rigobon (2003). "An Alternative Interpretation of the 'Resource Curse': Theory and Policy Implications." NBER Working Papers N°9424.
- Hotelling, H. (1931). "The Economics of Exhaustible Resources." *Journal of Political Economy* 39(2): 137-75.
- Iizetski, E. y C. Vegh (2008). "Procyclical Fiscal Policy in Developing Countries: Truth or Fiction?" NBER Working Paper N°14191.
- Jonung, L. y M. Larch (2006). "Improving Fiscal Policy in the EU: The Case for Independent Forecasts." *Economic Policy* 21(47): 491-534.
- Kaminsky, G., C. Reinhart y C. Vegh (2005). "When It Rains, It Pours: Procyclical Capital Flows and Macroeconomic Policies." *NBER Macroeconomics Annual 2004* 19: 11-82.
- Kellard, N. y M. Wohar (2006). "On the Prevalence of Trends in Primary Commodity Prices." *Journal of Development Economics* 79(1): 146-67.
- Larraín, F. y F. Parro (2006). "Chile Menos Volátil." Mimeo, Banco Central de Chile.
- Larraín, F., J. Sachs y A. Warner (2000). "A Structural Analysis of Chile's Long-Term Growth: History, Prospects and Policy Implications." Preparado para el Gobierno de Chile, Earth Institute, NY, EE.UU.
- Lefort, G. (2006). "Política Fiscal con Meta Estructural en la Experiencia Chilena." Reunión del Grupo de Deuda de Latinoamérica y el Caribe en Cartagena, Colombia. Banco Interamericano de Desarrollo.
- Madrid-Aris, M. y M. Villena (2005). "The Commoditization of the Chilean Economy: Some Stylized Facts About its Economy." Mimeo, Universidad Santa María, Chile.
- Marcel, M., M. Tokman, R.O. Valdés y P. Benavides (2001). "Structural Budget Balance: Methodology and Estimation for the Chilean Central Government 1987-2001." En <http://www.dipres.cl/572/propertyvalue-15408.html>.
- Marinhoiro, C. (2011). "Fiscal Sustainability and the Accuracy of Macroeconomic Forecasts: Do Supranational Forecasts Rather than Government Forecasts Make a Difference?" *International Journal of Sustainable Economy* 3(2): 185-209.
- McNab, R.M., M. Rider y K. Wall (2007). "Are Errors in Official US Budget Receipts Forecasts Just Noise?" Andrew Young School Research Paper Series Working Paper 07-22, abril.
- McNees, S.K. (1995). "An Assessment of the 'Official' Economic Forecasts." *New England Economic Review* (julio-agosto): 13-24.
- Medas, P. y D. Zakharova (2009). "Primer on Fiscal Analysis in Oil-Producing Countries." IMF Working Paper N°09/56.
- Medina, J.P. y C. Soto (2007). "Copper Price, Fiscal Policy and Business Cycle in Chile." Documento de Trabajo N°458, Banco Central de Chile.
- Mendoza, E.G. y P.M. Oviedo (2006). "Fiscal Policy and Macroeconomic Uncertainty in Developing Countries: The Tale of the Tormented Insurer." NBER Working Paper N°12586.
- Mendoza, E.G. y M.E. Terrones (2008). "An Anatomy of Credit Booms: Evidence From Macro Aggregates And Micro Data." NBER Working Papers N°14049.
- Mühleisen, M., S. Danninger, D. Hauner, K. Krajnyák y B. Sutton (2005). "How Do Canadian Budget Forecasts Compare With Those of Other Industrial Countries?" IMF Working Papers N°05/66.
- Neut, A. y A. Velasco (2003). "Tough Policies, Incredible Policies?" NBER Working Paper N°9932.
- O'Neill, T. (2005). *Review of Canadian Fiscal Forecasting: Processes and Systems*, Departamento de Finanzas de Canadá, junio. [http://www.fin.gc.ca/toc/2005/oneil\\_eng.asp](http://www.fin.gc.ca/toc/2005/oneil_eng.asp)
- Ossowski, R., M. Villafuerte, P. Medas y T. Thomas (2008). "Managing the Oil Revenue Boom: The Role of Fiscal Institutions." Occasional Paper N°260, Fondo Monetario Internacional.
- Perry, G. (2003). "Can Fiscal Rules Help Reduce Macroeconomic Volatility in the Latin America and Caribbean Region?" World Bank Policy Research Working Paper N°3080.
- Perry, G. (2009). *Beyond Lending: How Multilateral Banks Can Help Developing Countries Manage Volatility*. Washington, DC, EE.UU.: Center for Global Development.

- Persson, T. y G. Tabellini (2004). "Constitutional Rules and Fiscal Policy Outcomes." *American Economic Review* 94(1): 25-45.
- Pindyck, R. (1999). "The Long-Run Evolution of Energy Prices." *The Energy Journal*; 20(2): 1-28.
- Poelhekke, S. y F. van der Ploeg (2007). "Volatility, Financial Development and the Natural Resource Curse." CEPR Discussion Papers N°6513.
- Poterba, J. (1997). "Do Budget Rules Work?" En *Fiscal Policy: Lessons From Empirical Research*, editado por A. Auerbach. Cambridge, MA, EE.UU.: MIT Press.
- Poterba, J. y J. von Hagen (1999) (editores). *Fiscal Institutions and Fiscal Performance*. Chicago, IL, EE.UU.: University of Chicago Press.
- Reinhart, C. y V. Reinhart (2009). "Fiscal Stimulus for Debt Intolerant Countries?" MPRA Paper N°16937, Biblioteca Universitaria de Munich, Alemania.
- Reinhart, C. y P. Wickham (1994). "Commodity Prices: Cyclical Weakness or Secular Decline?" *IMF Staff Papers* 41(2): 175-213.
- Rodriguez, J., C. Tokman y A. Vega (2007). "Structural Balance Policy in Chile." Estudios de Finanzas Públicas N°7, Ministerio de Hacienda, Gobierno de Chile.
- Santiso, C. (2005). *Budget Institutions and Fiscal Responsibility: Parliaments and the Political Economy of the Budget Process in Latin America*. World Bank Institute.
- Schuknecht, L., J. von Hagen y G. Wolswijk (2009). "Government Bond Risk Premiums in the EU Revisited: The Impact of the Financial Crisis." CEPR Discussion Papers N°7499.
- Sinnott, E. (2009). "Commodity Prices and Fiscal Policy in Latin America and the Caribbean." Presentado en el taller *Myths and Realities of Commodity Dependence: Policy Challenges and Opportunities for Latin America and the Caribbean*, Banco Mundial, 17-18 de septiembre.
- Solow, R. (1986). "On the Intergenerational Allocation of Natural Resources." *The Scandinavian Journal of Economics* 88(1): 141-9.
- Stein, E., E. Talvi y A. Grisanti (1999). "Institutional Arrangements and Fiscal Performance: The Latin American Experience." En *Fiscal Institutions and Fiscal Performance*, editado por J. Poterba y J. von Hagen. Chicago, IL, EE.UU.: University of Chicago Press.
- Strauch, R., M. Hallerberg y J. von Hagen (2009). "How Forms of Fiscal Governance Affect Fiscal Performance." En *Fiscal Governance in Europe*, editado por M. Hallerberg, R. Strauch y J. von Hagen.
- Talvi, E. y C. Vègh (2005). "Tax Base Variability and Procyclicality of Fiscal Policy." *Journal of Development Economics* 78(1): 156-90.
- Tornell, A. y P. Lane (1999). "The Voracity Effect." *American Economic Review* 89(1): 22-46.
- Velasco, A. (1994). "The State and Economic Policy: Chile 1952-92." En *The Chilean Economy: Policy Lessons and Challenges*, editado por B. Bosworth, R. Dornbusch y R. Labán. Washington, DC, EE.UU.: Brookings Institution.
- Velasco, A., L.F. Céspedes, J. Rodríguez y A. Arenas de Mesa (2007). "Compromisos Fiscales y la Meta de Superávit Estructural." Serie de Estudios de Finanzas Públicas N°9, DIPRES, Ministerio de Hacienda, Gobierno de Chile. Disponible en [http://www.dipres.gov.cl/572/articles-21645\\_doc\\_pdf.pdf](http://www.dipres.gov.cl/572/articles-21645_doc_pdf.pdf).
- Velasco, A., A. Arenas de Mesa, J. Rodríguez, M. Jorratt y C. Gamboni (2010). "The Structural Balance Approach to Fiscal Policy in Chile: Results, Methodology and Application to the Period 2006-2009." DIPRES, Ministerio de Hacienda, Gobierno de Chile. Disponible en [http://www.dipres.gov.cl/572/articles-60584\\_doc\\_pdf.pdf](http://www.dipres.gov.cl/572/articles-60584_doc_pdf.pdf).
- Villafuerte, M., P. López-Murphy y R. Ossowski (2011). "Riding the Roller Coaster: Fiscal Policies of Nonrenewable Resources Exporters in Latin America and the Caribbean." Documento de Trabajo N°609, Banco Central de Chile.
- Von Hagen, J. e I. Harden (1995). "Budget Processes and Commitment to Fiscal Discipline." *European Economic Review* 39(3-4): 771-9.
- Wyplosz, C. (2005). "Fiscal Policy: Institutions versus Rules." *National Institute Economic Review*. También CEPR Discussion Papers N°3238.

## APÉNDICE A

### Elementos para cálculos del superávit estructural



## CUADRO A1

### Errores en el Pronóstico del Excedente Presupuestario (pronóstico oficial – efectivo)

Expresados como Porcentaje del PI

País - Muestra	Estadística	Balance fiscal efectivo	Error en el pronóstico presupuestario		
			Un año antes	Dos años antes	Tres años antes
Australia 1985-2009	Media	-0.20	-0.20	-0.20	1.20
	Min	-2.70	-1.60	-1.40	-0.90
	Max	1.70	4.00	3.30	3.20
	Nº observ.	26	25	14	2
Austria 1999-2009	Media	-1.80	0.30	0.70	0.90
	Min	-3.90	-0.60	-1.30	-1.30
	Max	-0.20	3.20	3.30	4.10
	Nº observ.	13	11	10	9
Bélgica 1999-2009	Media	-1.00	0.20	1.00	1.30
	Min	-5.90	-1.10	-1.10	-1.00
	Max	0.30	2.40	6.20	6.60
	Nº observ.	13	11	10	9
Canadá 1985-2008	Media	-2.10	-0.90	-0.70	ND
	Min	-8.60	-2.60	-2.50	ND
	Max	1.30	0.50	1.70	ND
	Nº observ.	26	23	20	0
Chile 1977-2009	Media	2.20	-1.40	ND	ND
	Min	-5.50	-8.30	ND	ND
	Max	8.90	8.10	ND	ND
	Nº observ.	33	33	0	0
Chipre 2005-2009	Media	-2.80	-0.20	-0.40	-0.40
	Min	-6.50	-4.90	-5.10	-4.80
	Max	3.30	5.30	6.60	5.70
	Nº observ.	12	5	4	3
República Checa 2005-2009	Media	-4.20	-0.10	-0.30	0.40
	Min	-6.80	-2.40	-1.90	-1.70
	Max	-1.60	5.00	3.60	3.60
	Nº observ.	13	5	4	3
Dinamarca 1999-2008	Media	1.60	0.10	0.20	0.10
	Min	-3.00	-2.80	-3.10	-2.80
	Max	4.80	3.00	5.00	4.80
	Nº observ.	13	11	10	9
Estonia 2005-2009	Media	0.30	-0.30	0.40	1.40
	Min	-3.50	-3.30	-3.40	-2.80
	Max	3.40	4.10	4.10	4.20

## CUADRO A1 (continuación)

**Errores en el Pronóstico del Excedente Presupuestario**  
 (pronóstico oficial – efectivo)

Expresados como Porcentaje del PI

País - Muestra	Estadística	Balance fiscal efectivo	Error en el pronóstico presupuestario		
			Un año antes	Dos años antes	Tres años antes
Finlandia 1999-2009	Media	2.80	-0.50	-0.80	-0.30
	Min	-2.20	-2.50	-4.70	-3.10
	Max	6.90	4.30	5.80	4.90
	Nº observ.	13	11	10	9
Francia 1996-2009	Media	-3.50	0.60	1.50	2.20
	Min	-7.90	-0.50	-0.40	0.10
	Max	-1.50	4.00	6.20	7.00
	Nº observ.	16	14	10	9
Alemania 1991-2009	Media	-3.00	1.00	1.40	1.30
	Min	-4.80	-1.70	-2.50	-2.00
	Max	0.00	3.50	3.40	3.80
	Nº observ.	19	19	18	9
Grecia 2000-2009	Media	-5.50	4.30	5.40	6.00
	Min	-12.70	0.30	0.10	0.90
	Max	-2.90	9.00	11.90	11.50
	Nº observ.	13	10	9	8
Hungria 2005-2009	Media	-6.10	1.70	2.20	1.90
	Min	-9.30	-1.30	-0.50	0.70
	Max	-3.00	4.60	6.20	3.10
	Nº observ.	13	5	4	3
Irlanda 1999-2009	Media	0.00	0.40	1.00	1.90
	Min	-11.70	-3.60	-3.60	-4.10
	Max	4.70	6.30	10.60	12.30
	Nº observ.	13	11	10	9
Italia 1990-2009	Media	-7.90	1.10	1.60	2.60
	Min	-18.10	-3.80	-3.50	0.50
	Max	-1.80	5.80	5.20	4.20
	Nº observ.	25	20	19	9
Letonia 2005-2009	Media	-2.10	1.50	2.90	3.70
	Min	-10.00	-1.30	-1.40	-1.40
	Max	1.40	6.50	11.00	9.60
	Nº observ.	13	5	4	3
Lituania 2005-2009	Media	-3.40	1.40	2.70	3.70
	Min	-11.90	-2.00	-1.30	-0.30
	Max	-0.50	7.00	9.30	9.10
	Nº observ.	13	5	4	3

<b>CUADRO A1 (continuación)</b>						
<b>Errores en el Pronóstico del Excedente Presupuestario</b>						
<b>(pronóstico oficial – efectivo)</b>						
<b>Expresados como Porcentaje del PI</b>						
<b>País - Muestra</b>	<b>Estadística</b>	<b>Balance fiscal efectivo</b>	<b>Error en el pronóstico presupuestario</b>			
			<b>Un año antes</b>	<b>Dos años antes</b>	<b>Tres años antes</b>	
1999-2009	Min	-1.20	-4.80	-4.80	-4.80	
	Max	6.10	2.20	2.60	4.60	
	Nº observ.	13	11	10	9	
Malta 2005-2009	Media	-5.70	0.90	1.80	2.60	
	Min	-9.90	-0.70	-0.50	0.40	
	Max	-1.80	3.50	3.80	3.90	
Nº observ.		13	5	4	3	
	México 1995-2009	Media	-0.60	0.10	ND	ND
	Min	-2.30	-0.10	ND	ND	
Max		0.10	0.60	ND	ND	
	Nº observ.	15	15	0	0	
	Países Bajos 1995-2009	Media	-2.70	0.60	0.40	0.70
Min		-11.00	-2.30	-2.60	-2.30	
Max		1.30	7.10	5.50	5.80	
Nº observ.		17	15	10	9	
	Nueva Zelanda 1995-2008	Media	1.90	-0.10	-0.40	-0.80
		Min	-0.90	-4.20	-3.90	-0.80
Max		7.30	2.90	3.90	-0.80	
Nº observ.		18	13	12	1	
	Polonia 2005-2009	Media	-4.40	1.60	2.10	2.70
		Min	-7.20	0.40	-0.20	-0.20
Max		-2.00	4.70	5.20	6.60	
Nº observ.		13	5	4	3	
	Portugal 1999-2009	Media	-3.90	1.40	2.30	3.10
		Min	-9.30	-1.00	-1.00	0.10
Max		-2.70	5.40	7.80	7.80	
Nº observ.		13	11	10	9	
	Eslovaquia 2005-2009	Media	-5.20	0.50	1.40	1.90
		Min	-12.20	-0.70	-0.10	0.30
Max		-2.20	3.30	4.50	4.40	
Nº observ.		13	5	4	3	
	Eslovenia 2005-2009	Media	-2.60	-0.20	0.90	1.50
		Min	-5.70	-1.40	-1.30	-1.00
Max		-0.10	0.90	5.10	4.70	
Nº observ.		13	5	4	3	

## CUADRO A1 (continuación)

**Errores en el Pronóstico del Excedente Presupuestario**  
 (pronóstico oficial – efectivo)

Expresados como Porcentaje del PIB

País - Muestra	Estadística	Balance fiscal efectivo	Error en el pronóstico presupuestario		
			Un año antes	Dos años antes	Tres años antes
1998-2008	Min	-5.20	-2.80	-4.00	-4.40
	Max	1.70	5.60	0.90	0.20
	Nº observ.	13	11	10	9
España 1999-2009	Media	-1.60	0.90	1.50	1.60
	Min	-11.40	-1.20	-1.60	-1.80
	Max	2.20	5.60	12.60	12.30
Suecia 1998-2009	Nº observ.	13	11	10	9
	Media	0.80	0.40	0.70	1.40
	Min	-2.20	-1.70	-2.30	-2.50
Suiza 1990-2003	Max	3.80	3.50	5.30	5.30
	Nº observ.	14	12	11	9
	Media	-0.40	-0.20	-0.20	ND
Reino Unido 1997-2009	Min	-2.20	-2.90	-2.30	ND
	Max	0.80	1.40	1.00	ND
	Nº observ.	16	14	13	0
Estados Unidos 1986-2009	Media	-3.00	0.80	1.80	2.80
	Min	-12.60	-1.40	-1.90	-0.70
	Max	2.70	4.50	10.20	10.90
Total	Nº observ.	25	13	11	9
	Media	-2.70	0.40	1.00	3.10
	Min	-9.90	-2.20	-3.10	-0.60
Total	Max	2.60	7.20	8.70	8.50
	Nº observ.	26	24	23	3
	Media	-1.90	0.20	0.80	1.50
Total	Min	-18.10	-8.30	-5.10	-4.80
	Max	8.90	9.00	12.60	12.30
	Nº observ.	535	399	300	179

Fuente: Ver apéndice B.

Los años son aquellos de los cuales tenemos datos correspondientes a error de pronóstico un año antes

## APÉNDICE B

### Datos sobre equilibrio presupuestario, crecimiento e inflación

Los países clasificados como exportadores de productos básicos son Canadá, Australia, Nueva Zelanda, Chile, México y Sudáfrica.

Los países clasificados como europeos son Austria, Bélgica, Chipre, República Checa, Dinamarca, Estonia, Finlandia, Francia, Alemania, Grecia, Hungría, Irlanda, Italia, Letonia, Lituania, Luxemburgo, Malta, los Países Bajos, Polonia, Portugal, Eslovaquia, Eslovenia, España, Suecia, Suiza y el Reino Unido.

Los países clasificados como europeos occidentales son Austria, Bélgica, Dinamarca, Finlandia, Francia, Alemania, Grecia, Irlanda, Italia, Luxemburgo, Países Bajos, Portugal, España, Suecia, Suiza, y Reino Unido.

Países del programa de convergencia del Pacto de Estabilidad y Crecimiento (todos estos países están en el PEC, pero no se encontraban en el conjunto de datos de Mühleisen et al, 2005): Austria, Bélgica, Chipre, República Checa, Dinamarca, Estonia, Finlandia, Grecia, Hungría, Irlanda, Letonia, Lituania, Luxemburgo, Malta, Polonia, Portugal, Eslovaquia, Eslovenia, España. Todos pronostican datos a partir de los programas de convergencia de la Unión Europea/PEC. Los años 1999-2007 corresponden a los programas de convergencia informados en Beetsma et al. (2009). 2008-2010 fueron actualizados directamente de los programas de convergencia. Hasta 2006, los valores realizados para estos países son de la base de datos AMECO de la Comisión Europea (vía Beetsma et al, 2009). 2007-2009 fueron actualizados mediante las realizaciones informadas en los programas de convergencia del PEC. Los programas de convergencia Unión Europea/PEC están disponibles en

[http://ec.europa.eu/economy\\_finance/sgp/convergence/programmes/index\\_en.htm](http://ec.europa.eu/economy_finance/sgp/convergence/programmes/index_en.htm).

## CUADRO A2

## Fuentes de los Datos

País	Fuente
Alemania	1991-1998 de Mühleisen et al. (2005). 1999-2007 de Beetsma et al. (2009). 2008-2010 actualizados mediante SGP programa de convergencia.
Australia	1985-2005 de Mühleisen et al. (2005). 2006-2010 actualizados con documentos del gobierno disponibles en <a href="http://www.budget.gov.au/">http://www.budget.gov.au/</a> .
Canadá	1985-2005 de Mühleisen et al. (2005). 2006-2009 actualizados con documentos del gobierno disponibles en <a href="http://www.budget.gc.ca">http://www.budget.gc.ca</a> .
Chile	Datos proporcionados por el Banco Central de Chile.
Estados Unidos	1986-2005 de Mühleisen et al. (2005). 2006-2010 actualizados con documentos del gobierno (Cuadros Históricos). Disponibles en: <a href="http://www.gpoaccess.gov/usbudget/">http://www.gpoaccess.gov/usbudget/</a> .
Francia	1996-1998 de Mühleisen et al. (2005). 1999-2007 de Beetsma et al. (2009). 2008-2010 actualizados mediante el programa de convergencia del PEC.
Italia	1990-1998 de Mühleisen et al. (2005). 1999-2007 de Beetsma et al. (2009). 2008-2010 actualizados mediante el programa de convergencia del PEC.
México	Datos del Ministerio de Hacienda.
Nueva Zelanda	1995-2005 de Mühleisen et al. (2005). 2006-2010 actualizados mediante documentos del gobierno disponibles en <a href="http://www.treasury.govt.nz/budget/archive">http://www.treasury.govt.nz/budget/archive</a> .
Países Bajos	1995-1998 de Mühleisen et al. (2005). 1999-2007 de Beetsma et al. (2009). 2008-2010 actualizados mediante el programa de convergencia del PEC.
Reino Unido	1997-1998 de Mühleisen et al. (2005). 1999-2007 de Beetsma et al. (2009). 2008-2010 actualizados mediante el programa de convergencia del PEC.
Sudáfrica	Datos de documentos del gobierno disponibles en: <a href="http://www.treasury.gov.za/documents/national%20budget/default.aspx">http://www.treasury.gov.za/documents/national%20budget/default.aspx</a> .
Suecia	1998 de Mühleisen et al. (2005). 1999-2007 de Beetsma et al. (2009). 2008-2010 actualizados mediante el programa de convergencia del PEC.
Suiza	1990-2003 de Mühleisen et al. (2005).

Fuente: Elaboración propia.

# ASPECTOS NO RICARDIANOS DE LA POLÍTICA FISCAL EN CHILE\*

Luis Felipe Céspedes C.\*\*

Jorge A. Fornero\*\*\*

Jordi Galí\*\*\*\*

## I. INTRODUCCIÓN

Este trabajo analiza los efectos de *shocks* de gasto público en la economía chilena. El estudio de los efectos de estos *shocks* en una economía emergente reviste especial interés debido a la potencial importancia de hogares no ricardianos en este tipo de economías, es decir, de hogares que no tienen activos ni pasivos y que sólo consumen su ingreso laboral corriente.<sup>1</sup> La existencia de hogares no ricardianos ha sido identificado como un ingrediente clave en el mecanismo de transmisión de los *shocks* de gasto público en algunos países desarrollados. Es probable que este comportamiento sea aun más relevante en las economías menos desarrolladas.

El estudio de los efectos de *shocks* de gasto público en una economía como la chilena es también interesante por su significativa apertura financiera y comercial. La magnitud del multiplicador fiscal generalmente depende de la respuesta de la política monetaria y del grado de flexibilidad del tipo de cambio. En particular, las economías con sistemas cambiarios menos flexibles son más propensas a tener multiplicadores fiscales más altos, ya que el sistema cambiario limita los posibles efectos compensatorios, debido a la respuesta de la tasa de interés y del tipo de cambio a un *shock* de gasto público. Recientemente, Ilzetzki, Mendoza y Vegh (2009) han señalado que los multiplicadores fiscales acumulativos de los sistemas de tipo de cambio fijo son positivos y significativos, mientras que en los regímenes de flotación son básicamente cero. En el período del presente estudio, la política monetaria se caracterizó por la existencia de un compromiso explícito de cumplir con una meta de inflación. En cuanto a su sistema cambiario, la economía chilena migró desde una banda cambiaria en los noventa a un tipo de cambio flexible a partir del año 2000.

Comenzamos nuestro trabajo presentando evidencia empírica de los efectos macroeconómicos de los *shocks* de gasto público en la economía chilena. En primer lugar, presentamos evidencia basada en modelos de vectores autorregresivos (VAR) que indica que el multiplicador fiscal en la economía chilena es positivo y elevado. Más aun, el multiplicador positivo del consumo que surge de este análisis VAR señala la importancia de esta variable en la generación del alto multiplicador del PIB, y sugiere la presencia de efectos no ricardianos. En segundo lugar, desarrollamos un modelo de economía pequeña y abierta para estudiar los canales a través de

\* Queremos expresar nuestro reconocimiento a la magnífica asistencia de investigación de Carlos Aguirre. Dedicamos este trabajo a su memoria. Agradecemos a nuestro comentarista, Günter Coenen y a los participantes de la conferencia por sus útiles comentarios y sugerencias. También a Natalia Gallardo por proporcionarnos los datos de la encuesta financiera de hogares realizada por el Banco Central de Chile. El análisis y las conclusiones de los autores no comprometen la opinión del Banco Central de Chile, sus consejeros u otros profesionales. El presente trabajo queda sujeto a la declaración habitual sobre exención de responsabilidades.

\*\* Universidad Adolfo Ibáñez. Correo electrónico: lfcespedes@uai.cl

\*\*\* Gerencia de Análisis Macroeconómico, Banco Central de Chile. Correo electrónico: jfornero@bcentral.cl

\*\*\*\* CREI, UPF, Barcelona GSE. Correo electrónico: jgali@crei.cat

1. Ver, por ejemplo, Campbell y Mankiw (1991), Mankiw (2000) y Galí, López-Salido y Vallés (2007). Existen diversos factores que pueden explicar el comportamiento no ricardiano como, por ejemplo, la miopía y la ausencia de acceso a los mercados de capitales.

los cuales estos *shocks* se transmiten a la economía. El modelo incluye hogares ricardianos y no ricardianos siguiendo las líneas de Galí, López-Salido y Vallés (2007), y Coenen, McAdam y Straub (2008). El modelo es calibrado y estimado para la economía chilena. Para ello, modelamos explícitamente el marco fiscal en el cual se aplica la política fiscal en Chile, conocido como regla de balance estructural.

La regla fiscal chilena relaciona el gasto público total con los ingresos estructurales. Los ingresos estructurales corresponden a la suma de ingresos tributarios ajustados por el ciclo y los ingresos fiscales derivados del cobre evaluados a lo que podría considerarse un precio de largo plazo del cobre. Según esta regla fiscal, el gasto público más una meta de balance fiscal estructural debe ser igual a los ingresos estructurales permanentes. En este contexto, los *shocks* al PIB (desviaciones del producto potencial) y a los precios del cobre que afectan transitoriamente los ingresos fiscales no alteran la trayectoria del gasto público (trayectoria que solo se ve afectada por los cambios en el producto potencial y en el precio de largo plazo del cobre). A modo de ejemplo, la regla implica que, si el precio efectivo del cobre se encuentra transitoriamente por encima de su precio estimado de largo plazo, el fisco ahorra el exceso de ingreso asociado a este *shock* transitorio al precio del cobre.<sup>2</sup>

Cuando la regla de balance estructural se implementó oficialmente en el 2001, el gobierno anunció una meta de superávit fiscal estructural equivalente al 1% del PIB (es decir, que los ingresos estructurales menos el gasto público equivalen al 1% del PIB). En este trabajo mostramos que la especificación de una regla de política fiscal que se aproxima a la regla chilena conduce a multiplicadores fiscales de producto y de consumo que son positivos en el corto plazo, de forma que se condice con la evidencia.<sup>3</sup>

Este documento está estructurado de la siguiente manera: La sección II presenta evidencia de VAR sobre efectos no ricardianos de la política fiscal para el caso chileno. La sección III expone un modelo de equilibrio general dinámico estocástico para Chile. En la sección IV, se calibra y se estima el modelo, y la sección V muestra los resultados. La sección VI contiene simulaciones numéricas. La sección VII presenta las conclusiones.

## II. EVIDENCIA DE LOS EFECTOS DEL GASTO PÚBLICO EN CHILE

En esta sección, presentamos evidencia sobre los efectos macroeconómicos de los *shocks* al gasto público, utilizando datos de Chile correspondientes a las últimas dos décadas. Al igual que gran parte de la literatura empírica que analiza los efectos del gasto público en la economía, nos basamos en la metodología de vectores autorregresivos (VAR). Si bien la literatura se ha centrado esencialmente en los efectos de las compras del gobierno (que a menudo se limitan a ser compras militares), nosotros incluimos en nuestro análisis el impacto de los cambios de las transferencias, dado que son percibidas como una importante herramienta de estabilización en Chile e, históricamente, han mostrado grandes cambios. En ambos casos, presentamos funciones de impulso respuesta (FIR) y estimaciones de los multiplicadores del producto y del consumo.

### 1. Efectos de las Compras del Gobierno

Comenzamos tomando una especificación de VAR reducido que incluye cuatro variables: compras del gobierno (consumo del gobierno más inversión pública), PIB (excluidos el cobre y otros recursos naturales), consumo privado (de bienes durables y no durables), y déficit público (excluidos los ingresos derivados del cobre).<sup>4</sup> Las

2. *El producto potencial y el precio de largo plazo del cobre son determinados por dos comisiones de expertos, independientes del gobierno. Ver la descripción de la regla fiscal chilena en Frankel (2011).*

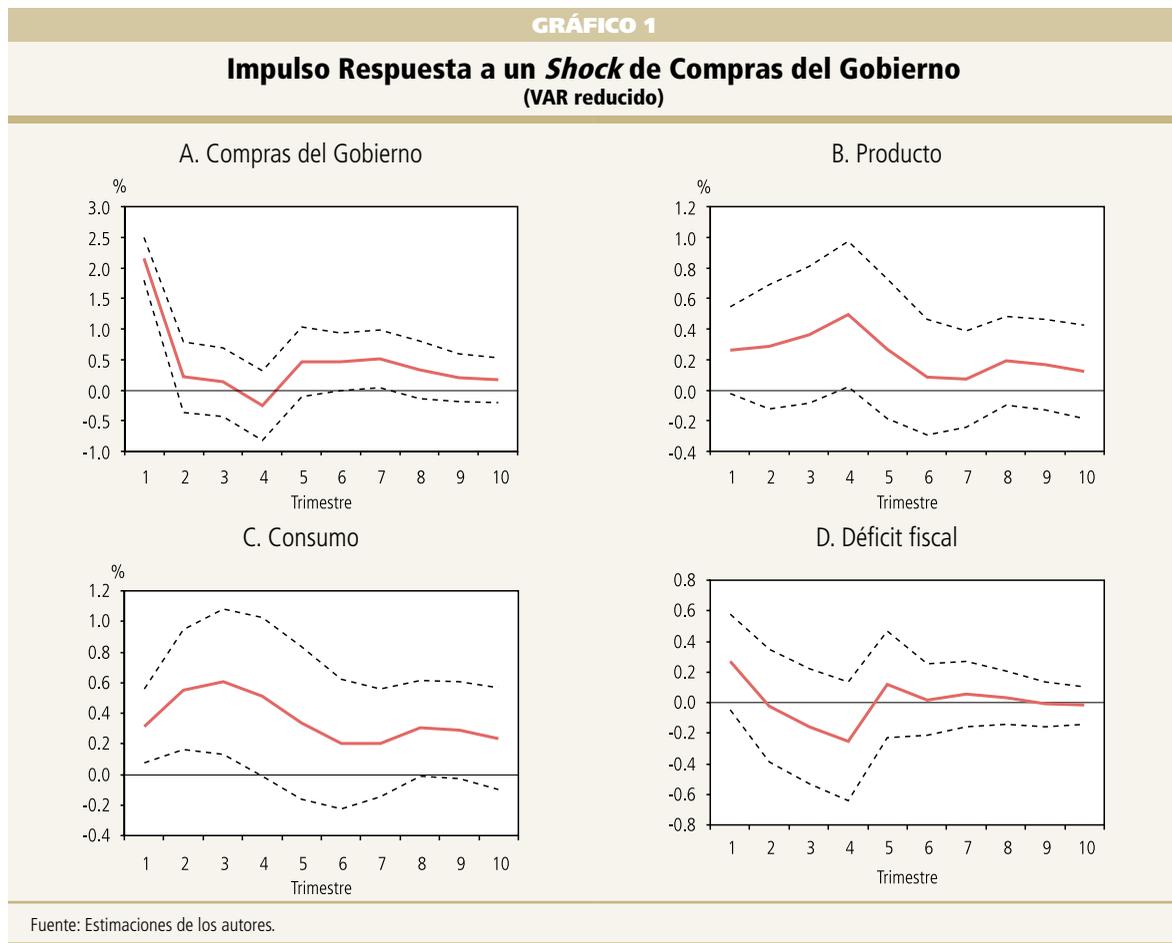
3. *El ejercicio de implementar una regla de déficit cero provee una buena referencia; no obstante, no se reportan los resultados. En resumen, una regla fiscal de déficit cero instrumentada por transferencias que dejan el gasto público exógeno (como en Forni, Monteforte y Sessa, 2007) produce multiplicadores fiscales positivos (del consumo y del PIB). Por otro lado, si el shock es sobre el gasto público, encontramos un multiplicador fiscal negativo para el consumo y uno positivo para el PIB.*

4. *Hemos excluido del PIB las industrias del cobre y de otros recursos naturales dado que se ven afectadas principalmente por las condiciones de la oferta. Esta estrategia concuerda con el modo en que modelamos el PIB en nuestro modelo teórico.*

primeras tres variables se expresan en logaritmos y se normalizan por el tamaño de la población. El déficit se normaliza en términos del PIB rezagado. La disponibilidad de datos restringe la muestra al período entre el primer trimestre de 1990 y el primer trimestre del 2010. Nuestro VAR incluye cuatro rezagos de todas las variables, un término constante y un polinomio de segundo orden en el tiempo.

En línea con gran parte de la literatura, la identificación se basa en el supuesto de que las compras del gobierno son predeterminadas en función de las otras variables incluidas en el VAR.<sup>5</sup> En otras palabras, interpretamos las innovaciones de forma reducida a las compras del gobierno como *shocks* exógenos a dicha variable. Esto es equivalente a ordenar las compras del gobierno primero en una factorización del VAR al estilo Cholesky.

El gráfico 1 muestra las funciones de impulso-respuesta a un *shock* de una desviación estándar a las compras del gobierno, junto con los correspondientes intervalos de confianza del 95%. Obsérvese que las compras del gobierno aumentan casi 2% al impacto. En respuesta a esta expansión fiscal, aumentan tanto el PIB como el consumo. Ambas variables muestran un patrón que se mantiene bastante uniforme en el tiempo, donde el punto máximo se alcanza cuatro trimestres después del *shock* en el caso del producto y tres trimestres después del *shock* en el caso del consumo. El déficit público aumenta al impacto.



5. Ver, por ejemplo, Blanchard y Perotti (2002), Fatas y Mihov (2001), Galí, López-Salido y Vallés (2007), y Perotti (2008).

El cuadro 1 presenta los multiplicadores del PIB y del consumo en diferentes horizontes. El *multiplicador básico* mide  $(dX_{t+k})/dG_t$  para  $k = 1, 2, 4, 6, 8$ , donde  $dG_t$  es el cambio del nivel de las compras del gobierno al impacto, y  $dX_{t+k}$  es la respuesta correspondiente en el nivel del PIB (cuando  $X = Y$ ) o del consumo (cuando  $X = C$ ),  $k$  periodos después del *shock*.<sup>6</sup> El multiplicador del PIB se coloca por encima de un medio (0.7) al impacto, y alcanza su valor máximo cercano a 1.3 en el horizonte de cuatro trimestres, y luego vuelve a bajar. Los valores anteriores son similares a los obtenidos por diversos autores utilizando datos para EE.UU.<sup>7</sup> Una mirada al multiplicador del consumo revela la importancia de dicha variable para generar un multiplicador del PIB elevado, lo que sugiere la presencia de efectos no ricardianos.

Además del multiplicador básico, también presentamos estimaciones del *multiplicador acumulativo* para diferentes horizontes, definidas como  $(\sum_{j=1}^k dX_{t+j})/(\sum_{j=1}^k dG_{t+j})$ . Esta última expresión tiene en cuenta no solo la magnitud del aumento inicial de las compras del gobierno, sino también su consiguiente patrón de ajuste. Tal como muestra el cuadro 1, los multiplicadores acumulativos del PIB y del consumo aumentan durante el primer año, reflejando así la persistencia de las respuestas del PIB y del consumo en ese horizonte, más allá de las compras del gobierno propiamente tales.

CUADRO 1				
Efectos de las Compras del Gobierno (VAR reducido)				
Tiempo/multiplicadores	Básico		Acumulativo	
	$dC/dG$	$dY/dG$	$dC/dG$	$dY/dG$
$t = 1$	0.59	0.674	0.59	0.68
$t = 2$	1.03	0.727	1.47	1.28
$t = 4$	0.94	1.274	3.53	3.47
$t = 6$	0.37	0.219	3.17	3.06
$t = 8$	0.56	0.496	3.01	2.79

Fuente: Estimaciones de los autores

De forma tal de chequear la robustez de los resultados anteriores utilizamos un VAR ampliado, que incluye, además de las cuatro variables anteriores, el precio real del cobre de largo plazo, la inversión privada total y el tipo de cambio real. Para el período 2001-2010, el precio del cobre de largo plazo corresponde a la estimación de precio de cobre que realiza una comisión de expertos independientes del gobierno y que corresponde a la estimación de este comité para el precio del cobre en los próximos 10 años. Para el período anterior corresponde al precio de referencia del cobre que se utilizaba en la operatoria del Fondo de Estabilización del Cobre y que correspondía a una estimación del precio de largo plazo del cobre.

Dada la regla fiscal utilizada para guiar la política fiscal en Chile, la cual implica gastar solo la parte del aumento de los ingresos del cobre que se considera permanente, es natural poner este precio antes de las compras del gobierno. De esta forma las compras de gobierno se ubican en segundo lugar en el VAR.<sup>8</sup> El

6. Utilizando las funciones de impulso-respuesta para los logaritmos, calculamos el multiplicador como  $(dX_{t+k})/dG_t = [(d \log X_{t+k}) / d \log G_t] [(X_{t+k}) / G_t]$ .

7. Véase Hall (2009), para una revisión de los resultados existentes.

8. La regla de política fiscal vigente en Chile establece que el gasto público está relacionado con ingresos estructurales (el componente permanente de los ingresos efectivos). Uno de los componentes de tales ingresos estructurales corresponde a los ingresos derivados del cobre. Los ingresos estructurales derivados del cobre corresponden a los ingresos que el gobierno percibiría si el precio del cobre fuera igual a su precio de largo plazo o precio permanente.

CUADRO 2				
Efectos de las Compras del Gobierno (VAR ampliado)				
Tiempo/multiplicadores	Básico		Acumulativo	
	$dC/dG$	$dY/dG$	$dC/dG$	$dY/dG$
$t = 1$	0.74	1.10	0.74	1.10
$t = 2$	1.30	1.20	2.05	2.31
$t = 4$	1.19	1.43	4.18	4.45
$t = 6$	0.72	1.00	3.89	4.34
$t = 8$	0.64	0.50	3.72	4.08

Fuente: Estimaciones de los autores

gráfico 2 muestra las funciones de impulso-respuesta estimadas ante un *shock* a las compras del gobierno utilizando el VAR ampliado. Los multiplicadores correspondientes se muestran en el cuadro 2. El panorama que emerge es, tanto cualitativa como cuantitativamente, muy similar al obtenido con el VAR reducido. Cabe destacar que la inversión también aumenta en respuesta al aumento de las compras del gobierno, lo que sugiere que el rol de esta variable es complementario al del consumo en la generación del alto multiplicador del PIB. Es probable que este efecto de amplificación sea parcialmente contrarrestado por la apreciación del tipo de cambio real, lo que debería desalentar el crecimiento de la demanda agregada. El patrón de la respuesta del déficit estimado mediante el VAR ampliado es también muy similar, lo que nuevamente sugiere un aumento del déficit al impacto.

## 2. Efectos de las Transferencias del Gobierno

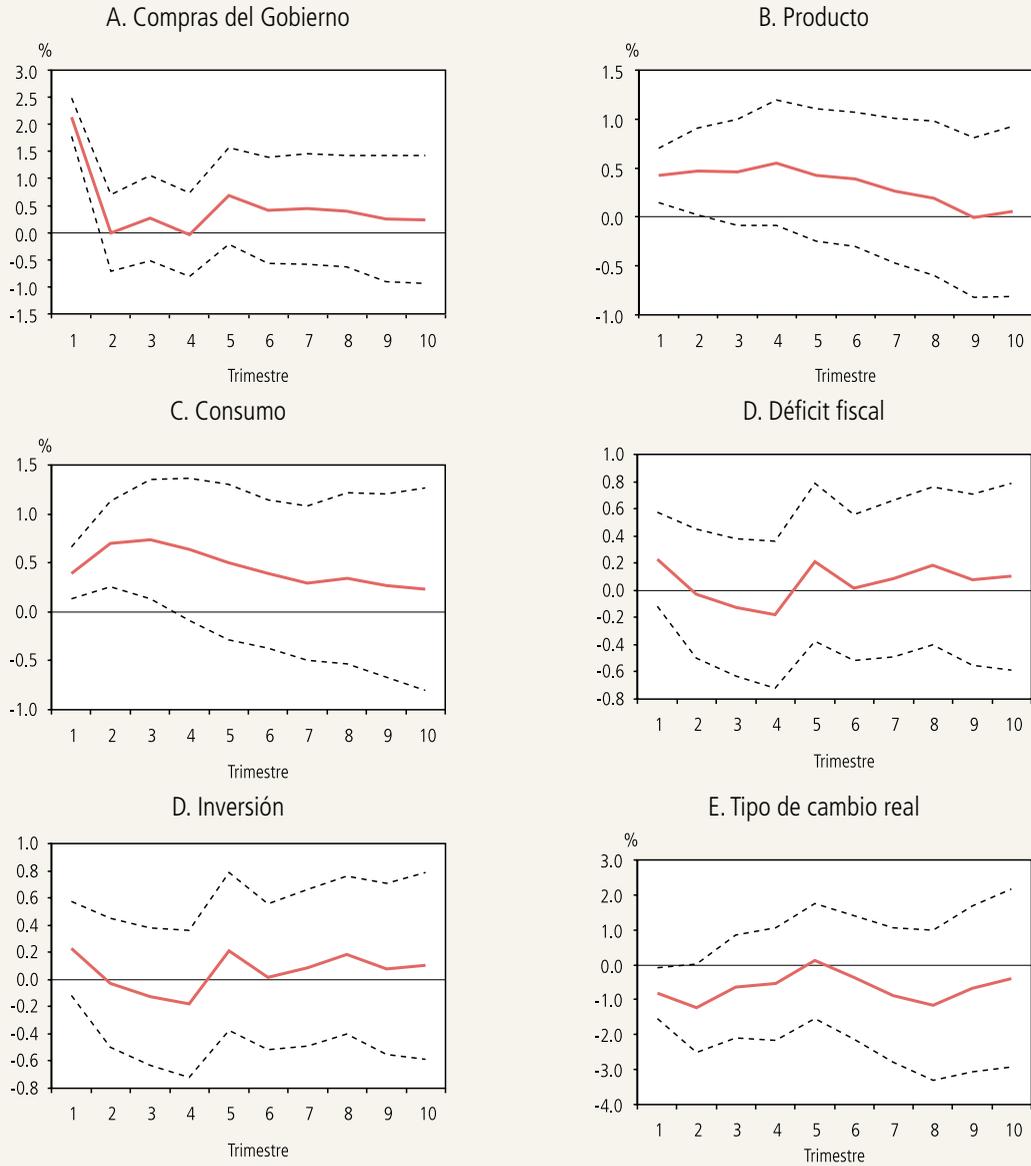
A continuación presentamos estimaciones de los efectos dinámicos de las transferencias del gobierno, utilizando un criterio análogo al utilizado en el punto anterior, con las transferencias totales del gobierno reemplazando las compras del gobierno en los dos VAR.

El gráfico 3 presenta las funciones de impulso-respuesta a un *shock* a las transferencias. Tal como se observa en el primer cuadrante, el aumento de las transferencias exhibe una persistencia similar a la del aumento de las compras del gobierno descritas más arriba. Las consiguientes respuestas del producto, del consumo y del déficit público muestran un patrón bastante similar al obtenido en relación con las compras del gobierno. Además, el signo de la respuesta del déficit no es tan evidente en el caso de un *shock* a las transferencias. El cuadro 3 considera los multiplicadores estimados y apunta a multiplicadores similares para el PIB y para el consumo.

La evidencia basada en el VAR ampliado del gráfico 4 y del cuadro 4, exhibe un panorama similar. Vale la pena destacar una diferencia relativa a los resultados correspondientes a las compras: el tipo de cambio real se deprecia en respuesta al aumento de las transferencias.

GRÁFICO 2

Impulso Respuesta a un *Shock* de Compras del Gobierno  
(VAR ampliado)



Fuente: Elaboración propia.

<b>CUADRO 3</b>				
<b>Efectos de las Transferencias del Gobierno</b>				
<b>(VAR reducido)</b>				
<b>Tiempo/multiplicadores</b>	<b>Básico</b>		<b>Acumulativo</b>	
	<b><math>dC/dG</math></b>	<b><math>dY/dG</math></b>	<b><math>dC/dG</math></b>	<b><math>dY/dG</math></b>
$t = 1$	0.45	0.72	0.45	0.72
$t = 2$	1.17	1.11	1.30	1.47
$t = 4$	0.87	1.61	2.38	2.82
$t = 6$	0.09	0.45	1.96	3.16
$t = 8$	0.41	0.49	2.00	2.98

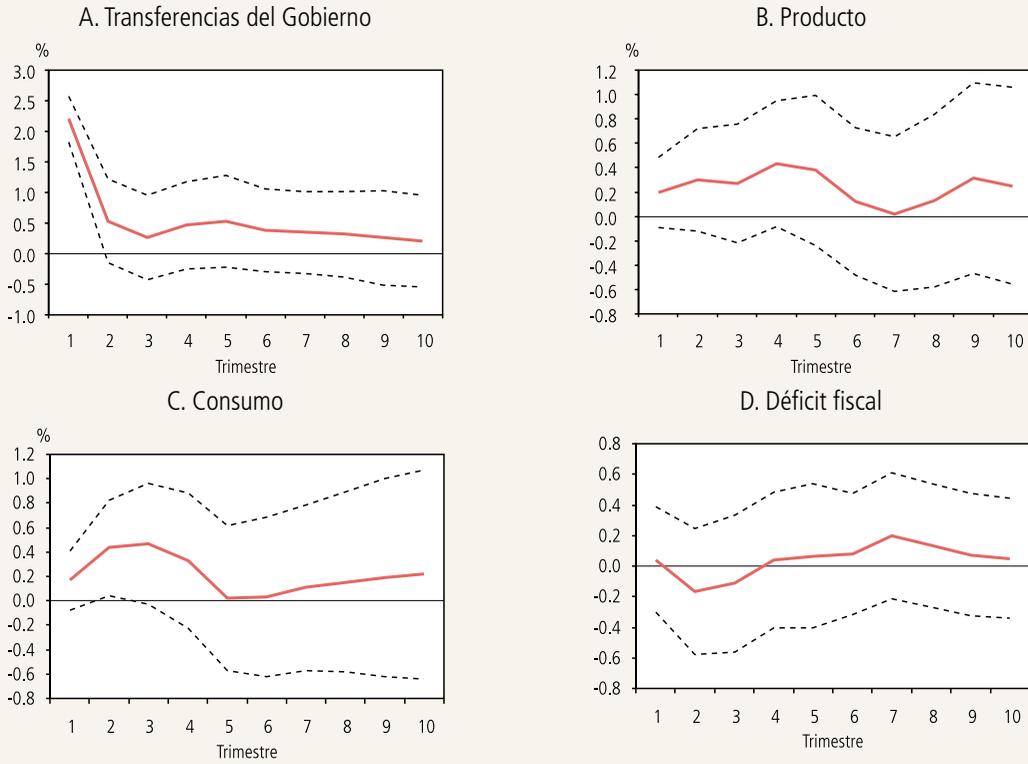
Fuente: Estimaciones de los autores

<b>CUADRO 4</b>				
<b>Efectos de las Transferencias del Gobierno</b>				
<b>(VAR reducido)</b>				
<b>Tiempo/multiplicadores</b>	<b>Básico</b>		<b>Acumulativo</b>	
	<b><math>dC/dG</math></b>	<b><math>dY/dG</math></b>	<b><math>dC/dG</math></b>	<b><math>dY/dG</math></b>
$t = 1$	0.40	0.88	0.40	0.88
$t = 2$	1.27	1.42	1.34	1.85
$t = 4$	0.68	1.21	2.25	2.76
$t = 6$	0.04	0.72	1.79	3.22
$t = 8$	0.36	0.31	1.78	2.92

Fuente: Estimaciones de los autores

GRÁFICO 3

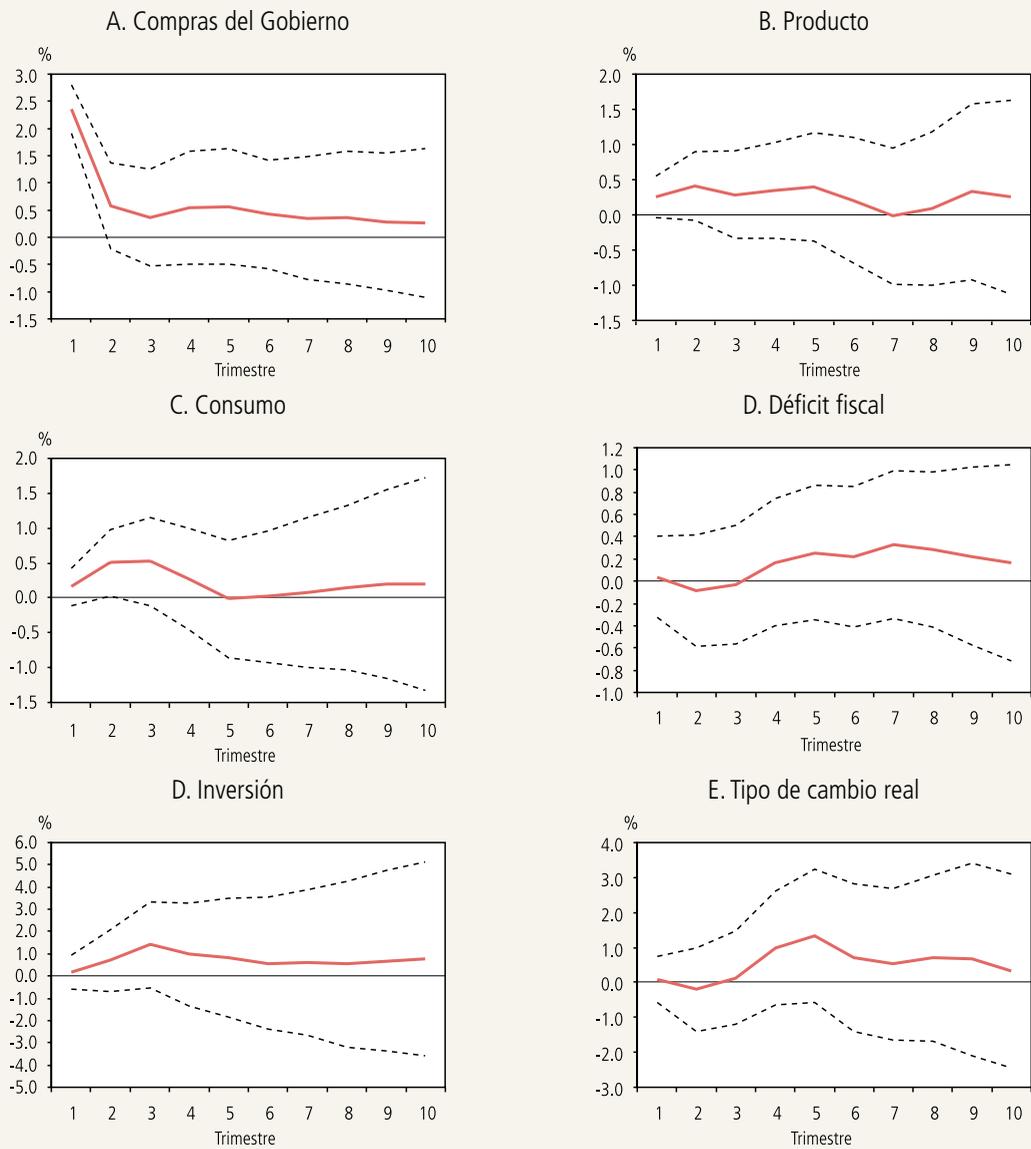
Impulso Respuesta a un *Shock* de Transferencias del Gobierno  
(VAR reducido)



Fuente: Elaboración propia.

**GRÁFICO 4**

**Impulso Respuesta a un *Shock* de Transferencias del Gobierno  
(VAR ampliado)**



Fuente: Elaboración propia.

### 3. Análisis

La evidencia presentada respecto de los efectos de los *shocks* sobre las compras y las transferencias del gobierno apunta a la existencia de efectos multiplicadores positivos sobre el PIB. El signo y la magnitud de la respuesta estimada del consumo sugieren fuertes efectos no ricardianos, que darían cuenta de la magnitud de los multiplicadores del PIB y del consumo. En la próxima sección desarrollamos un modelo neokeynesiano de economía abierta que intenta explicar estas regularidades.

## III. MODELO DE ECONOMÍA PEQUEÑA Y ABIERTA PARA CHILE

Esta sección presenta la estructura de un modelo dinámico estocástico de equilibrio general (DSGE), siguiendo la línea de Altig et al. (2005), Adjemian, Darracq Paries y Smets (2008), y Adolfson et al. (2008), pero ampliado para incorporar un rol para la política fiscal. Nos basamos en los trabajos de Galí, López-Salido y Vallés (2007), y de Coenen, McAdam y Straub (2008), quienes desarrollan versiones de un modelo neokeynesiano que contempla una fracción de hogares no ricardianos, pero lo modificamos a fin de poder capturar las características particulares de la economía chilena. Entre ellas, encontramos ingresos del cobre que explican una porción no despreciable de los ingresos públicos, una regla fiscal que busca mantener el gasto público estrechamente relacionado con los ingresos fiscales estructurales (permanentes) y un esquema de política monetaria de metas de inflación.<sup>9</sup>

### 1. Consumidores

Existen dos tipos de consumidores: Ricardianos (una fracción de  $1-\lambda$ ) y no ricardianos (de  $\lambda$ ), que se indican con un superíndice  $j = \{R, N\}$ . Se supone que los consumidores ricardianos tienen acceso a los mercados financieros para suavizar el consumo en el tiempo, y que los no ricardianos no lo tienen. Implícitamente, sin embargo, hacemos una excepción al último supuesto a fin de simplificar el análisis: suponemos un seguro total contra el riesgo generado por el ajuste del salario a la Calvo entre consumidores de un tipo dado, como en Coenen, McAdam y Straub (2008).

Se presume que ambos tipos de consumidores maximizan una función objetivo de la forma  $\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U_t^j(h)$  con una utilidad del período determinada por

$$U_t^j(h) = \ln(C_t^j(h) - bC_{t-1}^j(h)) - \bar{\zeta}\zeta_t \frac{L_t^j(h)^{1+\sigma_L}}{1+\sigma_L}, \quad (1)$$

donde  $C_t^j(h)$  es un índice de consumo y  $L_t^j(h)$  indica las horas de trabajo. Obsérvese que  $b$  mide el grado de formación de hábitos *interno*,  $\bar{\zeta}$  es una constante,  $\sigma_L$  es el inverso de la elasticidad de Frisch, y  $\zeta_t$  es un *shock* a la desutilidad del trabajo. Se supone que el último parámetro sigue un proceso AR(1) con una media incondicional de uno, una persistencia de  $\rho_\zeta$  y varianza constante,  $\sigma_\zeta^2$ .<sup>10</sup>

El índice de consumo toma la siguiente forma:

$$C_t^j(h) \equiv \left[ (1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} C_{H,j}^j(h)^{1-\frac{1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} C_{F,j}^j(h)^{1-\frac{1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (2)$$

9. Se puede solicitar a los autores un apéndice complementario con las principales derivaciones del modelo.

10. Obsérvese que abusamos de la notación al declarar que  $C_t^j(h)$  para  $j = \{R, N\}$ ; no obstante, deseamos enfatizar que el que toma las decisiones es el individuo  $h$ .

donde  $C_{H,j}^j(h) \equiv \left( \int_0^1 C_{H,j}^j(h,i)^{1-\frac{1}{\alpha}} di \right)^{\frac{\alpha}{\alpha-1}}$  y  $C_{F,j}^j(h) \equiv \left( \int_0^1 C_{F,j}^j(h,i)^{1-\frac{1}{\alpha}} di \right)^{\frac{\alpha}{\alpha-1}}$

son índices CES para bienes de consumo nacionales e importados, respectivamente, siendo el parámetro  $\alpha$  el que determina el grado de apertura y el parámetro  $\eta > 1$ , la elasticidad de sustitución constante entre los bienes nacionales y los bienes importados.

*Consumidores ricardianos*

Los consumidores ricardianos ( $h = R$ ) maximizan la utilidad sujeto a dos restricciones. En primer lugar, una restricción presupuestaria de flujos de la forma

$$\begin{aligned}
 & B^R(s^t, h) + S_t B^{R,*}(s^t, h) + (1 - \tau_{w,t}) S_{WR} W_t^R(h) L_t^R(h) + R_t^k u_t^R(h) K_{t-1}^R(h) \\
 & - P_t \Phi(u_t^R(h)) K_{t-1}^R(h) + P_t [Tr_t^R(h) - TX_t^R(h)] + (1 - \tau_{pr,t}) Pr_t^R(h) \leq \\
 & + \sum_{s^{t+1}} Q(s^{t+1}, s^t) B^R(s^{t+1}, h) + S_t \mathbb{R} P_t \sum_{s^{t+1}} Q^*(s^{t+1}, s^t) B^{R,*}(s^{t+1}, h) \\
 & + \int_0^1 P_{H,j}^R(i) (C_{H,j}^R(h,i) + I_{H,j}^R(h,i)) di + \int_0^1 P_{F,j}^R(i) (C_{F,j}^R(h,i) + I_{F,j}^R(h,i)) di.
 \end{aligned} \tag{3}$$

Los términos de la izquierda representan los ingresos en dinero del consumidor  $h$ , que incluyen bonos de descuento nominales de un período a su vencimiento (nacionales y extranjeros), el ingreso laboral (dado por el salario después de impuestos y subsidios — $S_{WR}$  es un subsidio para eliminar las distorsiones monopólicas— multiplicado por el número de horas trabajadas), el ingreso de capital arrendado a empresas neto de costos de utilización<sup>11</sup>, transferencias ( $Tr_t^R(h)$ ) netas de impuestos de suma alzada ( $TX_t^R(h)$ ), transferencias y ganancias en forma de dividendos distribuidos netos de impuestos,  $1 - \tau_{pr,t} Pr_t^R(h)$ . Nótese que  $S_t$  es el tipo de cambio nominal, que mide la cantidad de pesos chilenos (Ch\$) que se necesitan para comprar un dólar estadounidense (USD). Obsérvese también que la tasa de utilización del capital físico,  $u_t^R(h)$ , es una variable escogida. Siguiendo a Adolfson et al. (2008), la función de costo de utilización  $\Phi(\cdot)$  toma la siguiente forma:

$$\Phi(u_t^R(h)) \equiv \frac{\theta}{2} (u_t^R(h) - 1 + r^k)(u_t^R(h) - 1) \tag{4}$$

donde  $\theta > 0$  es un parámetro que afecta directamente la sensibilidad de la función de costo cuando  $u_t^R(h)$  varía, y  $r^k$  es la tasa real de renta del capital de estado estacionario. Nótese que el ingreso de capital se simplifica a  $R_t^k K_{t-1}^R(h)$  cuando el capital es “plenamente” utilizado ( $u_t^R(h) = 1$ ) porque  $\Phi(1) = 0$ .<sup>12</sup>

El lado derecho de (3) incluye las diversas compras realizadas por el consumidor ricardiano: consumo, inversión y compras de activos nacionales y extranjeros (de estado contingente). Nótese que  $\mathbb{R} P_t \equiv \exp(-\phi_a(S_t B_{t+1}^* / P_{t+1}) - \phi_{\Delta S}(E_t[S_{t+1} / S_t] - 1) + \phi_t)$  es la función del premio por riesgo, un factor que ajusta el retorno al cual los consumidores nacionales pueden endeudarse con el resto del mundo o prestar al resto del mundo. Depende de la posición neta agregada de activos extranjeros del país  $B_t^*$ , de la tasa estimada

11. En nuestra notación,  $K_{t-1}^j(h)$  refleja las existencias de capital físico del agente  $h$  a fin del período, listo para ser utilizado en el proceso productivo en el período  $t$ .

12. Por consiguiente,  $\Phi'(\cdot) = \theta[u_t^R(h) - 1] + r^k$ , que en estado estacionario es  $\Phi'(1) = r^k$  y  $\Phi''(1) = \theta > 0$ .

de depreciación  $E_t[S_{t+1}/S_t]$  y de un *shock* exógeno al premio por riesgo  $\phi_t$ .<sup>13</sup> La función del premio por riesgo puede considerarse como una medida de la incompletitud del mercado de activos internacionales (información asimétrica, costos iniciales de constitución de cartera, etc.).  $I_t^R$  es un índice de inversión determinado por

$$I_t^R \equiv \left[ (1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} (I_{H,t}^R)^{1-\frac{1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} (I_{F,t}^R)^{1-\frac{1}{\eta}} \right]^{\eta} \quad (5)$$

donde, en forma análoga al consumo,  $I_{H,t}^R \equiv \left( \int_0^1 I_{H,t}^R(j)^{1-\frac{1}{\eta}} dj \right)^{\frac{\eta}{\eta-1}}$  y  $I_{F,t}^R \equiv \left( \int_0^1 I_{F,t}^R(j)^{1-\frac{1}{\eta}} dj \right)^{\frac{\eta}{\eta-1}}$  representan índices de bienes de inversión nacionales e importados.

Una segunda restricción está dada por la ley de movimiento del capital físico:

$$K_t^R(h) = (1-\delta)K_{t-1}^R(h) + \varepsilon_{I,t} I_t^R(h) - \frac{1}{2} \Psi \left( \frac{\varepsilon_{I,t} I_t^R(h)}{K_{t-1}^R(h)} - \delta \right)^2 K_{t-1}^R(h), \quad (6)$$

donde  $\delta$  es la tasa de depreciación,  $\varepsilon_{I,t}$  es un *shock* a la tecnología asociada a la inversión, y  $\Psi \geq 0$  es un parámetro que escala los costos de instalación cuadráticos relacionados con toda inversión neta positiva.

### Consumidores no ricardianos

Se supone que los consumidores no ricardianos ( $j = N$ ) no tienen acceso a los mercados financieros. Por lo tanto, consumen en el mismo período su ingreso salarial y las transferencias que reciben del gobierno.<sup>14</sup> Por lo tanto, su consumo está dado por

$$\int_0^1 P_{H,t}(i) C_{H,t}^N(h,i) di + \int_0^1 P_{F,t}(i) C_{F,t}^N(h,i) di = (1-\tau_{w,t}) S_{WN} W_t^N(h) L_t^N(h) + P_t (Tr_t^N(h) - TX_t^N(h)) \quad (7)$$

### Determinación del salario

La determinación del salario sigue estrechamente el formalismo de Erceg y Levin (2003), y la indexación de Smets y Wouters (2007). Cada consumidor está especializado en un servicio laboral diferenciado, que es solicitado por todas las empresas. La elasticidad salario de la demanda de cada tipo de trabajo es constante. En cada período, un consumidor dado puede reajustar óptimamente el salario nominal por su tipo de trabajo con probabilidad  $\phi_L$ . Una vez fijado el nuevo salario, el consumidor cubre totalmente la demanda correspondiente a su tipo de trabajo al salario cotizado. Entre períodos de reoptimización permitimos que el salario nominal se ajuste mecánicamente de acuerdo con la siguiente regla de indexación.

$$W_t^j(h) = (\Pi_{t-1})^{\xi_L} (\bar{\Pi})^{(1-\xi_L)} W_{t-1}^j(h)$$

13. Nótese que  $B_t^*$  es la suma de la posición deudora neta mantenida por los agentes ricardianos,  $(1-\lambda)B^{R,*} \equiv \int_{\lambda}^1 B^{R,*}(s^t, h) dh$  y el gobierno. Además del mecanismo usual puntualizado por Schmitt-Grohe y Uribe (2001) (es decir, el que implica desviaciones de la posición neta objetivo de activos externos, que, en este caso, suponemos que es cero para Chile), seguimos a Adjemian, DarracqParies y Smets (2008), y Adolfson et al (2008b), agregando un segundo argumento que captura la desviación de 1 de la tasa de depreciación cambiaría bruta estimada. La inclusión de la variable explicativa adicional induce una correlación negativa entre la tasa de depreciación estimada y el premio por riesgo, el que es un resultado empírico relevante (Duarte y Stockman, 2005).

14. Como en Galí, López-Salido y Vallés (2007), descartamos la posibilidad de que los hogares no ricardianos puedan suavizar el consumo a través de tenencias de dinero, a diferencia de Coenen, McAdam y Straub (2008).

y esto hace que la tasa de variación del salario individual sea un promedio ponderado geométrico de la inflación de precios rezagada  $\Pi_{t-1}$  y de la inflación de precios de estado estacionario  $\bar{\Pi}$ , siendo  $\xi_L$  el peso del primero.

## 2. Empresas

Existen dos tipos de empresas que operan en la economía: Empresas que fabrican bienes intermedios y empresas que los importan. Además, existen empresas extranjeras, pero no modelamos su comportamiento en forma explícita.

### *Productores nacionales*

Suponemos un continuo de empresas en competencia monopólica, cada una de las cuales produce un bien diferenciado. La función de producción de la empresa  $i$  depende de capital, mano de obra y tecnología.

$$Y_{H,t}(i) = A_{H,t} (u_t^R K_{t-1}(i))^\gamma L_t(i)^{1-\gamma} - FC_H, \quad (8)$$

donde  $FC_H$  es un costo fijo no negativo, medido en términos de producto. La mano de obra total  $L_t(i)$  está dada por la función CES

$$L_t(i) \equiv \left( \lambda^{\frac{1}{\eta_L}} L_t^N(i)^{1-\frac{1}{\eta_L}} + (1-\lambda)^{\frac{1}{\eta_L}} L_t^R(i)^{1-\frac{1}{\eta_L}} \right)^{\frac{\eta_L}{\eta_L-1}}, \quad (9)$$

donde  $\eta_L$  es la elasticidad de sustitución entre la mano de obra ricardiana y no ricardiana, y donde

$$L_t^R(i) \equiv \left[ \left( \frac{1}{1-\lambda} \right)^{\frac{1}{\eta_L}} \int_{\lambda}^1 L_t^R(i,h)^{1-\frac{1}{\eta_L}} dh \right]^{\frac{\eta_L}{\eta_L-1}},$$

$$L_t^N(i) \equiv \left[ \left( \frac{1}{\lambda} \right)^{\frac{1}{\eta_L}} \int_0^{\lambda} (L_t^N(i,h))^{1-\frac{1}{\eta_L}} dh \right]^{\frac{\eta_L}{\eta_L-1}}.$$

Las empresas minimizan los costos sujeto a (8) y sujeto al nivel de producto dado. La función de costo marginal *real* resultante es (nótese que retiramos el índice  $i$ , porque las empresas tienen costos idénticos):

$$MC_{H,t} = \frac{1}{A_{H,t}} \frac{(r_t^K)^\gamma w_t^{1-\gamma}}{\gamma^\gamma (1-\gamma)^{1-\gamma}}. \quad (10)$$

En cada período, cada empresa nacional decide cuánta mano de obra de cada tipo empleará (dados el salario  $W_t^j(h)$  y el nivel servicios de capital que debe arrendar (dada la tasa de renta de  $R_t^K$ ). Además, y con probabilidad  $\phi_H$ , cada empresa puede reajustar óptimamente el precio del bien, fijando así un precio de  $\bar{P}_{H,t}(i)$ . En ausencia de reoptimización, el precio de la firma se ajusta mecánicamente siguiendo la siguiente regla de indexación

$$P_{H,t}(i) = (\Pi_{t-1})^{\xi_H} (\bar{\Pi})^{(1-\xi_H)} P_{H,t-1}(i)$$

Dado su precio en cualquier punto dado en el tiempo, la empresa produce un volumen tal que cubre totalmente la demanda del bien.

### Importadores

Existe un continuo de empresas que importan un bien que se produce en el extranjero a un precio  $S_t P_{F,t}^*$ , lo “vuelven a empaquetar” y lo venden como un bien diferenciado en el mercado interno. Cada importador reoptimiza el precio de su bien con probabilidad  $\phi_F$ , fijando un precio  $\tilde{P}_{F,t}(i)$ , sujeto a una secuencia de restricciones de demanda. En ausencia de reoptimización, el precio se ajusta siguiendo la regla de indexación:

$$P_{F,t}(i) = (\Pi_{t-1})^{\xi_F} (\bar{\Pi})^{(1-\xi_F)} P_{F,t-1}(i)$$

Al igual que los productores nacionales, los importadores satisfacen la demanda de su bien al precio de mercado.

### 3. Política Fiscal

El gobierno compra bienes tanto a las empresas nacionales como a las empresas importadoras. Se supone que estas compras no tienen efecto alguno sobre la utilidad o la productividad privada. El gobierno asigna sus gastos de consumo, dados por  $\int_0^1 P_{H,t}(i) G_{H,t}(i) di + \int_0^1 P_{F,t}(i) G_{F,t}(i) di$ , entre los diferentes bienes a fin de maximizar

$$G_t \equiv \left[ (1 - \alpha_G)^{\frac{1}{\eta}} G_{H,t}^{1-\frac{1}{\eta}} + (\alpha_G)^{\frac{1}{\eta}} G_{F,t}^{1-\frac{1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}}, \tag{11}$$

donde  $G_{H,t} \equiv \left( \int_0^1 G_{H,t}(i)^{1-\frac{1}{\sigma_G}} di \right)^{\frac{\sigma_G}{\sigma_G-1}}$  y  $G_{F,t} \equiv \left( \int_0^1 G_{F,t}(i)^{1-\frac{1}{\sigma_G}} di \right)^{\frac{\sigma_G}{\sigma_G-1}}$ . La solución al problema produce un conjunto de funciones de demanda para cada bien, que deberán agregarse a la demanda de consumo privado y con fines de inversión. El correspondiente multiplicador de Lagrange es el índice de precios ‘verdadero’  $P_{G,t}$ :

$$P_{G,t}^{1-\eta} = (1 - \alpha_G) P_{H,t}^{1-\eta} + \alpha_G P_{F,t}^{1-\eta}. \tag{12}$$

Además de comprar bienes, el gobierno grava el consumo, el ingreso laboral y las ganancias; transfiere recursos a los consumidores y emite deuda en mercados de bienes nacionales y extranjeros. Esta actividad se resume en la restricción presupuestaria del gobierno, que toma la siguiente forma:

$$\begin{aligned} & P_t Tr_t + g_t P_t Y_t + B_t + S_t B_t^* + (S_F - 1) P_{F,t} \int_0^1 C_{F,t}(h) dh + (S_F - 1) P_{F,t} \int_{\lambda}^1 I_{F,t}^R(h) dh \\ & + (S_F - 1) P_{F,t} G_{F,t} + (S_{WR} - 1) \int_{\lambda}^1 W_t^R(h) L_t^R(h) dh + (S_{WN} - 1) \int_0^{\lambda} W_t^N(h) L_t^N(h) dh, = \\ & \frac{B_{t+1}}{R_t} + \frac{S_t B_{t+1}^*}{R_t^* \mathbb{R} P_t} + \tau_{w,t} \left( S_{WR} \int_{\lambda}^1 W_t^R(h) L_t^R(h) dh + S_{WN} \int_0^{\lambda} W_t^N(h) L_t^N(h) dh \right) + \tau_{Pr,t} \int_{\lambda}^1 \mathbf{Pr}_t^R(h) dh \\ & + P_t \int_0^1 TX_t(h) dh + P_{cu,t} \kappa X_{cu,t} Y_t + \tau_{cu,t} P_{cu,t} (1 - \kappa) X_{cu,t} Y_t + P_{mo,t} X_{mo,t} Y_t \end{aligned} \tag{13}$$

Los términos de la izquierda representan diferentes egresos del gobierno, como las transferencias,  $Tr_t \equiv \int_0^1 Tr_t(h) dh = \int_{\lambda}^1 Tr_t^R(h) dh + \int_0^{\lambda} Tr_t^N(h) dh$  el consumo del gobierno  $P_{G,t} G_t \equiv g_t P_t Y_t$  (donde  $g_t \equiv P_{G,t} G_t / P_t Y_t$  es la participación del consumo del gobierno en el PIB), las amortizaciones de títulos públicos a su

vencimiento (tanto nacionales,  $B_t$ , como extranjeros,  $S_t B_t^*$ ), y los subsidios al gasto de bienes importados y al empleo. Estos gastos se financian mediante la emisión de nueva deuda (interna,  $B_{t+1}/R_t$ , y externa  $S_t B_{t+1}^*/R_t^* \mathbb{R}^D$ ), con impuestos a los ingresos laborales, impuestos a las ganancias, impuestos de suma alzada y con los ingresos derivados del cobre. A continuación se explican brevemente estos últimos.

La producción de cobre se supone estocástica y exógena. En concordancia con la estructura de mercado de la producción de cobre en Chile, la compañía estatal representa una participación  $\kappa$  de la producción (cuya totalidad constituye ingresos del gobierno). La parte restante corresponde a empresas extranjeras que deben pagar impuestos a una tasa de  $\tau_{cu,t}$ . Suponemos que el precio internacional del cobre,  $P_{cu,t}^*$ , es exógeno, lo que implica un precio interno del cobre de  $P_{cu,t} = S_t P_{cu,t}^*$ . La participación del cobre producido en el PIB,  $X_{cu,t}$ , sigue un proceso exógeno, que se describe más abajo. Además,  $X_{mo,t}$  representa la producción de molibdeno (un subproducto de la producción de cobre) como proporción del PIB. El precio mundial del molibdeno es exógeno y está dado por  $P_{mo,t}^*$ . Todos los ingresos procedentes de la producción de molibdeno son ingresos del gobierno.

Siguiendo a Forni, Monteforte y Sessa (2007), se permite la variación de las cuotas impositivas sobre los salarios, sobre los beneficios y sobre la producción de cobre, según lo siguiente:

$$\tau_{w,t} = (1 - \rho_{\tau_w}) \tau_w + \rho_{\tau_w} \tau_{w,t-1} + \varepsilon_{\tau_w,t}, \quad (14)$$

$$\tau_{Pr,t} = (1 - \rho_{\tau_{Pr}}) \tau_{Pr} + \rho_{\tau_{Pr}} \tau_{Pr,t-1} + \varepsilon_{\tau_{Pr},t}, \quad (15)$$

$$\tau_{cu,t} = (1 - \rho_{\tau_{cu}}) \tau_{cu} + \rho_{\tau_{cu}} \tau_{cu,t-1} + \varepsilon_{\tau_{cu},t}, \quad (16)$$

donde  $\tau_w$ ,  $\tau_{Pr}$  y  $\tau_{cu}$  son tasas impositivas de largo plazo,  $\rho_{\tau_w}$ ,  $\rho_{\tau_{Pr}}$ , y  $\rho_{\tau_{cu}}$  explican el grado de persistencia,  $\varepsilon_{\tau_w,t}$ ,  $\varepsilon_{\tau_{Pr},t}$  y  $\varepsilon_{\tau_{cu},t}$  son *shocks* i.i.d. con media cero y varianza constante.

La política fiscal de Chile se basa en un criterio de equilibrio estructural, denominado regla fiscal de equilibrio estructural.<sup>15</sup> Tal como se observa en la introducción, la regla fiscal chilena relaciona el gasto público con los ingresos públicos estructurales o permanentes. El gobierno chileno ha seguido esta regla en forma explícita desde el año 2001 y, en forma implícita, desde principios de los noventa.<sup>16</sup> Formalizamos esta regla suponiendo que el gasto público total (incluidos los pagos de intereses) más una “meta de superávit” variable en el tiempo (*surplus*) se debe igualar los ingresos estructurales. Los ingresos estructurales corresponden a los ingresos que el gobierno percibiría si (i) los precios del cobre y del molibdeno fueran iguales a sus valores de “referencia” o de largo plazo (indicados por  $P_{cu,t}^{ref}$  y  $P_{mo,t}^{ref}$ , respectivamente) y (ii) la economía estuviera produciendo a su nivel de estado estacionario (producto potencial). La autoridad fiscal es la encargada de estipular la “meta de superávit”, es decir, la diferencia entre el gasto público y los ingresos estructurales. Cuando se comenzó a aplicar la regla fiscal en el 2001, la meta de superávit estructural se fijó en 1% del PIB. La idea era reconocer que la deuda pública estaba en un nivel más alto que el que se consideraba adecuado para una economía pequeña y abierta que enfrentaba *shocks* exógenos de restricción del crédito y futuros pasivos relacionados con las pensiones. Cabe destacar que, aunque la política fiscal de los noventa no se guiaba por una regla explícita, el superávit estructural “efectivo” promedió el 1% del PIB durante esa década. Nuevamente, detrás de esta

15. Entre los estudios anteriores que han analizado los efectos de la regla fiscal chilena en modelos DSGE encontramos los de García y Restrepo (2007), Medina y Soto (2007) y Kumhof y Laxton (2009).

16. Al decir “en forma implícita” nos referimos a que, aunque no existía un compromiso explícito de seguir una regla fiscal durante ese período, los resultados de la política fiscal de los noventa se asemejan a los que se podrían haber obtenido con la regla.

política fiscal se encontraba el objetivo de reducir la deuda pública hasta un nivel de “largo plazo” o sostenible. Motivados por la práctica observada, suponemos que el superávit estructural (*surplus*) es una función de la diferencia entre la deuda pública corriente y una meta de largo plazo para la deuda pública ( $\bar{B} = B + SB^*$ ):

$$surplus_t = F(\bar{B}_t - \bar{B}) + s_t, \quad (17)$$

donde  $F' > 0$ . Si la deuda pública es más alta que su meta de largo plazo, el superávit estructural es positivo, lo cual reduce el gasto público dados los ingresos estructurales. Además, suponemos que la meta de superávit depende de un *shock* exógeno  $s_t$  que sigue un proceso autorregresivo de primer orden. Específicamente, suponemos:

$$s_t = \rho_s s_{t-1} + \varepsilon_{s,t}, \quad (18)$$

donde  $\varepsilon_{s,t}$  sigue un proceso i.i.d. con media cero y varianza constante  $\sigma_{\varepsilon_s}^2$ .

En la práctica, suponemos que ( $\bar{B} = 0$ ). (A fines de la última década, Chile presentó una posición acreedora neta de alrededor del 3% del PIB.) Esta formulación nos permite tener una regla fiscal bien especificada (la deuda pública es estacionaria) y, al mismo tiempo, capturar los aspectos más relevantes de la regla fiscal chilena. Un *shock* negativo al superávit (reducción de  $s$ ) da lugar a un aumento del gasto público total, que puede ser asignado a las transferencias o al consumo. Se puede mostrar que, según esta formulación, la dinámica de la deuda se describe como:

$$\begin{aligned} \bar{B}_{t+1} - \bar{B}_t = & (P_{cu,t}^{ref} - P_{cu,t})\kappa X_{cu,t} + \tau_{cu,t}(P_{cu,t}^{ref} - P_{cu,t})(1 - \kappa)X_{cu,t} + (P_{mo,t}^{ref} - P_{mo,t})X_{m,t} \\ & + \tau_{w,t} \left[ \mathcal{S}_{WR} \int_{\lambda}^1 W^R(h) L^R(h) dh + \mathcal{S}_{WR} \int_0^{\lambda} W^N(h) L^N(h) dh \right] \\ & - \tau_{w,t} \left[ \mathcal{S}_{WR} \int_{\lambda}^1 W_t^R(h) L_t^R(h) dh + \mathcal{S}_{WR} \int_0^{\lambda} W_t^N(h) L_t^N(h) dh \right] \\ & + \tau_{Pr,t} \left\{ \int_{\lambda}^1 Pr^R(h) dh - \int_{\lambda}^1 Pr_t^R(h) dh \right\} - surplus_t, \end{aligned}$$

Claramente, si el precio corriente del cobre se encuentra por arriba de su valor de largo plazo, tenemos un superávit fiscal (es decir, una reducción de la deuda pública). Lo mismo se aplica a otros determinantes de los ingresos públicos.

A partir de esta especificación particular de la regla fiscal chilena, podemos derivar una representación de política fiscal más tradicional para la estimación bayesiana del modelo estructural, siguiendo la línea de nuestra estrategia empírica. Suponemos una especificación del consumo y las transferencias del gobierno que concuerda con la representación de la regla fiscal chilena recién descrita. En particular, representamos el consumo del gobierno mediante el siguiente proceso

$$g_t = (1 - \rho_G)g + \rho_G g_{t-1} + \varepsilon_{G,t}, \quad (19)$$

donde  $\rho_G$  mide la persistencia del proceso,  $g$  es la parte correspondiente al gobierno en el largo plazo,  $P_G G / PY$ , y  $\varepsilon_{G,t}$  es un *shock* exógeno con media cero y varianza constante  $\sigma_{\varepsilon_G}^2$ . Según esta especificación, los *shocks* al consumo de gobierno implican un aumento de la deuda pública en el período vigente y un ajuste

de la meta de superávit estructural (*surplus*) del período siguiente. Dada nuestra especificación, el ajuste de la meta de superávit se traduce en un ajuste de las transferencias del gobierno. En consecuencia, los *shocks* a la meta de superávit (*s*) se traducen en movimientos uno a uno en las transferencias. En particular, un *shock* negativo a la meta de superávit aumenta las transferencias del gobierno. La evolución de las transferencias imita la evolución de la meta de superávit (*surplus*) determinada por las ecuaciones (17) y (18).

#### 4. Política Monetaria

Suponemos que el Banco Central establece una tasa de interés nominal (bruta),  $R_{rule,t}$ , según una variante de la regla de Taylor con ajuste parcial, dada por

$$R_t = R_{t-1}^{\psi_R} R_{rule,t}^{1-\psi_R} \exp(\varepsilon_{m,t}), \quad (20)$$

$$R_{rule,t} = \left( \frac{\Pi_{A,t}}{\bar{\Pi}_A} \right)^{\psi_\pi} \left( \frac{Y_{r,t}}{\bar{Y}_r} \right)^{\psi_y}, \quad (21)$$

donde  $\psi_R$  determina el grado de suavizamiento, y  $\varepsilon_{m,t}$  es un *shock* i.i.d. exógeno de política monetaria. Los valores meta son el PIB de estado estacionario sin cobre,  $\bar{Y}_r$ , y la inflación,  $\bar{\Pi}_A$ , que, para efectos de simplicidad, se supone igual a 1.<sup>17</sup> Según el principio de Taylor, el parámetro de reacción a las desviaciones de la inflación  $\psi_\pi$  debería ser mayor que uno, donde  $\Pi_{A,t} \equiv \Pi_t^4$ , e  $\psi_y$  deberían ser aproximadamente 0.5/4 para los datos trimestrales.

También hemos estudiado una extensión de esta regla que permite una respuesta sistemática de la tasa de interés a las variaciones del tipo de cambio nominal. Esta extensión podría ser útil para adaptar el esquema de política desde 1986:1 hasta 2001:2, tal como ha sido documentado por Medina y Soto (2007). En el análisis que presentamos a continuación, ignoramos este período, ya que en este trabajo analizamos el período muestral 2001:3–2010:1.

#### IV. EQUILIBRIO Y AGREGACIÓN

Primero, establecemos las condiciones de equilibrio de los mercados respecto de los insumos nacionales. Por lo tanto, para los servicios laborales del hogar  $h$  la condición de equilibrio de mercado está dada por

$$L_t(h) = \int_0^1 L_t(h,i) di,$$

donde  $L_t(h,i)$  es la demanda por los servicios laborales del hogar  $h$  por parte de la empresa  $i$ . Una condición similar se debe cumplir para todo  $h \in [0,1]$ .

Dado que solo los hogares ricardianos acceden a la acumulación de capital, la condición de equilibrio de mercado en el mercado de dicho insumo está dada por

$$K_t = (1-\lambda)K_t^R$$

17. Esto no perjudica su generalidad, ya que, durante la década del 2000, la tasa de inflación de Chile fluctuó bastante cerca de la meta inflacionaria de 3%. En la implementación empírica, restamos esta meta.

donde  $(1-\lambda)K_t^R = \int_{\lambda}^1 K_t^R(h)dh$ . De igual modo, para otras tenencias de activos, tenemos

$$B_t = (1-\lambda)B_t^R$$

$$B_t^* = (1-\lambda)B_t^{R,*} - B_t^{G,*}$$

(nótese que  $B_t^{G,*}$  es el monto de pasivos que, con signo negativo, se convierte en tenencias netas). Del mismo modo, las variables reales agregadas, tales como el consumo y la inversión, son

$$C_t = \lambda C_t^N + (1-\lambda)C_t^R,$$

$$I_t = (1-\lambda)I_t^R,$$

donde  $C_t^R$  y  $C_t^N$  provienen de agregadores similares a (2) y  $(1-\lambda)I_t^R = \int_{\lambda}^1 I_t^R(h)dh$ .

El equilibrio en el mercado bienes producidos domésticamente implica que la oferta, es decir la versión agregada de la ecuación (8) es igual a la demanda:

$$Y_{H,t} = \Delta_{H,t} \left[ T_{H,t}^{-\eta} (1-\alpha)(C_t + I_t) + T_{GH,t}^{-\eta} (1-\alpha_G)G_t \right] + (\alpha_C^* + \alpha_I^*) \left( \frac{T_{H,t}}{RER_t} \right)^{-\eta} Y_t^*. \quad (22)$$

Luego de aplicar un poco de álgebra, podemos derivar la siguiente expresión para el producto agregado,  $Y_t$ , y el producto agregado sin cobre,  $Y_{r,t}$ :

$$Y_t = \frac{(C_t + I_t) \left[ 1 - \Delta_{F,t} \alpha (T_t T_{H,t})^{1-\eta} \right] + \Phi(u_t^R) K_{t-1}}{1 - RER_t (p_{cu,t}^* X_{cu,t}^{share} + p_{mo,t}^* X_{mo,t}^{share}) - \left[ 1 - \Delta_{F,t} \alpha_G (T_t T_{GH,t})^{1-\eta} \right] g_t}, \quad (23)$$

$$Y_{r,t} = \frac{(C_t + I_t) \left[ 1 - \Delta_{F,t} \alpha (T_t T_{H,t})^{1-\eta} \right] + \Phi(u_t^R) K_{t-1}}{1 - \left[ 1 - \Delta_{F,t} \alpha_G (T_t T_{GH,t})^{1-\eta} \right] g_t}. \quad (24)$$

Nótese que el banco central tiene una meta de  $Y_{r,t}$  en lugar de  $Y_t$ . De la ecuación (23) podemos aislar los niveles de consumo y de inversión, de la siguiente manera:

$$C_t + I_t = \frac{Y_t \left\{ 1 - RER_t (p_{cu,t}^* X_{cu,t}^{share} + p_{mo,t}^* X_{mo,t}^{share}) - \left[ 1 - \Delta_{F,t} \alpha_G (T_t T_{GH,t})^{1-\eta} \right] g_t \right\} - \Phi(u_t^R) K_{t-1}}{\left( 1 - \Delta_{F,t} \alpha (T_t T_{H,t})^{1-\eta} \right)}. \quad (25)$$

La evolución de los activos extranjeros netos con mercados de activos internacionales incompletos es la siguiente:

$$\frac{S_{t-1}B_t^*}{P_{t-1}} \frac{S_t}{S_{t-1}} \frac{1}{\Pi_t} + NX_t = \frac{1}{R_t^* \mathbb{R}P_t(\cdot, \cdot, \cdot)} \frac{S_t B_{t+1}^*}{P_t}, \quad (26)$$

donde utilizamos la siguiente definición de exportaciones netas:

$$\begin{aligned} NX_t \equiv & RER_t \left( p_{cu,t}^* X_{cu,t}^{share} + p_{mo,t}^* X_{mo,t}^{share} \right) Y_t \\ & + \Delta_{H,t} \left[ \frac{T_{H,t}^{1-\eta}}{MC_{H,t}} (1-\alpha)(C_t + I_t) + \frac{T_{GH,t}^{1-\eta}}{MC_{H,t}} (1-\alpha_G) g_t Y_t \right] \\ & + \frac{T_{H,t}}{MC_{H,t}} (\alpha_C^* + \alpha_I^*) \frac{T_{H,t}^{-\eta}}{RER_t} Y_t - T_H FC_H - \Delta_{H,t} (C_t + I_t) - g_t Y_t - \Phi(u_t^R) K_{t-1} \end{aligned} \quad (27)$$

donde  $C_t + I_t$  se calcularon en la ecuación (25).

El modelo tiene diecisiete variables exógenas, que se combinan en el siguiente vector:

$$\mathbf{v}_t = (v_{m,t}, \zeta_t, RER_{F,t}, \Pi_t^*, Y_t^*, A_{H,t}, x_{cu,t}^{share}, x_{mo,t}^{share}, R_t^*, \phi_t, \varepsilon_{I,t}, \tau_{w,t}, \tau_{Pr,t}, \tau_{cu,t}, P_{cu,t}^*, P_{mo,t}^*)$$

que se supone sigue el proceso

$$\mathbf{v}_t = \boldsymbol{\rho} \mathbf{v}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t,$$

(17x1)      (17x17) (17x1)      (17x1)

donde  $\rho$  es una matriz diagonal que contiene los correspondientes coeficientes autorregresivos, y  $\{\varepsilon_t\}$  es el vector de *shocks* exógenos sin correlación serial con media cero y matriz diagonal de varianzas y covarianzas  $\Sigma_\varepsilon$ .

## V. CALIBRACIÓN Y ESTIMACIÓN

Estimamos el modelo arriba descrito utilizando métodos bayesianos. En primer lugar, definimos la ecuación de medición que vincula las variables observadas con la solución del modelo o ley de movimiento.<sup>18</sup> Luego, utilizamos el filtro de Kalman para evaluar la densidad posterior (que es proporcional al producto de verosimilitud y las prior supuestas).<sup>19</sup>

Para guardar coherencia con los supuestos relacionados con la tecnología del modelo, eliminamos la tendencia de las variables no estacionarias, filtrando los datos con una tendencia cuadrática (determinística) (según nuestra estimación VAR). Además, rebajamos la tasa de inflación observada en la medida en la meta de 3%. De igual manera, para la tasa de interés sustraemos una tasa de interés neutral del 5% (la meta de inflación más una tasa real presunta de estado estacionario del 2%).

18. Los cálculos se realizan con las rutinas descritas en DYNARE, Juillard (2005).

19. Para más detalles sobre estos aspectos, ver Fornero (2010).

Restringimos la estimación al período muestra 2001.III-2010.I, un período que se caracteriza por una política monetaria bien definida basada en una meta de inflación y en un tipo de cambio flexible.

Calibramos un subgrupo de parámetros. Estos son:  $\beta = 0.9878$ , que concuerda con una tasa de interés anual neutral del 5%. La participación de las importaciones  $\alpha = \alpha_G = 0.3$  se aproxima al ratio importaciones/PIB. Los valores  $\alpha_C^* = \alpha_I^* = 0.0004$  son coherentes con la participación del PIB chileno en el PIB mundial (0.35%). Las elasticidades de sustitución entre las variedades de bienes importados intermedios y finales son  $\varepsilon_H = \varepsilon_F = 11$ , en concordancia con márgenes  $\mu_H = \mu_F = S_F = 1,1$ . Por otro lado, las elasticidades de sustitución entre las variedades de habilidades laborales son  $\varepsilon_{LR} = \varepsilon_{LN} = 9$ , lo que implica márgenes de  $\mu_{WR} = S_{WR} = \mu_{WN} = S_{WN} = 1.125$ . Asimismo,  $\zeta = 7.5$  como en Adolfson et al. (2008), la tasa anual de depreciación se supone de 10% ( $\delta = 0.025$ ), y algunos coeficientes y precios relativos son  $X_{cu}^{share} = 0.044$ ,  $X_{mo}^{share} = 0.01$ ,  $g = 0.094$ ,  $A_H = 1$ ,  $\tau_w = 0.2$ ,  $\tau_{pr} = 0.17$ , y  $T = T_H = T_{GH} = 1$ . También calibramos las probabilidades de ajustar salarios y precios (entendidas en el marco teórico de Calvo) debido a la falta de identificación bajo densidades a priori habituales. Asimismo, el parámetro de formación de hábitos afecta el estado estacionario debido al supuesto de la formación interna de hábitos; por lo tanto, lo calibramos en 0.8. Para las porciones de procesos exógenos de cobre y molibdeno que no se identifican,  $\rho_{x_{cu}}$  y  $\rho_{x_{mo}}$ , suponemos un coeficiente autorregresivo de 0.1.<sup>20</sup> Por último, la elasticidad  $\eta$  se fija en 2.

El parámetro crucial  $\lambda$  es calibrado en 0.50 debido a la falta de identificación. Los datos de la Encuesta Financiera de Hogares (EFH) implementada por el Banco Central de Chile el 2007 sugieren un valor para  $\lambda$  de 0.29. Este valor se calcula sumando la fracción de hogares que solicitaron un crédito financiero y fueron rechazados una o más veces, la fracción que no solicitó ningún crédito financiero porque suponían que serían rechazados, y la fracción que se consideraba incapaz de pagar un crédito. Por todos estos factores, calibramos  $\lambda$  a un conservador 0.5, dado que los datos de la EFH corresponden a un período en el cual el crédito se expandió rápidamente hacia los deudores por primera vez.<sup>21</sup>

Las densidades a priori son bastante comunes en la literatura. Escogimos una densidad gamma para el parámetro de fricción de la inversión  $\Psi$  con media a priori 50 y desvío estándar (DE) igual a 20. La media a priori para la elasticidad del RP respecto de la posición de activos es de 0,04 con DE a priori de un décimo de la media con distribución Beta. Se escoge un tipo de densidad similar para los parámetros de persistencia (como  $\psi$  y  $\rho$ ) con media de 0.5 y varianza de 0.2. Los a priori para los parámetros de la regla de Taylor son bastante estándar; ver Smets y Wouters (2003). Para las varianzas de errores estándar y de medición, suponemos distribuciones gamma invertidas con 20 grados y 1 grado de libertad, dependiendo de si los errores se refieren a variables o de porciones (que varían menos), respectivamente.

El conjunto de variables observadas incluye 11 series temporales que se combinan en el vector  $oZ_t = (oY_{r,t}, oY_t^*, oC_t, oI_t, o\Pi_t, o\Pi_t^*, oR_t, oR_t^*, ow_t, oRER_t, og_t)'$ . Dado que la versión del modelo corriente no tiene una trayectoria de crecimiento de equilibrio, los datos se han filtrado mediante el uso de una tendencia cuadrática lineal o, si la serie temporal sin tendencia resultante no es estacionaria, se ha aplicado el filtro de Hodrick Prescott, y luego las variables se han escalado con los valores SS. Además, permitimos errores de medición que se incluyen en el vector  $meZ_t = (meY_{r,t}, meY_t^*, meC_t, meI_t, me\Pi_t, me\Pi_t^*, meR_t, meR_t^*, mew_t, meRER_t, meg_t)'$ . En el caso de las tasas de interés y de inflación, que no se han filtrado, sustraemos las tasas de interés neutrales y las metas de inflación (se supone una meta de inflación externa cero). Los errores de medición se suponen i.i.d.

20. También probamos un VAR(1) para variables extranjeras, como se hace generalmente en la literatura relacionada; no obstante, los elementos fuera de la diagonal en la matriz de persistencia resultaron ser no estadísticamente diferentes de cero. Entonces especificamos procesos AR(1) para  $R^*$ ,  $\Pi^*$  e  $Y^*$ .

21. Definiendo el hogar con restricciones de crédito como aquel que no puede acceder al crédito de bajo costo y así terminan utilizando el crédito de alto costo (tarjetas de crédito), Ruiz-Tagle (2009) concluye que por lo menos el 41% de los hogares chilenos tenían restricciones de crédito el 2004.

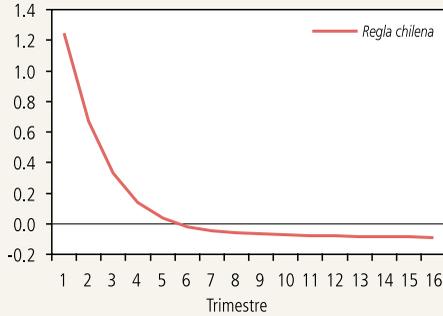
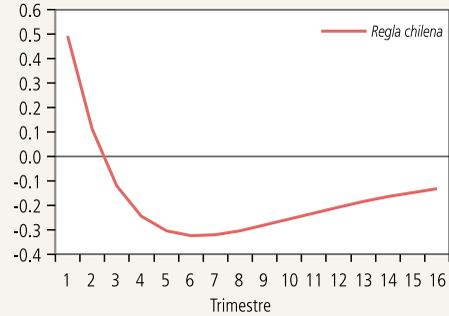
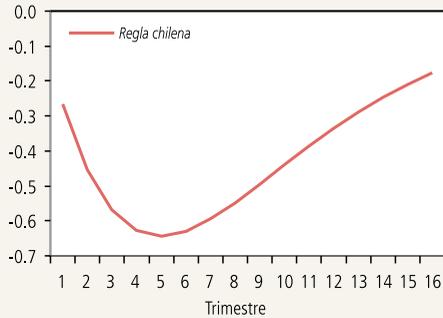
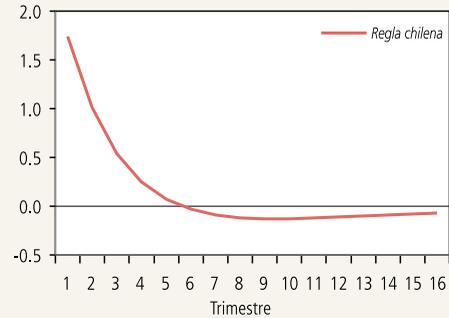
CUADRO 5

## Resultados de la Estimación de la Regla Fiscal Chilena

Parámetros	Densidad a priori	Media a priori	Desv. estándar a priori	Media post.	0.05	0.95
$\Psi$	$\Gamma$	50	20	64.33	37.35	91.46
$\phi_a$	$\beta$	0.04	0.004	0.040	0.03	0.05
$\theta$	N	1.00	0.25	0.94	0.53	1.42
$\psi_R$	$\beta$	0.50	0.15	0.84	0.68	0.95
$\psi_\pi$	N	1.50	0.15	1.25	0.98	1.55
$\psi_{yr}$	$\beta$	0.13	0.05	0.17	0.07	0.27
$\rho_\zeta$	$\beta$	0.50	0.20	0.70	0.34	0.95
$\rho_{RER_f}$	$\beta$	0.50	0.20	0.93	0.88	0.97
$\rho_{\phi_a}$	$\beta$	0.50	0.20	0.51	0.18	0.81
$\rho_{\pi^*}$	$\beta$	0.50	0.20	0.49	0.33	0.64
$\rho_{y^*}$	$\beta$	0.50	0.20	0.49	0.17	0.81
$\rho_{A_H}$	$\beta$	0.50	0.20	0.76	0.49	0.93
$\rho_G$	$\beta$	0.50	0.20	0.71	0.53	0.89
$\rho_{R^*}$	$\beta$	0.50	0.20	0.49	0.21	0.78
$\rho_{\varepsilon_I}$	$\beta$	0.50	0.20	0.59	0.25	0.89
$\rho_{v_{tr}}$	$\beta$	0.50	0.20	0.56	0.23	0.86
$V_m$	$\Gamma^{-1}$	0.01	20	0.004	0.002	0.005
$\varepsilon_\zeta$	$\Gamma^{-1}$	0.01	20	0.042	0.003	0.069
$\varepsilon_{RER_f}$	$\Gamma^{-1}$	0.01	20	0.003	0.002	0.004
$\varepsilon_{\pi^*}$	$\Gamma^{-1}$	0.04	20	0.014	0.011	0.017
$\varepsilon_{A_H}$	$\Gamma^{-1}$	0.01	20	0.005	0.004	0.007
$\varepsilon_{\phi_a}$	$\Gamma^{-1}$	0.01	20	0.004	0.002	0.006
$\varepsilon_I$	$\Gamma^{-1}$	0.01	20	0.012	0.003	0.026
$\varepsilon_G$	$\Gamma^{-1}$	0.001	1	0.004	0.003	0.005
$\varepsilon_{tr}$	$\Gamma^{-1}$	0.01	20	0.006	0.003	0.010
$\varepsilon_s$	$\Gamma^{-1}$	0.01	1	0.009	0.003	0.015
$me_{YR}$	$\Gamma^{-1}$	0.001	1	0.001	0.0003	0.0016
$me_c$	$\Gamma^{-1}$	0.001	1	0.001	0.0003	0.0011
$me_I$	$\Gamma^{-1}$	0.001	1	0.071	0.0558	0.0847
$me_\pi$	$\Gamma^{-1}$	0.001	1	0.004	0.0002	0.0193
$me_R$	$\Gamma^{-1}$	0.001	1	0.001	0.0002	0.0009
$me_W$	$\Gamma^{-1}$	0.001	1	0.026	0.0182	0.0330
$me_{RER}$	$\Gamma^{-1}$	0.001	1	0.047	0.0352	0.0592
$me_{y^*}$	$\Gamma^{-1}$	0.001	1	0.001	0.0003	0.0012
$me_{\pi^*}$	$\Gamma^{-1}$	0.001	1	0.001	0.0002	0.0011
$me_{R^*}$	$\Gamma^{-1}$	0.001	1	0.001	0.0003	0.0012
$me_g$	$\Gamma^{-1}$	0.001	1	0.002	0.0009	0.0037

Fuente: Estimaciones de los autores

GRÁFICO 5

Un *Shock* Positivo de 1% a  $g_t$ A. Respuesta de agentes no ricardianos al *shock* del consumoB. Respuesta del consumo agregado al *shock* de  $G$ C. Respuesta de agentes ricardianos al *shock* del consumoD. Respuesta del PIB al *shock* de  $G$ 

Fuente: Elaboración propia.

## VI. SIMULACIONES

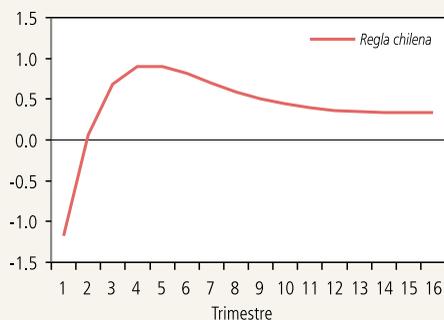
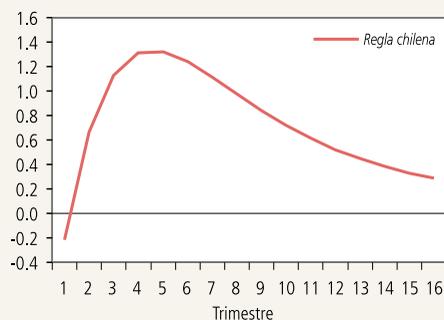
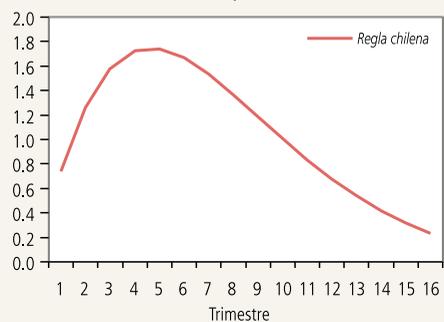
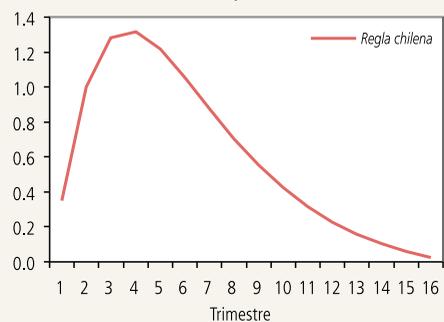
En esta sección presentamos las funciones de impulso-respuesta (FIR) a diferentes *shocks* en el marco de la regla fiscal de equilibrio estructural presentada en este trabajo. El análisis se centra en la dimensión implícita de los multiplicadores fiscales del consumo y del producto.

El gráfico 5 presenta la respuesta dinámica de la economía ante un *shock* de gasto público (consumo),  $\varepsilon_{G_t}$ , igual a 1% del PIB. Como el *shock* es transitorio siguiendo (19), la demanda interna se expande lo cual induce un aumento en el producto y en el consumo agregado. Como el superávit fiscal se reduce, habrá una gradual reducción de las transferencias, todo lo cual compensa el aumento del gasto. El *shock* es expansivo y estimula el consumo agregado y el producto. Esta función de impulso-respuesta concuerda con la evidencia VAR descrita en una sección anterior de este trabajo.

La respuesta del producto y del consumo para este *shock* exhibe una diferencia crucial cuando se compara con la respuesta de producto y consumo cuando el gobierno sigue una regla de presupuesto equilibrado. Bajo esa hipótesis, las transferencias se ajustan inmediatamente para compensar totalmente el aumento del consumo del gobierno. Como resultado, el multiplicador fiscal es negativo para el consumo pero positivo para el PIB.<sup>22</sup>

22. Los resultados no se muestran aquí. Sin embargo, en una versión anterior se contrastaron las respuestas bajo estas dos reglas.

## GRÁFICO 6

Un *Shock* Positivo de 1% a la ProductividadA. Respuesta del consumo de agentes no ricardianos a un *shock* de productividadB. Respuesta del consumo agregado a un *shock* de productividadC. Respuesta del consumo de agentes ricardianos a un *shock* de productividadD. Respuesta del PIB a un *shock* de productividad

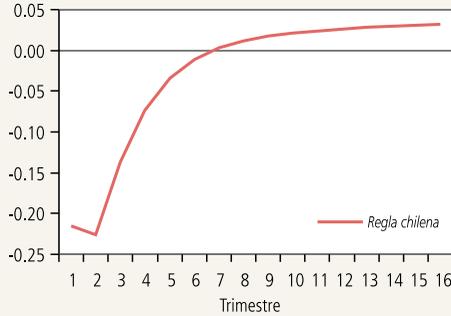
Fuente: Elaboración propia.

El gráfico 6 muestra las FIR ante un *shock* positivo a la productividad total de factores. Como resultado de esta reducción de los costos marginales del *shock*, los salarios nominales tienden a aumentar, pero, al ser persistentes, no pueden reaccionar en forma inmediata; no obstante, los salarios reales suben debido a las presiones deflacionarias provocadas por el *shock*. Además, habría una apreciación del tipo de cambio real que mitigaría la expansión de las exportaciones. El consumo de los agentes ricardianos reacciona en forma positiva, mientras que, para los agentes no ricardianos, el consumo se mantiene negativo durante dos trimestres. El consumo más elevado de los agentes ricardianos en el marco de la regla fiscal chilena puede asociarse al hecho de que, según esta especificación de política fiscal, los agentes entienden que el gobierno va a ahorrar, lo que los lleva a consumir más.

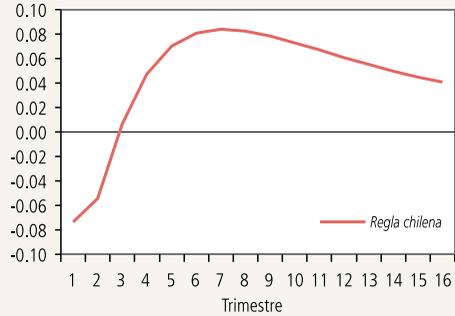
GRÁFICO 7

**Un Shock Positivo de 1% a la Participación del Cobre en el PIB**

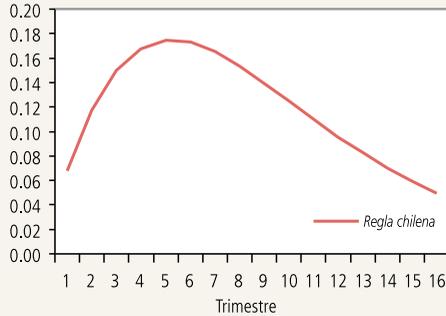
A. Respuesta del consumo de agentes no ricardianos a un shock a la dotación de cobre



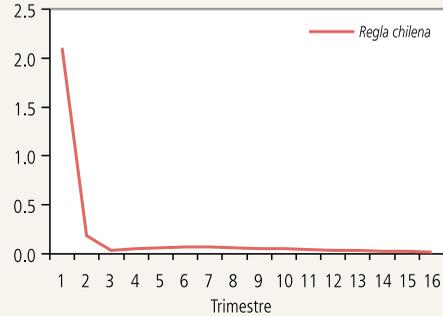
B. Respuesta del consumo agregado a un shock a la dotación de cobre



C. Respuesta del consumo de agentes ricardianos a un shock a la dotación de cobre



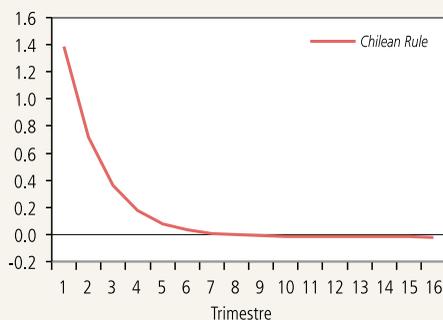
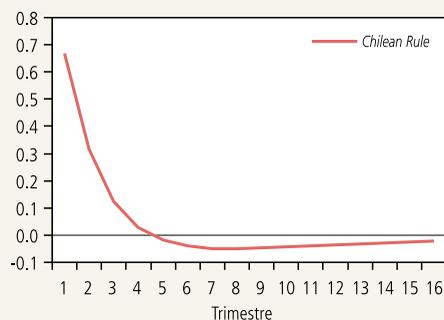
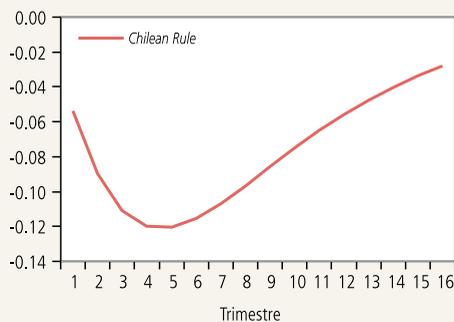
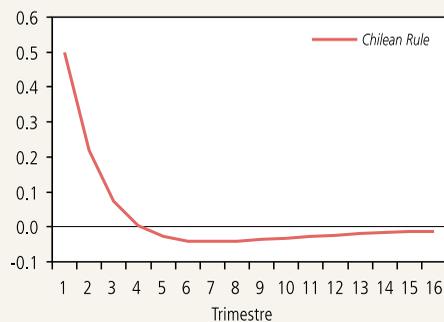
D. Respuesta del PIB a la dotación de cobre



Fuente: Elaboración propia.

El gráfico 7 ilustra un *shock* en la participación del cobre en el PIB de un punto porcentual. El multiplicador del PIB es positivo. El consumo de los agentes ricardianos aumenta. Una fracción de este aumento se explica por el hecho de que, según la regla fiscal chilena, el gobierno está ahorrando el aumento transitorio de los ingresos, lo que es compatible con mayores niveles de consumo para los agentes ricardianos. Es interesante analizar la respuesta del consumo de los agentes no ricardianos. En una regla de presupuesto equilibrado, todo el aumento transitorio de los ingresos se transferirían al público, causando así un gran aumento del consumo de los hogares no ricardianos en el corto plazo (a diferencia de los agentes ricardianos, los cuales suavizan el consumo y, por ende, ahorran gran parte de la transferencia). Por el contrario, la regla chilena fija el gasto a una constante, y así el ahorro público aumenta.

## GRÁFICO 8

Un *Shock* Positivo de 1% a las TransferenciasA. Respuesta del consumo de agentes no ricardianos a un *shock* a las transferenciasB. Respuesta del consumo agregado a un *shock* a las transferenciasC. Respuesta del consumo de agentes ricardianos a un *shock* a las transferenciasD. Respuesta del PIB a un *shock* a las transferencias

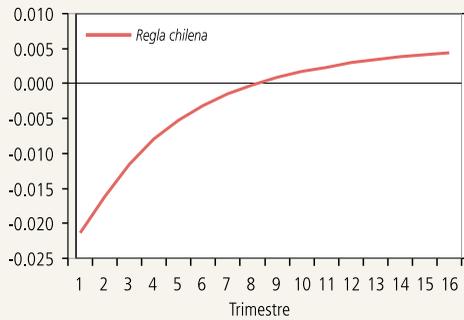
Fuente: Elaboración propia.

El gráfico 8 considera un *shock* a las transferencias de 1%. Obsérvese que la persistencia estimada del proceso AR(1) para el proceso de transferencias es de 0.56. Los consumidores ricardianos ahorran el aumento transitorio de las transferencias, mientras que los agentes no ricardianos consumen la totalidad. La respuesta positiva del consumo por parte de los agentes no ricardianos conduce a un multiplicador del consumo agregado que es positivo durante un año, aproximadamente. El PIB aumenta también, y la trayectoria de la respuesta sugiere un multiplicador mayor que el de consumo.

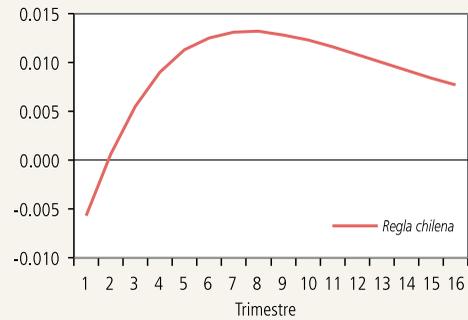
GRÁFICO 9

Un *Shock* Positivo de 1% al Precio del Cobre

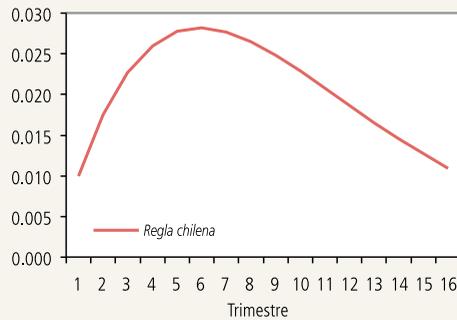
A. Respuesta del consumo de agentes no ricardianos a un *shock* al precio del cobre



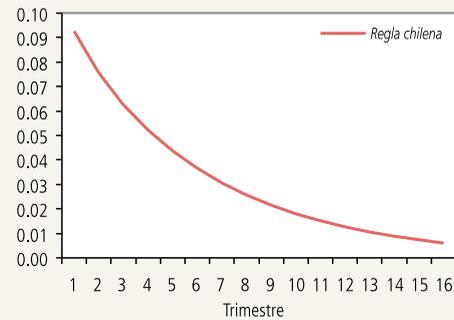
B. Respuesta del consumo agregado a un *shock* al precio del cobre



C. Respuesta del consumo de agentes ricardianos a un *shock* al precio del cobre



D. Respuesta del PIB a un *shock* al precio del cobre



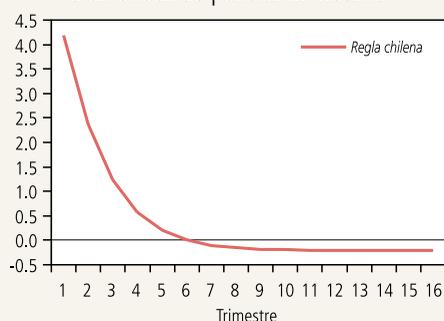
Fuente: Elaboración propia.

El gráfico 9 ilustra un *shock* positivo de 1% en el precio del cobre en relación con el índice de precios externos. Los resultados son cualitativamente similares a los observados en el gráfico 5. El multiplicador del PIB es positivo, al igual que el consumo ricardiano. El consumo no ricardiano disminuye bajo la regla chilena. La razón de esto es que el gobierno ahorra por un tiempo mediante la compra de deuda pública.

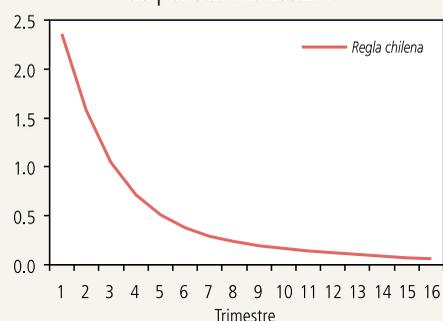
GRÁFICO 10

### Una Política Monetaria Expansiva: Shock de 1% a la Tasa de Interés

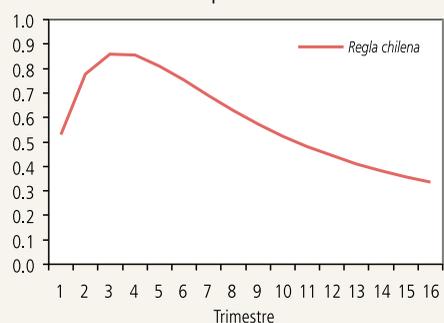
A. Respuesta del consumo de agentes no ricardianos a un *shock* de política monetaria



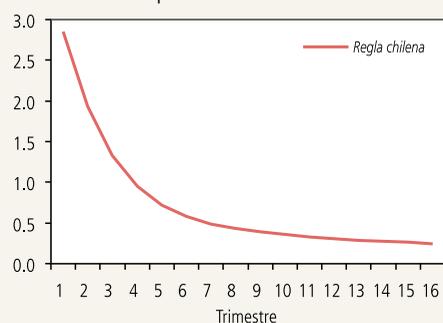
B. Respuesta del consumo agregado a un *shock* de política monetaria



C. Respuesta del consumo de agentes ricardianos a un *shock* de política monetaria



D. Respuesta del PIB a un *shock* de política monetaria



Fuente: Elaboración propia.

En el gráfico 10, mostramos respuestas a una política monetaria expansiva bajo los parámetros estimados. La caída de las tasas de interés induce al consumo a reaccionar en forma 'hump-shaped' para los agentes ricardianos, en tanto las respuestas son monótonicas en el caso de los agentes no ricardianos. El PIB y el consumo agregado total se expanden como se esperaba en todo modelo nekeynesiano como el nuestro. El consumo no ricardiano se expande debido a aumentos de los salarios y de la recaudación tributaria (que se distribuye mediante transferencias, que resultan mitigadas por la regla fiscal chilena). Por supuesto, la caída de las tasas de interés hace menos atractivo invertir en activos nacionales de renta fija, en comparación con los activos extranjeros, causando así una depreciación de la moneda nacional.

## VII. CONCLUSIONES

Este trabajo presenta evidencia empírica, basada en vectores autorregresivos (VARs), de multiplicadores fiscales que son elevados y robustos para Chile. La evidencia que presentamos indica que el consumo real agregado y el PIB real se expande significativamente cuando suben las transferencias del gobierno y/o el gasto público. Los resultados de VAR reducidos (cuatro variables: compras del gobierno (consumo del gobierno más inversión pública), PIB (excluidos el cobre y otros recursos naturales), consumo privado (de bienes durables y no durables), y déficit público (excluidos los ingresos derivados del cobre)) sugieren que los multiplicadores básicos de consumo alcanzan su nivel máximo en el segundo trimestre con valores mayores a uno. Por su parte, el multiplicador del producto alcanza su valor máximo un trimestre después con un valor máximo incluso mayor al del consumo.

Los VARs ampliados toman en cuenta explícitamente el hecho de que Chile es una economía pequeña y abierta en la especificación econométrica, incluyendo tres variables adicionales: el precio real del cobre de largo plazo, la inversión privada total y el TCR. Esta estimación produce respuestas del consumo y del producto que son más expansivas ante un *shock* a las compras del gobierno. El VAR ampliado con *shocks* a las transferencias muestra multiplicadores fiscales similares a los obtenidos con el VAR reducido.

Comparamos esta evidencia con la predicción de un modelo DSGE para la economía chilena. El modelo desarrollado en este trabajo presenta dos tipos de hogares: ricardianos y no ricardianos. Los primeros resuelven un típico problema de programación dinámica, mientras los segundos consumen los ingresos laborales y las transferencias dentro del mismo período. Suponemos una especificación estándar de política monetaria. En materia de política fiscal utilizamos una especificación basada en la regla balance estructural seguida por Chile. Esta formulación implica atar los gastos del gobierno con los ingresos estructurales del gobierno o ingresos “permanentes” del Fisco.

Los resultados indican que, cuando se utiliza una regla de política fiscal que se aproxima a la regla fiscal chilena en el modelo nos lleva al resultado de que el multiplicador fiscal tanto del consumo como del producto es positivo en el corto plazo tanto frente a *shocks* a las transferencias como a las compras del gobierno.



## REFERENCIAS

- Adjemian, S., M. Darracq-Paries y F. Smets (2008). “A Quantitative Perspective on Optimal Monetary Policy Cooperation between the US and the Euro Area.” Working Paper Series 884. Banco Central Europeo.
- Adolfson, M., S. Laseén, J. Lindé y M. Villani (2007). “Bayesian Estimation of an Open Economy DSGE Model with Incomplete Pass-Through.” *Journal of International Economics* 72(2): 481—511.
- Adolfson, M., S. Laseén, J. Lindé y L. Svensson (2009). “Monetary Policy Trade-Offs in an Estimated Open-Economy DSGE Model.” Working Paper Series 232. Sveriges Riksbank (Banco Central de Suecia).
- Altig, D., L. Christiano, M. Eichenbaum y J. Linde, J (2005). “Firm-Specific Capital, Nominal Rigidities and the Business Cycle.” NBER Working Paper N°11034.
- Blanchard, O. y R. Perotti (2002). “An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output.” *Quarterly Journal of Economics* 117(4): 1329—68.
- Campbell, J. y N.G. Mankiw (1991). “The Response of Consumption to Income.” NBER Reprints N°1645.
- Coenen, G., P. McAdam y R. Straub (2008). “Tax Reform and Labour-Market Performance in the Euro Area: A Simulation-Based Analysis Using the New Area-Wide Model.” *Journal of Economic Dynamics and Control* 32(8): 2543—83.
- Duarte, M. y A. Stockman (2005). “Rational Speculation and Exchange Rates.” *Journal of Monetary Economics* 52(1): 3—29.
- Erceg, C. y A. Levin (2003). “Imperfect Credibility and Inflation Persistence.” *Journal of Monetary Economics* 50(4): 915—44.
- Fatas, A. e I. Mihov (2001). “The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence.” CEPR Discussion Papers N°2760.
- Fornero, J. (2010). “Ricardian Equivalence Proposition in an NK DSGE Model for Two Large Economies: The EU and the US.” Documento de Trabajo N°563, Banco Central de Chile.
- Forni, L., L. Monteforte y L. Sessa (2007). “The General Equilibrium Effects of Fiscal Policy: Estimates for the Euro Area.” Temi di discussione N°652, Banca d’Italia.
- Frankel, J (2011). “A Solution to Fiscal Procyclicality: the Structural Budget Institutions Pioneered by Chile.” Documento de Trabajo N°604, Banco Central de Chile.
- Galí, J., J.D. López-Salido y J Vallés (2007). “Understanding the Effects of Government Spending on Consumption.” *Journal of the European Economic Association* 5(1): 227—70.
- García, C. y J.E. Restrepo (2007). “The Case for a Countercyclical Rule-Based Fiscal Regime.” ILADES-Georgetown University Working Papers inv183.
- Hall, R.E (2009). “By How Much Does GDP Rise if the Government Buys More Output?” NBER Working Papers N°15496.
- Ilzetzki, E.O., E. Mendoza y C. Vegh (2009). “How Big (Small?) Are Fiscal Multipliers?” CEP Discussion Papers N°1016.
- Juillard, M. (2005). “Dynare Manual.” CEPREMAP, disponible en [www.cepremap.cnrs.fr/juillard/mambo/](http://www.cepremap.cnrs.fr/juillard/mambo/)
- Kumhof, M. y D. Laxton (2009). “Simple, Implementable Fiscal Policy Rules.” IMF Working Papers N°09/76, Fondo Monetario Internacional.
- Mankiw, N.G. (2000). “The Savers-Spenders Theory of Fiscal Policy.” *American Economic Review* 90(2): 120—5.
- Medina, J.P. y C. Soto (2007). “Copper Price, Fiscal Policy and Business Cycle in Chile.” Documento de Trabajo N°458, Banco Central de Chile.
- Perotti, R (2008). “In Search of the Transmission Mechanism of Fiscal Policy.” NBER Macroeconomics Annual 2007, volumen 22.
- Ruiz-Tagle, J. (2009). “Households’ Credit Constraints and the Cost of Credit.” Informe Técnico. Mimeo.
- Schmitt-Grohe, S. y M. Uribe (2001). “Stabilization Policy and the Costs of Dollarization.” *Journal of Money, Credit and Banking* 33(2): 482—509.
- 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 the US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach.” *American Economic Review* 97(3): 586—606.



## 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.

### UN MODELO DE FACTORES DINÁMICOS DE PEQUEÑA ESCALA PARA EL IMACEC\*

Gonzalo Echavarría M. \*\*  
Wildo González P.\*\*

#### I. INTRODUCCIÓN

En general, las proyecciones de la actividad económica y su trayectoria son parte de la base fundamental sobre la cual la mayoría de los bancos centrales toman las decisiones de política monetaria. En este contexto, el desarrollo de modelos predictivos siempre es útil en la medida en que diversifiquen el universo de metodologías de proyección susceptibles de ser combinadas, con esto reduciendo el error de pronóstico y facilitando la discusión de la información utilizada para realizar dichas proyecciones.

La literatura sobre proyecciones de corto plazo es amplia y variada. Una corriente intenta incorporar gran cantidad de información coyuntural mediante distintas técnicas econométricas, que los modelos estructurales no son capaces de asimilar, dado que los microfundamentos que subyacen a ellos no están lo suficientemente preparados para incorporar todas las variables que pueden ser de interés para la autoridad monetaria. En este contexto se han presentado avances como de Boivin y Giannoni (2006), pero que no ha sido aplicado a proyecciones.

La literatura de modelos de factores dinámicos ha tratado de resolver este problema, permitiendo la descomposición de grandes paneles de datos en un pequeño número de factores comunes (Stock y Watson, 1999 y 2002; Forni et al., 2000 y 2005). Para el caso de Chile, destaca el estudio de Aguirre y Céspedes (2004) quienes utilizan una

gran base de indicadores económicos. También estos métodos se han combinado con las técnicas estándares de un VAR para identificar los efectos de la política monetaria en un gran número de variables (Bernanke, Boivin y Elias, 2005; Stock y Watson, 2005; Boivin y Giannoni, 2008).

Con respecto a lo controversial que pueda resultar el hecho de utilizar una gran base de datos versus un pequeño factor dinámico, Boivin y Ng (2003) mencionan que las propiedades asintóticas de los modelos de factores a gran escala están lejos de mantenerse en aplicaciones empíricas. El resultado principal de esta línea de investigación, es que en aplicaciones empíricas, a mayor número de series, mayor es la correlación con el factor idiosincrásico, lo cual puede sesgar los resultados del factor común. Un claro indicio de esto se presenta en Banbura, Giannone y Reichlin (2010), quienes evalúan su VAR bayesiano con técnicas de *bayesian shrinkage*, encontrando que este supera ampliamente a un VAR de factores aumentados (FAVAR), siendo uno de los hechos más notables es que al aumentar el número de factores, disminuye la capacidad predictiva del FAVAR.

En la literatura reciente se han desarrollado modelos de factores dinámicos de pequeña escala, basados en una selección previa de las series a utilizar, teniendo en cuenta que es relativamente sencillo para los analistas reconocer las series que están más relacionadas con la variable que uno está interesado en proyectar. Esta línea argumental ha

\* Agradecemos los comentarios y sugerencias de Luis Óscar Herrera, Pablo Pincheira y Hernán Rubio.

\*\* Gerencia de Análisis Macroeconómico, Banco Central de Chile. E-mails: [gechavar@bcentral.cl](mailto:gechavar@bcentral.cl); [wgonzale@bcentral.cl](mailto:wgonzale@bcentral.cl)

sido seguida por Camacho y Pérez-Quirós (2010) para la Eurozona y para España, y Frale et al., (2008) también para la Eurozona, pero la contribución más notable es la de Mariano y Murasawa (2003) quienes, siguiendo a Stock y Watson (1988) realizan una revisión previa de las variables que mejor representan la contabilidad nacional, tomando indicadores que de alguna manera capturen los efectos que tienen sobre el ingreso, la oferta y la demanda. Este enfoque tiene la ventaja de evitar la incorporación de series irrelevantes que podrían afectar las propiedades estadísticas de los resultados, no habiendo aún estimaciones de este tipo para Chile.

Este documento desarrolla de manera exploratoria para Chile un conjunto de estimaciones basadas en factores dinámicos de pequeña escala para el Imacec, a través de la preselección de series que, a nuestro juicio, es posible identificar como relacionadas con el ciclo económico. Las estimaciones muestran resultados significativamente superiores que algunos modelos autorregresivos estándares a distintos horizontes. Además, estas estimaciones permiten ampliar la diversificación de metodologías, permitiendo posibles combinaciones futuras con modelos de otra naturaleza, dando la potencialidad de mejorar el desempeño fuera de muestra de los pronósticos. El documento se organiza en una breve descripción de la metodología utilizada en los modelos, los datos utilizados, los principales resultados y el desempeño predictivo, para finalmente concluir.

## II. METODOLOGÍA

Los modelos de factores dinámicos fueron desarrollados en sus inicios por Geweke (1977), Sargent y Sims (1977), Stock y Watson (1988) y Watson y Engle (1983). Estos modelos se caracterizan por su flexibilidad, ya que permiten caracterizar comovimientos en las variables macroeconómicas que admiten descomposiciones de los factores. El modelo de factor dinámico se basa en que la dinámica de cada serie se puede descomponer en dos componentes ortogonales.

El primer componente, llamado componente común y se denota por  $f$ , captura la dinámica colineal que afecta a todas las variables y se puede interpretar como un indicador coincidente del ciclo económico. Para ello nos sustentamos en el

hecho de que las condiciones económicas son una variable latente o no observada, pero relacionada a los indicadores observados. La latencia de las condiciones económicas es coherente con la teoría económica. Lucas (1977) enfatiza que el ciclo económico no se trata de una sola variable (como PIB, producción industrial, ventas minoristas, empleo u otra), sino más bien de la dinámica y la interacción o comovimiento de muchas variables.

El segundo componente, llamado componente idiosincrásico y que se denota por el indicador  $u_t$ , proviene de posibles errores de medición y de hechos esenciales que afectan únicamente al comportamiento de esta variable. La estructura básica de un modelo de factores dinámicos puede tener la siguiente forma:

$$y_t = \Phi f_t + \Psi x_t + u_t \quad (1)$$

$$f_t = \Lambda w_t + A_1 f_{t-1} + A_2 f_{t-2} + \dots + A_{t-p} f_{t-p} + v_t \quad (2)$$

$$u_t = C_1 u_{t-1} + C_2 u_{t-2} + \dots + C_{t-p} u_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3)$$

En la ecuación (1),  $y_t$  es un vector de variables endógenas,  $\Phi$  y  $\Psi$  son matrices de parámetros,  $x_t$  es un vector de variables exógenas no relacionadas al factor común no observable pero sí relacionadas a las variables endógenas y, por último,  $u_t$  es un vector de residuos.

La estructura del factor dinámico está representada en la ecuación (2), donde  $f_t$  es el factor común no observado,  $A_t$  es una matriz de parámetros de autocorrelación,  $\Lambda$  es un vector de parámetros,  $w_t$  es un vector de variables exógenas relacionadas al factor pero no relacionadas a las variables endógenas del modelo, y  $v_t$  es un vector de residuos. En la ecuación (3) se supone una estructura de autocorrelación de los residuos.

En nuestro caso, siguiendo principalmente los primeros modelos de factores dinámicos y en una versión más reciente de Camacho y Pérez-Quirós (2010), utilizamos técnicas de máxima verosimilitud y el filtro de Kalman<sup>1</sup>. Sin embargo, para facilitar

<sup>1</sup> Para más detalle, ver Hamilton (1994), capítulo 13.

la estimación, es necesario tomar las ecuaciones (1) – (3) que describen el conjunto básico de un modelo de factores dinámicos y llevarlas a una representación estado-espacio de la siguiente forma:

$$Y_t = Hh_t + w_t \quad (4)$$

donde  $w_t \sim i.i.d.N(0,R)$ . La ecuación de transición es igual a:

$$h_t = Fh_{t-1} + \xi_t \quad (5)$$

siendo  $\xi_t \sim i.i.d.N(0,Q)$ . Se toma una matriz de covarianzas de forma diagonal de las variables endógenas y la matriz de covarianzas del factor dinámico como una matriz de identidad. El número de rezagos del factor dinámico es igual a dos.

Esta representación estado-espacio es fácil de estimar utilizando el filtro de Kalman (ver Hamilton, 1994). Sea  $h_{t|\tau}$  la estimación de  $h_t$  basada en la información disponible al período  $\tau$ , y sea  $P_{t|\tau}$  su matriz de covarianzas. Con esta notación, las ecuaciones de predicción son iguales a:

$$h_{t|t-1} = Fh_{t-1|t-1} \quad (6)$$

$$P_{t|t-1} = FP_{t-1|t-1}F' + Q \quad (7)$$

Los errores de proyección son  $\eta_{t|t-1} = Y_t^* - Y_t^*H_{t|t-1}$ , con una matriz de covarianzas  $\zeta_{t|t-1} = H_t^*P_{t|t-1}H_t^{*'} + R_t^*$ . Así la función de máxima verosimilitud gaussiana se puede calcular en cada iteración como:

$$\Delta l_t = -\frac{1}{2} \ln(2\pi |\zeta_{t|t-1}|) - \frac{1}{2} \eta_{t|t-1}' (\zeta_{t|t-1})^{-1} \eta_{t|t-1} \quad (8)$$

Las ecuaciones de actualización son:

$$h_{t|t} = h_{t|t-1} + K_t^* \eta_{t|t-1} \quad (9)$$

$$P_{t|t} = P_{t|t-1} + K_t^* H_t^* P_{t|t-1} \quad (10)$$

donde la ganancia de Kalman,  $K_t^*$ , se define como  $K_t^* = P_{t|t-1} H_t^{*'} (\zeta_{t|t-1})^{-1}$ . Los valores iniciales de  $h_{0|0}$  y  $P_{0|0}$  usados al inicio del filtro son un vector de ceros y una matriz de identidad.

### III. DATOS

La lista de las variables utilizadas en la estimación se presenta en el cuadro 1. El período de la muestra es de enero de 1996 a diciembre de 2009, y las series están definidas en variaciones anuales, con excepción de las variables de expectativas y la tasa de interés. En este documento, el modelo de factor dinámico es estimado con una muestra balanceada. Otros autores han desarrollado modelos con información en distinta frecuencia y disponibilidad, como Camacho y Pérez-Quirós (2010) para la Eurozona y España, y Arouba, Diebold y Scotti (2009) para EE.UU. Esta es una extensión que esperamos abordar más adelante en nuestra agenda de investigación.

La lógica de la selección de las series utilizadas se basa en el trabajo de Stock y Watson (1988), modificado posteriormente por Mariano y Murasawa (2003) y Camacho y Pérez-Quirós (2010), quienes enfatizan la intuición y el conocimiento previo de los datos como una fuente primordial de información. A nuestro juicio, estas variables son las más representativas para el ejercicio de proyecciones por medio de un modelo de factores dinámicos para el caso de Chile.

En estos estudios previamente citados se utilizan indicadores que miden la actividad por distintas vías (ingreso, oferta, demanda) e incorporan algún grado de juicio respecto de la importancia de cada variable. Por el lado de la oferta se utiliza el consumo energético del CDEC como una medida de uso de capacidad instalada, tal como hicieron Urrutia y Sánchez (2008). Por el lado de la oferta también se utiliza el índice de producción industrial del INE, por su conocida relación con el ciclo del Imacec.

Por el lado de la demanda, tenemos las exportaciones totales e industriales como un indicador de demanda externa. Se utilizan las importaciones por su fuerte relación con la demanda interna en términos del consumo de bienes durables y no durables, la acumulación de existencias y la inversión física en maquinarias y equipos. En esta misma dirección los indicadores de bienes de consumo de la Cámara Nacional de Comercio (CNC) y las ventas industriales del INE son buenos candidatos como medidas de demanda de bienes de consumo, no solo de origen importado sino también de origen

CUADRO 1

## Variables Utilizadas en los Distintos Modelos

	m1	m2	m3	m4	m5	m6	m7	m8
Imacec (1)	×	×	×	×	×	×	×	×
Generación eléctrica (2)	×	×	×	×	×	×	×	×
Agregado monetario M2 (1)	×	×	×	×	×	×	×	×
Tipo de cambio real (1)	×	×	×	×	×	×	×	×
Exportaciones totales (1)	×	×	×	×	×			×
Exportaciones industriales (1)						×	×	×
Importaciones totales (1)	×	×	×	×	×			×
Importaciones intermedio (1)						×	×	×
Producción industrial (3)			×	×				×
Ventas industriales (3)			×	×				×
Ventas comercio minoristas (4)						×	×	×
Ventas de supermercados (3)						×	×	×
Índice Bolsa IPSA (5)				×	×	×		×
Tasa de colocaciones, 90 días a 1 año (1)				×	×	×		×
IMCE total (6)		×			×		×	×
IMCE uso de capacidad industria (6)		×			×		×	×

Fuente: (1) Banco Central de Chile. (2) CDEC. (3) Instituto Nacional de Estadísticas (INE). (4) Cámara Nacional de Comercio (CNC). (5) *Bloomberg*. (6) ICARE/Universidad Adolfo Ibáñez

local. Por último, el agregado monetario M2 permite incluir una medida de liquidez.

Adicionalmente, tratando de captar la formación de expectativas por parte de los agentes, se incluye el IMCE, tanto en su índice total como en el indicador de uso de capacidad industrial. Con este mismo argumento se incluyen el índice bursátil IPSA y la tasa de colocaciones de 90 días a un año como medida de las condiciones financieras en la economía.

#### IV. ESTIMACIÓN

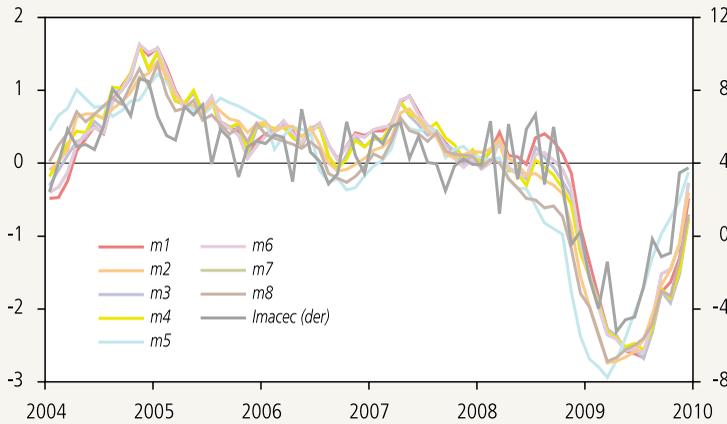
La elección de las variables a incluir en el modelo se sustenta en el intento de extraer la mayor información posible de los datos utilizados. Todos los modelos incluyen el Imacec y distintas combinaciones de indicadores. El modelo 1 privilegia series cuya disponibilidad es anterior a otros indicadores mensuales, esto es, exportaciones, importaciones, generación eléctrica y M2.

En el modelo 2, se agregan las expectativas del IMCE total y las expectativas de uso de capacidad de la misma encuesta. En el modelo 3, se agregan al modelo 1 las variables de producción y ventas industriales. En el modelo 4 se agregan al modelo 3 las variables de condiciones financieras, el IPSA y una tasa de interés. En el modelo 5, se eliminan del 4 la producción y la venta industrial y se agregan las variables de expectativas IMCE total y uso de capacidad. En el modelo 6, se agregan al modelo 4 las variables relacionadas al consumo, ventas de comercio minorista de la CNC. Para el modelo 7 se excluyen del modelo 6 el IPSA y la tasa de interés, y se agregan los dos índices del IMCE. El modelo 8 esta compuesto por un total de 16 variables.

La metodología adoptada en este documento se basa en la idea de que los comovimientos entre las variables macroeconómicas tienen un elemento común, el factor común, que se mueve de acuerdo con la dinámica del ciclo económico. Para

GRÁFICO 1

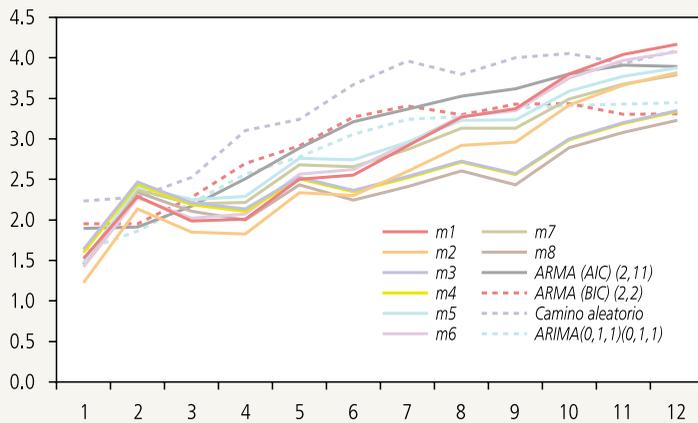
Factor Común



Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO 2

RECM – Enero 2006 a Diciembre 2009



Fuente: Elaboración propia.

comprobar si los factores estimados concuerdan con el ciclo económico de Chile, el gráfico 1 muestra los factores comunes  $f_t$  calculados en los distintos modelos (escala izquierda) y el Imacec (escala derecha). Las dinámicas estimadas del ciclo económico son muy similares entre los distintos modelos, lo que sugiere que su seguimiento del ciclo económico es adecuado.

El cuadro 2 muestra los “factors loadings”, matriz  $\Phi$  de la ecuación (1), obtenidos de la estimación de máxima verosimilitud, que muestra el grado en que la variación de cada variable observada puede

ser explicada por la variable latente. En la gran mayoría de los casos, las estimaciones están relacionadas positivamente y son estadísticamente significativas, indicando que estas serían procíclicas, validando de esta forma el criterio utilizado en la preselección de los indicadores. El tipo de cambio real y la tasa de interés también muestran el resultado esperado, en cuanto a que estarían negativamente relacionados con la variable latente.

V. EVALUACIÓN DE PRONÓSTICOS

El siguiente paso consiste en responder la pregunta acerca del grado de bondad de los factores dinámicos para las proyecciones de corto plazo del Imacec; es por ello que, para evaluar la eficacia de su capacidad predictiva, se procede a realizar proyecciones dinámicas en pseudo tiempo real desde enero del 2005 hasta diciembre del 2009, desde un período en adelante hasta 12 períodos. Con el objeto de contrastar los resultados con algunos modelos univariados, adicionalmente se realiza el mismo ejercicio de proyección para un modelo de camino aleatorio, ARMA (AIC) (2,11)<sup>2</sup>, ARMA (BIC) (2,2), y un SARIMA (0,1,1) (0,1,1).

Los resultados de este ejercicio y la raíz del error cuadrático medio (RECM) de pronóstico se presentan en el gráfico 2. El período abarca de enero del 2006 a diciembre del 2009. En este se observa un buen desempeño de las distintas especificaciones de los modelos de factores dinámicos; a un período en adelante vemos una notable ganancia; en el segundo período, los modelos univariados parecen tener un desempeño algo mejor, pero del tercer período en adelante los modelos de factores dinámicos vuelven a tener un mejor desempeño.

<sup>2</sup> La selección de los modelos ARMA(p,q) se basaron en criterios de información utilizados en la función @bjautofit de Winrats 8.0.

CUADRO 2

## Factor Loadings

	m1	m2	m3	m4	m5	m6	m7	m8
Imacec	0.27 (4.8)	0.22 (3.11)	1.08 (7.09)	0.94 (5.16)	0.19 (4.1)	0.31 (3.98)	0.19 (3.94)	0.76 (16.5)
Generación eléctrica	0.15 (3.66)	0.18 (2.89)	0.71 (5.49)	0.64 (4.4)	0.18 (3.61)	0.18 (3.28)	0.19 (3.52)	0.75 (11.67)
Agregado monetario M2	0.33 (4.31)	0.26 (2.57)	1.15 (5.44)	1.00 (4.35)	0.17 (2.5)	0.35 (3.64)	0.18 (2.58)	0.82 (8.6)
Tipo de cambio real	-0.03 (-1.41)	-0.08 (-1.68)	-0.06 (-1.23)	-0.15 (-1.6)	-0.10 (-2.09)	-0.03 (-1.31)	-0.10 (-2.04)	-0.21 (-5.79)
Exportaciones totales	0.25 (2.93)	0.36 (2.68)	1.12 (3.9)	1.01 (3.45)	0.34 (3.19)			1.44 (11.96)
Exportaciones industriales						0.33 (2.63)	0.44 (3.37)	1.93 (11.07)
Importaciones totales	1.22 (4.79)	1.08 (3.1)	4.58 (6.58)	4.01 (4.95)	0.92 (3.98)			3.55 (21.33)
Importaciones intermedio						1.02 (3.85)	0.82 (3.7)	5.62 (62.6)
Producción industrial			1.39 (7.05)	1.34 (5.15)				1.38 (14.08)
Ventas industriales INE			1.47 (7.19)	1.29 (5.15)				1.28 (13.83)
Ventas comercio minoristas CNC						0.33 (3.73)	0.21 (2.92)	0.48 (11.69)
Ventas de supermercado INE						0.05 (2.0)	0.11 (3.37)	0.29 (10.67)
Índice Bolsa IPSA				2.69 (3.78)	0.98 (3.75)	0.83 (3.11)		2.93 (25.91)
Tasa colocaciones, 90 días a 1 año				-0.29 (-2.23)	-0.07 (-3.23)	-0.07 (-1.67)		-0.19 (-9.05)
IMCE total		0.47 (3.32)			0.49 (4.25)		0.50 (4.06)	1.65 (17.12)
IMCE uso de capacidad industria		0.14 (2.89)			0.11 (3.57)		0.12 (3.49)	0.52 (12.1)

Fuente: Elaboración propia.

Nota: estadísticos z entre paréntesis.

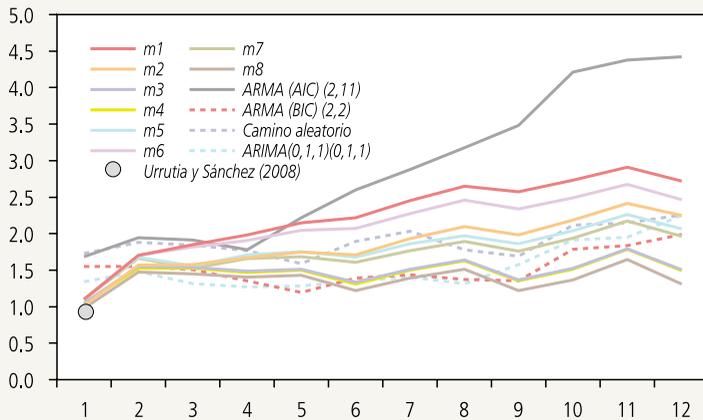
Uno de los pocos trabajos que tratan sobre el pronóstico del Imacec es el realizado por Urrutia y Sánchez (2008); las autoras consideran una muestra entre febrero del 2005 y diciembre del 2006 como período de evaluación del modelo que proponen, y la RECM que reportan para la variación en 12 meses del Imacec es igual a 0.93. En el gráfico 3 se presentan los RECM de los modelos de factores dinámicos y los modelos univariados. En un simple ejercicio podemos ver que el modelo 8 (m8) presenta el mejor RECM, el resto de los modelos propuestos

tienen unos resultados que van de 1.01 a 1.11. Para el caso de los modelos univariados, el que mejor desempeño tiene en este período es el ARIMA(0,1,1) (0,1,1), con un RECM igual a 1.34.

Otra referencia para los pronósticos del Imacec es la encuesta mensual de expectativas económicas que publica el Banco Central de Chile (BCCh), la que reporta la mediana de las proyecciones de un grupo de académicos, consultores y ejecutivos o asesores de instituciones financieras para la variación anual Imacec del siguiente mes. Considerando la muestra

GRÁFICO 3

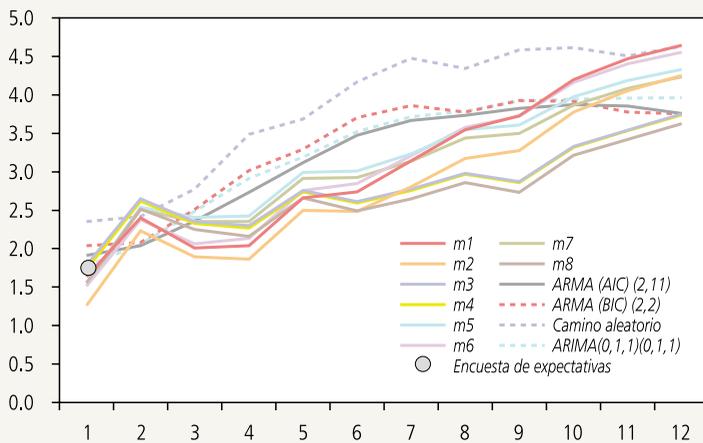
RECM – Febrero 2005 a Diciembre 2006



Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO 4

RECM – Enero 2007 a Diciembre 2009



Fuente: Elaboración propia.

de enero del 2007 a diciembre del 2009 de dicha encuesta, vemos que esta posee un RECM igual a 1.75. En el grafico 3 se presentan los RECM de los modelos de factores dinámicos, todos los cuales presentan un menor RECM a excepción del modelo 3, cuyo resultado es igual a 1.78, pero el modelo 2 (M2) es el de mejor desempeño con 1.26. Dentro de los modelos univariados, de nuevo el ARIMA(0,1,1) (0,1,1) es el que tiene el mejor desempeño, con 1.77.

Para verificar si existen ganancias en el pronóstico de los modelos de factores dinámicos, se utiliza el test de Diebold y Mariano (1995), Sea  $\{e_t^i\}_{t=1}^T$  el error

de pronóstico de modelos alternativos donde  $i =$  camino aleatorio, ARMA (AIC) (2,11), ARMA (BIC) (2,2), y un ARIMA (0,1,1) (0,1,1), y sea  $\{e_t^b\}_{t=1}^T$  los errores de pronósticos de los distintos modelos de factores dinámicos. El test estadístico es definido como  $s=d/\sigma_d$ , donde  $d$  es la media muestral del diferencial de la función de pérdida muestral,  $\{d_t\}_{t=1}^T$  se obtiene usando  $d_t = (e_t^i)^2 - (e_t^b)^2$  para  $t=1,2,3,\dots,T$ , y donde  $\sigma_d$  es el error estándar de  $d$ . El estadístico “s” se distribuye asintóticamente como una variable aleatoria normal estándar bajo la hipótesis nula de igual capacidad predictiva. ( $d_t = 0$ ). Un valor positivo de “s” podría sugerir que una forma en particular de los modelos de factores dinámicos supera a los modelos alternativos en términos del pronóstico fuera de muestra.

Los resultados del test de Diebold y Mariano (1995) se presentan en el cuadro 3. El período de evaluación corresponde a enero del 2005 a diciembre del 2009. En este se considera al menos un 10% de significancia estadística; los modelos de factores dinámicos tienen un mejor desempeño fuera de muestra que los modelos alternativos considerados, a excepción del ARIMA (0,1,1) (0,1,1). Con respecto a este, los modelos de factores dinámicos que lo superan son los modelos 2, 6, 7, y 8. Los pronósticos dos periodos en adelante de los modelos

de factores dinámicos parecen no ser superiores a los modelos univariados.

En horizontes mayores, los modelos de factores dinámicos superan en la mayor parte de los periodos a las proyecciones del modelo de camino aleatorio y al ARMA (AIC) (2,11). Respecto al ARMA (BIC) (2,2) no encontramos evidencia que rechace diferencias entre las proyecciones de los modelos de factores dinámicos, pero del periodo 6 y 7 en adelante encontramos evidencia a favor de los modelos de factores dinámicos. El modelo ARIMA (0,1,1) (0,1,1) supera al modelo de factores

CUADRO 3

**Test de Diebold y Mariano**  
(período de evaluación, enero 2005 - diciembre 2009)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
<b>Camino aleatorio</b>												
m1	2.70***	-0.02	2.09**	1.72**	1.09	1.70**	1.67**	1.15	1.31*	0.84	0.36	-0.60
m2	3.74***	0.51	2.03**	1.76**	1.16	1.78**	1.70**	1.27	1.47*	1.17	2.08**	1.34*
m3	2.31**	-0.78	1.38*	1.78**	1.19	2.01**	1.73**	1.23	1.45*	1.19	1.32*	1.43*
m4	2.48***	-0.63	1.42*	1.77**	1.17	1.98**	1.72**	1.23	1.44*	1.18	1.31*	1.43*
m5	2.63***	-0.41	0.77	1.17	0.71	1.52*	1.80**	1.47*	1.61*	1.23	0.86	1.42*
m6	3.03***	0.05	1.87**	1.65**	1.05	1.74**	1.82**	1.28*	1.45*	0.99	0.53	0.13
m7	2.77***	-0.29	0.94	1.28	0.82	1.59*	1.79**	1.42*	1.57*	1.23	0.88	1.51*
m8	3.02***	-0.22	1.47*	1.77**	1.18	1.95**	1.71**	1.25	1.45*	1.20	1.34*	1.46*
<b>ARMA (AIC) (2.11)</b>												
m1	2.22**	-0.54	0.93	1.53*	1.23	1.43*	1.78**	0.81	0.67	0.34	0.14	0.07
m2	3.97***	0.05	1.58*	2.21**	2.12**	2.62***	5.66***	3.09***	2.01**	1.06	0.66	0.49
m3	1.66**	-0.92	0.37	1.21	1.40*	2.08**	4.61***	3.97***	5.25***	2.22**	1.55*	1.18
m4	1.88**	-0.86	0.45	1.33*	1.49*	2.20**	5.15***	4.30***	5.45***	2.26**	1.57*	1.20
m5	2.51***	-0.94	0.22	0.62	0.54	1.11	1.59*	1.16	1.09	0.77	0.55	0.45
m6	2.75***	-0.50	0.83	1.32*	1.01	1.25	1.55*	0.82	0.76	0.45	0.26	0.19
m7	2.65***	-0.84	0.37	0.82	0.77	1.36*	2.08**	1.54*	1.38*	0.94	0.67	0.55
m8	2.76***	-0.61	0.71	1.65**	1.87**	2.68***	9.55***	8.06***	7.91***	2.56***	1.79**	1.37*
<b>ARMA (BIC) (2.2)</b>												
m1	2.25**	-1.26	1.01	1.01	0.42	1.04	0.64	-1.61	-0.67	-3.86	-2.31	-1.71
m2	3.62***	-0.50	1.49*	1.30*	0.82	1.58*	1.34*	0.85	1.03	-0.24	-2.59	-1.20
m3	1.73**	-1.72	0.36	1.20	0.80	1.93**	1.53*	1.03	1.35*	1.12	1.47*	0.81
m4	1.93**	-1.60	0.45	1.22	0.80	1.92**	1.52*	1.03	1.34*	1.13	1.47*	0.91
m5	2.11**	-1.52	0.11	0.59	0.20	1.24	2.00**	0.00	0.00	0.00	-1.72	-1.02
m6	2.63***	-1.16	0.86	0.96	0.39	1.14	0.93	0.00	-0.47	-3.52	-2.04	-1.49
m7	2.24**	-1.41	0.30	0.72	0.36	1.40*	1.87**	0.00	3.19***	0.00	-1.82	-0.90
m8	2.62***	-1.22	0.72	1.28	0.88	1.93**	1.55*	1.11	1.39*	1.23	1.67**	1.63*
<b>ARIMA(0.1.1)(0.1.1)</b>												
m1	1.10	-1.45	0.56	0.83	0.24	0.54	0.16	-0.56	-0.51	-2.48	-4.00	-2.17
m2	2.90***	-0.65	0.98	1.12	0.63	1.01	0.76	0.49	0.80	0.06	0.00	-1.25
m3	0.52	-1.94	0.08	1.11	0.68	1.50*	1.15	0.92	1.32*	1.06	1.09	1.19
m4	0.75	-1.82	0.17	1.12	0.68	1.48*	1.14	0.92	1.31*	1.05	1.08	1.21
m5	1.23	-1.54	-0.08	0.38	0.03	0.46	0.38	0.00	0.48	-0.58	0.00	-0.94
m6	1.62*	-1.33	0.45	0.77	0.19	0.54	0.22	-0.56	-0.35	-2.42	-3.94	-1.78
m7	1.39*	-1.45	0.05	0.50	0.16	0.59	0.54	0.28	0.79	0.04	0.00	-0.63
m8	1.65**	-1.47	0.42	1.18	0.75	1.47*	1.17	0.98	1.34*	1.12	1.20	1.40*

Fuente: Elaboración propia.

\* indica significancia estadística a un 10%. \*\* indica significancia estadística a un 5%. \*\*\* indica significancia estadística a un 1%.

dinámicos en el segundo período, pero de ahí en adelante no existen diferencias significativas en el desempeño de las proyecciones entre este modelo univariado y los modelos de factores dinámicos.

## VI. CONCLUSIÓN

Este trabajo evalúa del desempeño de los modelos de factores dinámicos. Consideramos un conjunto de ocho especificaciones posibles, básicamente tomando en cuenta la información disponible para realizar las proyecciones del Imacec. Hasta el momento, no tenemos conocimiento de que esta técnica haya sido utilizada para realizar proyecciones para el caso de Chile; por ello consideramos importante tomar estos modelos como una alternativa válida entre las muchas opciones que ofrece la literatura para realizar proyecciones de corto plazo.

Los resultados del ejercicio de proyección fuera de muestra indican un desempeño en algunos casos superior a los modelos univariados estándares y a la encuesta de expectativas del BCCh. También es destacable que una preselección bastante acotada de indicadores permita obtener buenos resultados estadísticos de proyecciones evitando de esta manera la información ruidosa contenida en una gran cantidad de indicadores coyunturales. Por último, las ganancias predictivas podrían ser aún mayores en horizontes más cortos, si se toma en cuenta que la mayoría de los indicadores utilizados están disponibles antes que el Imacec y que la mayoría de otras series coyunturales, lo cual permitiría una revisión de los pronósticos en alta frecuencia. Una evaluación en tiempo real sería de utilidad en el futuro.

## REFERENCIAS

- Aguirre, A. y L.F. Céspedes (2004). "Uso de Análisis Factorial Dinámico." *Economía Chilena* 7(3): 35–46.
- Aruoba, S., F. Diebold y C. Scotti (2009). "Real-Time Measurement of Business Conditions." *Journal of Business & Economic Statistics* 27(4): 417–27.
- Banbura, M., D. Giannone y L. Reichlin (2010). "Large Bayesian Vector Auto Regressions." *Journal of Applied Econometrics* 25(1): 71–92.

- Bernanke, B., J. Boivin y P.S. Elias (2005). "Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach." *Quarterly Journal of Economics* 120(1): 387–422.
- Boivin, J. y M. Giannoni (2006). "DSGE Models in a Data-Rich Environment." NBER Technical Working Papers N°0332.
- Boivin, J. y M. Giannoni (2008). "Global Forces and Monetary Policy Effectiveness." NBER Working Papers N°13736.
- Boivin, J. y S. Ng (2003). "Are More Data Always Better for Factor Analysis?" NBER Working Papers N°9829.
- Camacho, M. y G. Pérez-Quirós (2010). "Introducing the Euro-sting: Short-term Indicator of Euro Area Growth." *Journal of Applied Econometrics* 25(4): 663–94.
- Camacho, M. y G. Pérez-Quirós (2009). "Ñ-STING: España Short Term Indicator of Growth." Banco de España Working Papers N°0912.
- Diebold, F. y R. Mariano (1995). "Comparing Predictive Accuracy." *Journal of Business & Economic Statistics* 13(3): 253–63.
- Forni, M., M. Hallin, M. Lippi y L. Reichlin (2000). "The Generalized Dynamic-Factor Model: Identification and Estimation." *Review of Economics and Statistics* 82(4): 540–54.
- Forni, M., M. Hallin, M. Lippi y L. Reichlin (2005). "The Generalized Dynamic Factor Model: One-sided Estimation and Forecasting." *Journal of the American Statistical Association* 100: 830–40.
- Franses, C., M. Marcellino, G. Mazzi y T. Proietti (2008). "A Monthly Indicator of the Euro Area GDP." CEPR Discussion Papers N°7007.
- Geweke, J. (1977). "The Dynamic Factor Analysis of Economic Time Series Models." *Latent Variables in Socioeconomic Models*. Amsterdam: North Holland, 365–83.
- Hamilton, J. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.
- Lucas, R.E. (1977). "Understanding Business Cycles." Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 5(1): 7–29.
- Mariano, R. y Y. Murasawa (2003). "A New Coincident Index of Business Cycles Based on Monthly and Quarterly Series." *Journal of Applied Econometrics* 18(4): 427–43.
- Sargent, T. y C. Sims (1977). "Business Cycle Modeling without Pretending to Have Too Much A Priori Economic Theory." Working Papers N°55, Federal Reserve Bank of Minneapolis.

Stock, J.H. y M.W. Watson (1988). "A Probability Model of the Coincident Economic Indicators." NBER Working Papers N°2772.

Stock, J.H. y M.W. Watson (2002). "Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes." *Journal of Business & Economic Statistics* 20(2): 147–62.

Stock, J.H. y M.W. Watson (2005). "Implications of Dynamic Factor Models for VAR Analysis." NBER Working Papers N°11467.

Urrutia, M. y A. Sánchez (2008). "Generación de Energía Eléctrica en un Modelo para Proyectar el Imacec." *Economía Chilena* 11(2): 99–108.

Watson, M.W. y R.F. Engle (1983). "Alternative Algorithms for the Estimation of Dynamic Factor, Mimic and Varying Coefficient Regression Models." *Journal of Econometrics* 23(3): 385–400.

## DINÁMICA DE LA TASA DE INCUMPLIMIENTO DE CRÉDITOS DE CONSUMO EN CUOTAS\*

Rodrigo Alfaro A.\*\*  
David Pacheco L.\*\*\*  
Andrés Sagner T.\*\*

### I. INTRODUCCIÓN

El riesgo de crédito es uno de los más relevantes para el negocio bancario (Crouchy, Galai y Mark, 2005; Drehmann, 2009). Por ello, tanto académicos como analistas ligados al sector han desarrollado varios modelos estadísticos para cuantificarlo. Uno de los pioneros en esta avenida es Altman (1968) quien desarrolló los modelos de *scoring* para determinar el riesgo de una firma a través de sus características. Trabajos más actuales de este tipo de análisis son Greene (1992), Hand y Henley (1997), Gordy (2000), Jacobson y Roszbach (2003), y Roszbach (2004). En otra línea de trabajo, Merton (1974) propuso un modelo para el caso corporativo en que se relaciona la probabilidad de no pago de una empresa con un estadístico suficiente denominado *distancia a la insolvencia*. Este modelo ha sido ajustado a datos empíricos por Moodys's KMV, quienes actualmente venden servicios de evaluación de riesgo de crédito basados en la medida de riesgo EDF (por *expected default frequency*) que se construye sobre la base de información de balance y de precios de activos. Finalmente, el trabajo desarrollado por CreditMetrics y CreditRisk+ corresponde a una tercera forma de observar el problema donde se relaciona el no pago con factores sistémicos, entre los cuales figuran las variables macroeconómicas.

Uno de los enfoques propuestos en Basilea II (BIS, 2006a)<sup>1</sup> considera el uso de modelos internos para determinar la distribución de pérdidas de un portafolio de créditos. El modelo sugerido por Basilea II para construir esta distribución corresponde al desarrollo de Vasicek (1991), el cual considera que el valor de los activos de una

firma puede ser descompuesto en dos factores: uno agregado y otro idiosincrásico. Al igual que en Merton (1974), se define que una firma cesará en el pago de sus obligaciones si el valor de sus activos es inferior a un determinado umbral.

La estimación del modelo de Vasicek (1991) requiere de un portafolio de créditos homogéneos y granulados, es decir, que estos sean de similares características y que ninguno de ellos sea muy importante en términos relativos. Por lo anterior, consideraremos el sistema bancario como un todo para el análisis de portafolio para el cual los requisitos de homogeneidad y granularidad se satisfacen. Adicionalmente, extenderemos el modelo original, permitiendo que el umbral sea contingente tanto a variables del ciclo económico como a las características propias de los deudores. De esta forma, podemos descomponer la tasa de incumplimiento observada entre factores macroeconómicos y aquellos que son propios de la cohorte.

Los parámetros del modelo tradicional de Vasicek (1991) pueden obtenerse bajo el supuesto de que la economía presentó un ciclo completo durante el período de análisis (2003-2009), con lo cual se concluye que la probabilidad de no pago en el

\* Agradecemos los comentarios y sugerencias de Roberto Álvarez, Daniel Calvo, Rodrigo Cifuentes, Kevin Cowan, José Miguel Cruz, Sergio Huerta, Patricio Jaramillo, Felipe Martínez, Jorge Niño, Luis Opazo, Alejandro Pena, Pablo Pincheira (editor), los asistentes del Taller de Políticas Macropрудenciales realizado en el Banco Central de Chile, de los asistentes a un seminario interno de la División de Política Financiera en el Banco Central de Chile y de dos árbitros anónimos.

\*\* Gerencia de Investigación Financiera, Banco Central de Chile. E-mails: ralfaro@bcentral.cl; asagner@bcentral.cl

\*\*\* Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras. E-mail: dpacheco@sbif.cl

<sup>1</sup> El Comité de Basilea ha propuesto mejoras y modificaciones al Marco de Capital de Basilea II, las cuales han sido denominadas Basilea III. Estas mejoras y modificaciones, sin embargo, no afectan el enfoque estándar ni de modelos internos (IRB) para la cartera de créditos de consumo.

ciclo (o *LRPD*, por *long-run Probability of Default*, *LRPD*) corresponde a 14.6%, medida a partir del número de nuevos créditos, o 13.1% medida a partir de los montos otorgados, siendo ambas cifras coherentes con el estudio QIS 5 efectuado por el Comité de Basilea (BIS, 2006b)<sup>2</sup>.

El artículo se organiza de la siguiente forma. En la sección II se revisa brevemente el modelo de Vasicek (1991) y, a partir de él, se presenta la estrategia de estimación a emplear. En la sección III, se describen los datos utilizados y la definición de no pago empleada en la elaboración de la serie para la tasa de incumplimiento, y se presentan los principales resultados empíricos obtenidos. Finalmente, la sección IV concluye.

## II. EL MODELO DE VASICEK

El modelo de Vasicek (1991) considera que una firma cesa el pago de sus compromisos financieros cuando el valor de los activos se encuentra por debajo de cierto umbral. En el caso de los créditos de consumo, podemos establecer una equivalencia entre el monto destinado a la carga financiera, otros gastos y el ingreso que recibe el individuo. Por ejemplo, si por efecto de la inflación, el individuo enfrenta una reducción del poder de compra de su ingreso, entonces tendrá que: (i) ajustar su consumo y pagar sus compromisos financieros, (ii) cesar en el pago de alguna de sus deudas, o (iii) ambas.

En términos teóricos, el modelo de Vasicek (1991) supone la existencia de una variable latente que representa el valor de los activos de la firma, la cual puede ser separada en dos factores: uno agregado y otro idiosincrásico. En el modelo estándar, el factor agregado no es observable y el coeficiente de impacto en todas las firmas está relacionado con la correlación de los activos de estas. Tanto este parámetro como la probabilidad de no pago en el ciclo corresponden a los elementos centrales del modelo, y su calibración es particularmente importante para la determinación de capital en Basilea II. Para determinar los estimadores de estos parámetros, es necesaria una serie histórica de incumplimientos que cubra un ciclo económico completo, con el fin de determinar los parámetros de largo plazo. Ante la dificultad de contar con este tipo

de información, Basilea II sugiere valores puntuales de *LRPD* diferenciados por productos. Botha y Van Vuuren (2009) evalúan estos valores para EE.UU. encontrando que, para todos los tipos de productos, Basilea II ofrecía ponderadores mayores que los obtenidos empíricamente. Si bien esto da cuenta del carácter conservador de Basilea II, hay que tomar los resultados con cuidado, pues la relevancia de ellos radica en la incorporación de un ciclo completo dentro del análisis.<sup>3</sup>

## 1. Probabilidad Condicional

En el modelo de Vasicek (1991), la variable latente se define como una combinación lineal entre los factores agregado e idiosincrásico. Los ponderadores se ajustan de forma tal que la variable tenga varianza unitaria.

$$R_{it} = \beta\lambda_t + \sqrt{1 - \beta^2}e_i$$

donde  $R_{it}$  es la variable latente asociada al crédito  $i$  en el período  $t$ ,  $\lambda_t$  es el factor agregado y  $e_i$  es un factor idiosincrásico. Ambos factores poseen media cero, varianza unitaria y son independientes. Bajo esta configuración, la correlación del valor de los activos es  $\rho = E[R_{it}R_{jt}] = \beta^2$ . Al igual que en Merton (1974), consideramos que el evento de no pago del crédito  $i$  ocurre cuando  $R_{it}$  es menor que un determinado umbral  $\mu_i$ . En consecuencia, la Probabilidad de No Pago en el Ciclo (*LRPD*) se define como:  $LRPD \equiv \Pr[R_{it} < \mu_i]$ , donde  $\mu$  representa el valor de largo plazo del umbral.

## 2. Modelo Unifactorial General

Sea  $\theta_i$  la tasa de incumplimiento, la cual se define como créditos en mora ( $m_i$ ) sobre el total de créditos ( $n_i$ ), es decir,  $\theta_i \equiv m_i/n_i$ . Además, consideremos  $F$  y

<sup>2</sup> Las cifras son comparables para países no pertenecientes al G-10 y para bancos de tamaño similar a los del mercado local. Es importante notar que el parámetro estimado no es comparable con el porcentaje de cartera vencida o con el cociente Provisiones sobre Colocaciones.

<sup>3</sup> En efecto, Gordy y Heitfield (2002) utilizan información pública de dos de las mayores agencias clasificadoras, y hallan evidencia de un sesgo hacia cero para la correlación de los activos al utilizar técnicas de estimación tradicionales en muestras pequeñas.

$G$  como las funciones de distribución acumuladas del factor sistémico e idiosincrásico, respectivamente. Dado esto, se define  $H$  como la función de distribución acumulada de la variable latente, la cual se obtiene mediante la convolución de las funciones  $F$  y  $G$ :<sup>4</sup>

$$H(\theta_t) \equiv \Pr[\Theta \leq \theta_t] = F\left(\frac{\sqrt{1-\beta^2}G^{-1}(\theta_t) - \mu_t}{\beta}\right) \quad (2)$$

De esta forma, la función de densidad  $h$  asociada a la tasa de incumplimiento es:

$$\begin{aligned} h(\theta_t) &= f\left(\frac{\sqrt{1-\beta^2}G^{-1}(\theta_t) - \mu_t}{\beta}\right) \left(\frac{\sqrt{1-\beta^2}}{\beta}\right) \frac{dG^{-1}(\theta_t)}{d\theta_t} \\ &= f\left(\frac{y_t - x_t'\alpha}{\sigma}\right) \frac{1}{\sigma} \frac{dy_t}{d\theta_t} \end{aligned} \quad (3)$$

donde  $f$  es la función de densidad del factor agregado y se han utilizado las siguientes definiciones:  $y_t \equiv G^{-1}(\theta_t)$ ,  $\sigma = \beta/\sqrt{1-\beta^2}$  y  $\mu_t/\sqrt{1-\beta^2} = x_t'\alpha$ . En el primer caso, tenemos una transformación de la tasa de incumplimiento, seguida de una reparametrización de la correlación de los activos. Por último, se impone que el umbral es función de variables exógenas, las cuales corresponden a variables económicas y propias de la cohorte.

Con todo, la función de log-verosimilitud está dada por:<sup>5</sup>

$$l = -T \ln(\sigma) + \sum_{t=1}^T \ln \left[ f\left(\frac{y_t - x_t'\alpha}{\sigma}\right) \right]$$

Observamos que, en el caso en que el factor agregado se distribuye normalmente, entonces  $\alpha$  puede ser estimado por MCO y la correlación del valor de los activos es proporcional al error cuadrático medio,  $\hat{\alpha}$ . Adicionalmente, consideraremos distintas distribuciones para caracterizar el factor idiosincrásico: normal ( $\Phi$ ) y logística ( $\Lambda$ ).

### III. RESULTADOS EMPÍRICOS

La estimación de los parámetros que afectan el umbral de no pago requieren contar con una serie de tiempo de tasas de incumplimiento. Dicha

información fue obtenida de la Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras (SBIF), tanto para el número como para el monto de los nuevos créditos no pagados.<sup>6</sup>

## 1. Datos

La base de datos contiene información, detallada en frecuencia mensual desde enero del 2003 a junio del 2010, asociada a cada nueva operación de crédito de consumo en cuotas cursada en el sistema bancario chileno<sup>7</sup>: (i) identificador del deudor; (ii) una variable *dummy* que identifica si el crédito fue otorgado por divisiones de consumo de los bancos o no; (iii) monto del crédito; y (iv) plazo del crédito.

De esta forma, la tasa de incumplimiento ( $\theta_t$ ) de los deudores de nuevos créditos de consumo en cuotas, otorgados en un mes determinado a nivel del sistema bancario, se define como el evento de no pago de aquellos créditos vigentes en un determinado mes que caen en cartera vencida en los próximos 12 meses sobre el total de créditos vigentes en el respectivo mes. Esta definición se encuentra alineada con el estándar internacional propuesto por Basilea II,<sup>8</sup> en el sentido de considerar la probabilidad de no pago dentro de un año y el evento de incumplimiento a los noventa días de mora.<sup>9</sup>

La evolución de la tasa de incumplimiento durante el periodo desde enero del 2003 a junio del 2009 construida tanto a partir del número de créditos otorgados ( $\theta_t^c$ ) como a partir del monto de créditos

<sup>4</sup> Por ejemplo, si  $F$  y  $G$  son normales,  $H$  es también normal. Sin embargo, para el caso de otras distribuciones,  $H$  debe ser calculada de forma numérica. Ver Alfaro, Pacheco y Sagner (2011) para un mayor detalle de la derivación del modelo.

<sup>5</sup> La última expresión de la ecuación (3) —que corresponde al Jacobiano— no contiene ningún parámetro de interés para las distribuciones consideradas en este estudio (normal y logística), por lo que puede ser ignorado de la función de log-verosimilitud.

<sup>6</sup> Es importante observar que el modelo de Vasicek (1991) se basa en la primera variable pero se considera la segunda ante la posibilidad de que el portafolio de créditos del sistema no sea lo suficientemente granulado como supone el modelo.

<sup>7</sup> De acuerdo con la legislación chilena, todo banco comercial que opera en el país debe enviar mensualmente esta información a la SBIF.

<sup>8</sup> Ver párrafo 452 de BIS (2006a).

<sup>9</sup> Un crédito cae en cartera vencida a los 90 días de atraso en un pago, por lo que el evento que se captura es un incumplimiento por al menos 90 días en los primeros 9 meses de vida de un crédito.

otorgados ( $\theta_t^M$ ) —que puede ser entendida como un promedio ponderado de la anterior— muestran un comportamiento similar durante el período bajo análisis (gráfico 1). En particular, notamos que el incumplimiento de las cohortes ha presentado un comportamiento mayormente creciente durante el período 2003-2009, escalando desde valores en torno a 9% entre finales del 2004 y comienzos del 2005, hasta valores por sobre 20% hacia mediados del 2008.

## 2. Modelo

Las estimaciones se basan en el siguiente modelo de regresión lineal:

$$y_t = \alpha_0 + x_{1t}'\alpha_1 + x_{2t}'\alpha_2 + \varepsilon_t \quad (4)$$

donde  $y_t \equiv G^{-1}(\theta_t)$ ,  $x_{1t}$  es un vector que contiene variables macroeconómicas,  $x_{2t}$  es un vector que contiene características de la cohorte, y  $\varepsilon_t$  es un término de error que se asume distribuido normal pues representa el factor agregado ( $\lambda_t$ ). Por otra parte, se consideran cuatro versiones alternativas para la variable dependiente  $y_t$ , derivadas de dos medidas para la tasa de incumplimiento ( $\theta_t^C$  y  $\theta_t^M$ ) y los supuestos acerca de la función  $G$ , la cual se asume Normal ( $\Phi$ ) o Logística ( $\Lambda$ ).

Las variables incluidas en el vector  $x_{1t}$  corresponden a (i) la variación anual del Imacec ( $g$ ), donde se espera una relación inversa con  $y_t$  debido a que un mayor crecimiento económico señalaría una mejora en la capacidad de pago de los deudores y, por lo tanto, la tasa de incumplimiento tendería a disminuir;<sup>10</sup> y (ii) la tasa de inflación anual ( $\pi$ ), donde se espera una relación positiva debido a que un aumento de esta variable se traduciría —vía impuesto inflación— en una disminución del ingreso disponible de las personas, deteriorando de esta forma su capacidad de pago.

Las variables incluidas en el vector  $x_{2t}$ , por su parte, son (i) la proporción de créditos otorgados por divisiones de consumo ( $dc$ ), donde se espera una relación positiva debido al mayor riesgo implícito en este tipo de créditos; (ii) el plazo o madurez

promedio de los créditos ( $\bar{p}$ ); y (iii) el monto promedio de los créditos ( $\bar{m}$ ).

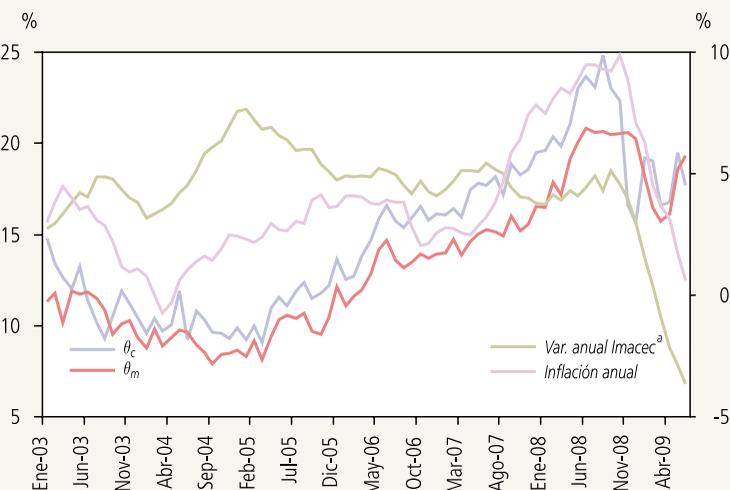
## 3. Resultados

Los resultados de las estimaciones indican que la *LRPD* estimada es 14.4-14.6% si se considera el número de créditos, o 12.9-13.3% al considerar la ponderación por montos otorgados (cuadros 1 y 2).<sup>11</sup> Estos resultados se encuentran en línea con el 12% reportado en QIS 5 (BIS, 2006b) debido a que este último considera la tasa de incumplimiento promedio a nivel de banco, la que, como se mencionó anteriormente, es menor que la consolidada a nivel de sistema y que utilizamos en este trabajo.<sup>12</sup>

Para el caso de la correlación de los activos ( $\beta^2$ ), los resultados entregan un rango amplio de valores, entre los cuales destaca el 3% para la especificación

GRÁFICO 1

### Tasa de Incumplimiento Cohortes y Variables Macroeconómicas



Fuente: Elaboración propia.

a. Promedio móvil de 6 meses de la variación anual.

<sup>10</sup> Si bien la literatura señala también al desempleo como factor macroeconómico determinante de la tasa de incumplimiento, estimaciones no reportadas indican una relación no significativa.

<sup>11</sup> El valor obtenido para el caso de la distribución logística es aproximado por una logística pues el ponderador del factor agregado es pequeño.

<sup>12</sup> Nótese que la *LRPD* coincide con la media muestral de la tasa de incumplimiento solo cuando la correlación de los activos es igual a cero.

CUADRO 1

Resultados del Modelo de Vasicek para Tasa de Incumplimiento por Crédito<sup>a b</sup>

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$g$		-1.79 (0.44)	-1.69 (0.34)		-0.10 (0.0263)	-0.09 (0.02)
$\pi$		5.11 (0.43)	4.53 (0.36)		0.30 (0.0266)	0.27 (0.02)
dc			0.68 (0.12)			0.03 (0.01)
$\ln(p)$			-0.33 (0.16)			-0.02 (0.01)
$\ln(m)$			0.34 (0.09)			0.02 (0.01)
Constante	-1.06 (0.02)	-1.19 (0.03)	-2.86 (0.33)	0.54 (0.001)	0.53 (0.002)	0.44 (0.02)
LRPD (%)	14.39 (0.47)	14.39 (0.28)	14.39 (0.22)	14.77 (0.48)	14.77 (0.28)	14.77 (0.22)
Corr. act. (%)	3.18	1.15	0.71	0.01	0.004	0.00
AIC	-44.19	-123.20	-158.11	-489.32	-572.46	-602.95
BIC	-41.83	-116.13	-143.97	-486.97	-565.39	-588.81

Fuente: Elaboración de los autores.

a. Errores estándar entre paréntesis.

b. Las especificaciones 1 a 4 tienen como variable dependiente  $\Phi^{-1}(T^C)$ ; las especificaciones 5 a 8 tienen como variable dependiente  $\Lambda^{-1}(T^C)$ .

CUADRO 2

Resultados del Modelo de Vasicek para Tasa de Incumplimiento por Monto<sup>a b</sup>

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$g$		-2.40 (0.45)	-1.76 (0.38)		-0.13 (0.03)	-0.09 (0.02)
$\pi$		4.91 (0.36)	4.61 (0.33)		0.27 (0.02)	0.26 (0.02)
dc			0.25 (0.12)			0.01 (0.01)
$\ln(p)$			-0.53 (0.16)			-0.03 (0.01)
$\ln(m)$			0.37 (0.10)			0.02 (0.01)
Const.	-1.13 (0.02)	-1.22 (0.03)	-2.27 (0.24)	0.53 (0.001)	0.53 (0.002)	0.47 (0.01)
LRPD (%)	12.90 (0.42)	12.90 (0.22)	12.90 (0.20)	13.26 (0.43)	13.26 (0.22)	13.26 (0.20)
Corr. Act. (%)	3.01	0.86	0.69	0.01	0.00	0.00
AIC	-48.46	-146.42	-161.45	-503.60	-606.45	-620.89
BIC	-46.10	-139.35	-147.31	-501.24	-599.38	-606.75

a. Errores estándar entre paréntesis.

b. Las especificaciones 1 a 4 tienen como variable dependiente  $\Phi^{-1}(T^M)$ ; las especificaciones 5 a 8 tienen como variable dependiente  $\Lambda^{-1}(T^M)$ .

Fuente: Elaboración de los autores.

sin variables exógenas, magnitud que se encuentra en línea con la obtenida mediante la expresión propuesta por Basilea II para el coeficiente de correlación en este tipo de carteras. Por otra parte, los modelos que incluyen todas las variables reducen este coeficiente a menos de 1%, dado que el error del modelo es menor en estas especificaciones.

Los resultados anteriores corresponden a estimaciones de la probabilidad de no pago y a la correlación de los activos a través del ciclo. Sin embargo, ellas pueden ser también utilizadas en la obtención de medidas puntuales en el ciclo de la tasa de incumplimiento,<sup>13</sup> para lo cual se requiere adicionalmente calibrar el valor del factor de riesgo agregado,  $\lambda_i$ .

Finalmente, notamos que, para llegar a la pérdida esperada (a un año) de la cartera de créditos nuevos, es necesario multiplicar la *LRPD* de esta cartera por la pérdida dado el no pago (o *LGD*, por *loss given default*).<sup>14</sup>

#### IV. CONCLUSIONES

Este artículo estima una extensión del modelo de Vasicek (1991) para los nuevos créditos de consumo en cuotas (cohortes) del sistema bancario chileno. Bajo el supuesto de que la economía experimentó un ciclo económico completo durante el período 2003 a 2009, en conjunto con los supuestos de homogeneidad y granularidad de los créditos otorgados, se estima el modelo permitiendo que el umbral de no pago dependa, tanto de factores macroeconómicos, como de factores idiosincrásicos de los deudores.

Los resultados obtenidos se encuentran en línea con lo esperado e indican que la probabilidad de no pago en el ciclo (*LRPD*) es de 14.6% si se considera la tasa de incumplimiento medida a partir del número de créditos, o de 13.1% si se considera una medida a partir de los montos otorgados.

<sup>13</sup> Esta aplicación del modelo de Vasicek (1991) se conoce como "point-in-time".

<sup>14</sup> Ante la ausencia de información que permita estimar este último parámetro, Botha y Van Vuuren (2009) sugieren utilizar un factor de 48% para el ciclo normal y 72% en períodos de mayor riesgo.

#### REFERENCIAS

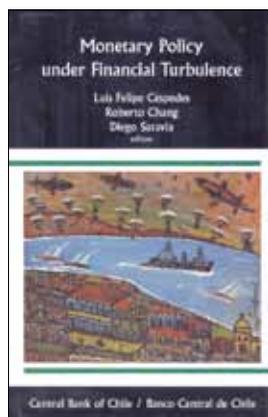
- Alfaro, R., D. Pacheco y A. Sagner (2011). "Estimates of Long-Run Probabilities of Default: The Case of Chilean Consumer Loans." Mimeo, Banco Central de Chile.
- Altman, E. (1968). "Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy." *Journal of Finance* 23(4): 589–609.
- Bank for International Settlements (2006a). "International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards: A Revised Framework Comprehensive Version." Basel Committee on Banking Supervision, Bank for International Settlements.
- Bank for International Settlements (2006b). "Results of the Fifth Quantitative Impact Study (QIS 5)." Working Group on Overall Capital and Quantitative Impact Study of the Basel Committee on Banking Supervision, Bank for International Settlements.
- Botha, M. y G. Van Vuuren (2009). "Implied Asset Correlation in Retail Loan Portfolios." *Journal of Risk Management in Financial Institutions* 3(2): 156–73.
- Crouchy, M., D. Galai y R. Mark (2005). "The Use of Internal Models: Comparison of the New Basel Credit Proposal with Available Internal Models for Credit Risk." En *Capital Adequacy Beyond Basel: Banking, Securities, and Insurance*, editado por H. Scott. Oxford University Press.
- Drehmann, M. (2009). "Macroeconomic Stress Testing Banks: A Survey of Methodologies." En *Stress Testing the Banking System: Methodologies and Applications*, editado por M. Quagliariello. Cambridge, MA, EE.UU.: Cambridge University Press.
- Gordy, M.B. (2000). "A Comparative Anatomy of Credit Risk Models." *Journal of Banking and Finance* 24(1-2): 119–49.
- Gordy, M. B. y E. Heitfield (2002). "Estimating Default Correlations from Short Panels of Credit Rating Performance Data." Federal Reserve Board Working Paper.
- Greene, W.H. (1992). "A Statistical Model for Credit Scoring." Working Paper N°EC-92–29, Leonard N. Stern School of Business.
- Hand, D.J. y W.E. Henley (1997). "Statistical Classification Methods in Consumer Credit Scoring: A Review." *Royal Statistical Society* 160(3): 523–41.
- Jacobson, T. y K.F. Roszbach (2003). "Bank Lending Policy, Credit Scoring and Value-at-Risk." *Journal of Banking and Finance* 27(4): 615–33.
- Merton, R. (1974). "On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates." *Journal of Finance* 29(2): 449–70.
- Roszbach, K. F. (2004). "Bank Lending Policy, Credit Scoring and the Survival of Loans." *Review of Economics and Statistics* 86(4): 946–58.
- Vasicek, O. (1991). "Probability of Loss on Loan Portfolio." White Paper, KMV Corporation.

## REVISIÓN DE LIBRO

### COMENTARIO AL LIBRO\* "MONETARY POLICY UNDER FINANCIAL TURBULENCE"

de Luis Felipe Céspedes, Roberto Chang y Diego Saravia (editores)  
Banco Central de Chile, 2011

Pablo E. Guidotti\*\*



La crisis financiera internacional que se desató a partir de la crisis en el mercado hipotecario “subprime” ha acaparado la atención de la profesión, de las autoridades de política, y de los inversionistas a nivel global durante por lo menos los últimos tres años. Especialmente desde la aceleración de eventos asociada al colapso de Lehman Brothers en septiembre de 2008, se generó tanto temor acerca de la evolución de la economía mundial que muchos observadores vieron los potenciales efectos de la última crisis financiera internacional como una repetición de las consecuencias de la crisis financiera de 1930.

Lo cierto es que la economía mundial ya había sido sacudida por otras crisis en los años noventa y a principios de este siglo, aunque focalizadas en economías emergentes. Y por su tamaño, así como por el fenómeno de contagio en los mercados internacionales de capitales, dichas crisis en mercados emergentes habían afectado a los mercados de activos de las economías avanzadas. El efecto “fuga hacia la calidad”, por ejemplo, reflejaba la fuga de los inversores desde los activos de los mercados

emergentes hacia los bonos emitidos por el Tesoro de los EE.UU. Luego de la crisis de Rusia en 1998, estos movimientos en los mercados internacionales habían generado movimientos inusuales en el mercado de los *T-Bonds*, lo que produjo la quiebra del famoso fondo de cobertura *Long-Term Capital Management* y requirió la intervención directa de la Reserva Federal de Nueva York. Fueron precisamente situaciones como estas las que llevaron a la comunidad internacional a crear un grupo como el G20, con el objetivo de analizar los fenómenos de crisis a nivel sistémico y tomar medidas para evitarlos.

Las crisis de las economías emergentes habían sido superadas mediante una respuesta muy fuerte por parte de los organismos multilaterales y por la asistencia bilateral canalizada por los gobiernos de las principales economías avanzadas hacia las economías en problemas. En ese contexto, entonces, las economías avanzadas formaban de hecho una “red de seguridad”, la malla de salvaguarda que resolvería eventualmente las crisis sistémicas en mercados emergentes y mitigaría sus consecuencias sobre la economía global.

El problema central de la crisis financiera internacional, que se desató con toda su furia a partir del colapso de Lehman Brothers, es que esta vez no había “red de seguridad” que pudiera aislar a la economía mundial, debido a que las propias economías avanzadas estaban en el ojo del huracán. Por ello la comparación con la Gran Depresión, y la respuesta de los gobiernos a través de la política

\* Esta es una transcripción revisada de los comentarios del presentador del libro con motivo de su lanzamiento, realizado en abril pasado en el Banco Central de Chile.

\*\* Profesor Plenario, Universidad Torcuato Di Tella. E-mail: pguidotti@utdt.edu

fiscal y monetaria que alcanzó magnitudes sin precedentes y excedió los marcos convencionales de política económica prevalecientes hasta entonces en aquellos países.

Hoy en día, la economía mundial se ha repuesto del pánico: esquivó los riesgos más graves de la crisis, y se encuentra en un proceso de lenta recuperación. Sin embargo, las respuestas de política aplicadas durante la crisis han generado a su vez nuevos riesgos, especialmente en materia fiscal, que muy probablemente depararán más de un trago amargo en el futuro.

A más de dos años de la caída de Lehman, el mundo ya ha comenzado a desgranar las lecciones de la crisis, a entender sus causas y orígenes, y a tomar medidas preventivas para evitar que situaciones similares se repitan en el futuro. Es este contexto de reflexión, es muy útil contar con el libro *Monetary Policy under Financial Turbulence* publicado por el Banco Central de Chile y editado por Luis Felipe Céspedes, Roberto Chang y Diego Saravia. Este volumen contiene un interesante conjunto de contribuciones —teóricas y empíricas— de importantes autores en la materia, tanto locales como internacionales.

*Monetary Policy under Financial Turbulence* tiene dos grandes objetivos. En primer lugar, se concentra en entender el origen de la crisis, cuáles fueron las causas, cómo fue la respuesta de política, y cuáles son las implicancias para el diseño de política económica (especialmente la monetaria) hacia el futuro. En segundo lugar, el libro explora qué implica la crisis financiera internacional para el pensamiento macroeconómico convencional. ¿Es necesario un cambio en la teoría macroeconómica tradicional? ¿Se requiere un nuevo paradigma para la política monetaria, y cuáles son las implicancias para la independencia de los bancos centrales y el enfoque de “metas de inflación”?

El libro está organizado a través de cuatro temas principales: 1) la identificación de las causas de la crisis, 2) el rol de los mercados de crédito en la propagación de la crisis, 3) las políticas fiscal y monetaria en la crisis y en una situación en la cual la tasa de interés es cercana a cero, y 4) la estabilidad financiera y su implicancia para la política monetaria y los objetivos de los bancos centrales, y para el

desempeño macroeconómico. Las conclusiones principales de los distintos trabajos se encuentran resumidas en un excelente capítulo introductorio escrito por los editores.

Mis comentarios y opiniones se concentrarán fundamentalmente en los orígenes y causas de la crisis financiera internacional y en la respuesta de los bancos centrales tanto en lo que se refiere a política monetaria como en materia regulatoria. En particular, compararé la respuesta de política que observamos en las economías avanzadas con experiencias pasadas en América Latina, a fin de determinar importantes diferencias y similitudes. Finalizaré con unas breves consideraciones sobre el impacto de la crisis sobre la teoría económica.

### *Orígenes y causas de la crisis*

En distintos capítulos, *Monetary Policy under Financial Turbulence* refleja el consenso actual de opinión que sostiene que los factores macroeconómicos fueron las causas principales de la crisis financiera internacional. En particular, dicho consenso plantea que el exceso de ahorro global, la presencia de una política monetaria laxa en los EE.UU. y la presencia de tasas de interés particularmente bajas por mucho tiempo están en la base de los problemas que llevaron a la crisis financiera. En el contexto internacional, esta visión enfatiza el rol de los desbalances globales y la acumulación de reservas por parte de las economías emergentes como factores que, en conjunto con la laxitud de la política monetaria de la Reserva Federal, configuraron un escenario propicio para la aparición de burbujas en los mercados de activos.

Los factores macroeconómicos interactúan con dos elementos centrales a la crisis. El primer elemento fue la innovación financiera en los mercados de hipotecas, que se tradujo en la securitización de un importante segmento de activos bancarios que no se transaban en los mercados de capitales. En particular, las hipotecas registradas en los balances de los bancos norteamericanos representaban cerca del 100% del PIB de dicho país.

Más aún, la securitización de las hipotecas “subprime” fue acompañada por otras innovaciones (los CDO, el “tranching”, la participación de agencias calificadoras de riesgo en el desarrollo de activos

estructurados, el desarrollo de mercados de CDS, la utilización de SIV, y el desarrollo del modelo “originar para distribuir”), lo que implicó el fuerte crecimiento de un sistema bancario paralelo que eludía la regulación y supervisión bancaria.

El segundo elemento crucial fue el efecto amplificador que generó el sistema bancario una vez que los problemas empezaron a hacerse aparentes. La securitización de activos y la distribución de productos estructurados a través del mercado internacional de capitales, junto con la poca transparencia de los canales de transmisión de riesgo, generó condiciones óptimas para el contagio internacional de la crisis.

En este sentido, lo ocurrido con la crisis “subprime” es muy parecido a lo que pasó en las crisis de los mercados emergentes en la década de los noventa. En esas ocasiones, el fenómeno de contagio a través del mercado internacional también había estado asociado al rápido crecimiento del mercado de bonos emitidos por las economías emergentes, impulsado mayormente por la securitización de los préstamos bancarios a gobiernos por medio del Plan Brady.

El consenso de opinión descrito, que ha sido impulsado con fuerza por el FMI, tiene implicancias para las economías emergentes y sus marcos de política económica. Esta visión identifica los desbalances globales en cuenta corriente y la acumulación de reservas internacionales por parte de las economías emergentes como fenómenos derivados de políticas ineficientes de autoseguro. Es por ello, entonces, que esta visión ha estado impulsando el rebalanceo de la demanda agregada global en el sentido de estimular la demanda en economías emergentes para compensar una menor demanda en las economías avanzadas. Como corolario, esta visión impulsa una apreciación real de las monedas de las economías emergentes, fenómeno que ha sido denominado la “guerra de las monedas”.

En mi opinión, y contrariamente a lo que sostiene la visión de consenso antes mencionada, no existe evidencia sólida que indique que los llamados desbalances globales y la acumulación de reservas por parte de las economías emergentes constituyan un proceso ineficiente. Por el contrario, la evidencia indica que los desbalances globales pueden atribuirse directamente a tres fenómenos: 1) el rol

del mercado de capitales en suavizar los efectos de las variaciones del precio del petróleo; 2) el fortalecimiento de la capacidad de las economías emergentes para enfrentar eventos de volatilidad en los mercados de capitales; y 3) el ahorro de la economía de China.

En este sentido, puede observarse, en primer, lugar que las variaciones de los saldos de cuenta corriente de las economías avanzadas en la última década se corresponden exactamente con una variación en sentido opuesto en el saldo de cuenta corriente de las economías exportadoras de petróleo, lo que sugiere que —al contrario de lo sucedido en la década de los setenta— el mercado internacional de capitales actuó eficientemente para suavizar los efectos de un *shock* real que se percibía como transitorio.

En segundo lugar, el comportamiento de las economías emergentes en cuanto a su acumulación de reservas internacionales sugiere que, a partir de las crisis financieras de los noventa, hubo una mayor concientización de los gobiernos respecto de los riesgos derivados de la volatilidad de los mercados de capitales, de las restricciones de liquidez, y de los fenómenos de contagio. Investigación propia (Guidotti, 2007), así como la realizada por Reinhart, Rogoff y Savastano (2003), ha demostrado que los niveles sostenibles de endeudamiento en situaciones en las que existen restricciones de liquidez tienden a ser muy inferiores a las que se creía anteriormente. Estas investigaciones sugieren que los niveles “seguros” (o sostenibles) de deuda en economías emergentes no superan el rango de 25 a 30% del PIB. En este contexto, cuando la deuda pública en muchas economías emergentes aún excede estos niveles, no parece razonable la recomendación de impulsar una expansión de la demanda agregada a través de políticas fiscales expansivas. Obviamente este no es el caso de Chile, ya que Chile tiene una política económica muy responsable desde hace mucho tiempo y es hoy un ejemplo para el mundo emergente.

En tercer lugar, resulta más difícil evaluar el alto ahorro de la economía china, ya que esta no es una economía plenamente de mercado. Lo que sí puede decirse es que la alta tasa de ahorro no resulta claramente incoherente con lo que cabría esperar en un país en el cual no existe un sistema de pen-

siones o de seguridad social que sea comparable a los de Occidente.

En mi opinión, entonces, la causa principal de la crisis ha sido la financiera, y no la macroeconómica. En particular, el marco de regulación financiera conocido como Basilea II y la falta de una adecuada supervisión han permitido un arbitraje regulatorio que, a lo largo de los años, ha disminuido notablemente los niveles de capital de los bancos. La innovación financiera antes descrita permitió que la capitalización bancaria (medida como la relación de patrimonio neto a activos totales) disminuyera del 6% en los años noventa al 4% antes de la crisis, y al 0.4% en el año 2009. Niveles de capitalización de 6 y 4% se corresponden con apalancamientos de 17 y 25 veces, respectivamente, y resultan a todas luces insuficientes para soportar aun moderados aumentos en los niveles de morosidad.

En este sentido, estoy convencido hoy en día de que el rol atribuido al potencial quiebre del sistema de incentivos que generaba el modelo de originar-para-distribuir es mucho menor que el que se creía en un principio. Datos con respecto a la mora en las carteras de préstamos de las economías avanzadas no muestran que las hipotecas sufrieran índices de mora desproporcionados. Los créditos al consumo, por ejemplo, mostraron índices de morosidad mayores que el de las hipotecas, y en general en niveles similares, por ejemplo, a los observados en otras crisis bancarias. Esta evidencia apunta a que los problemas bancarios no reflejaron necesariamente una mala asignación del crédito, sino que la misma se realizó sin un capital mínimo suficiente.

Por ende, la principal lección de este diagnóstico debe ser la revisión del marco de regulación bancaria y de las políticas de supervisión.

### *Respuesta de política económica*

Quiero ahora referirme brevemente a la respuesta de política en la crisis, y en particular a la de los bancos centrales. Como bien documenta el capítulo escrito por Céspedes, Chang y García-Cicco, la respuesta de los bancos centrales en la crisis fue muy decisiva, especialmente a partir de la caída de Lehman Brothers. La respuesta de los bancos centrales fue, a su vez, complementada por medidas de política fiscal.

Una vez que los instrumentos más tradicionales de política monetaria alcanzaron sus límites al caer la tasa de interés a niveles cercanos a cero, los bancos centrales recurrieron a un vasto conjunto de medidas que hoy son conocidas como “no convencionales”. Estas medidas incluyeron programas de compras de activos tóxicos (por ejemplos, el TARP y el TALF), y operaciones de mercado abierto (el denominado “quantitative easing” en los programas QE1 y QE2 de la Reserva Federal). Los bancos recibieron niveles sin precedentes de ayuda gubernamental a través de asistencia por iliquidez, inyecciones de capital, garantías públicas sobre emisiones de papeles comerciales, seguros contra “riesgos en la cola de la distribución”, además de las mencionadas compras de activos tóxicos. Además, estas acciones alcanzaron, en algunos casos, a instituciones no reguladas por el banco central. Así, en los EE.UU., se observaron la inyección de capital a la aseguradora AIG y la asistencia directa a empresas automotrices como GM, Chrysler, y Ford.

¿Qué lecciones podemos sacar de estas respuestas de política a la luz de las experiencias de crisis bancarias pasadas en América Latina? ¿En qué medida estas respuestas son verdaderamente no convencionales o extraordinarias?

En primer lugar, el uso de los términos “no convencional”, “sin precedentes”, y “excepcional” para caracterizar las medidas que se han adoptado durante la crisis sugiere que estas nunca se habían implementado antes y que, en cierto modo, constituyen respuestas únicas que no hay que esperar que se repitan en el futuro. Lo cierto es que ni las medidas implementadas no tienen precedente —esto es ciertamente válido si consideramos la filosofía que las inspira en su conjunto— ni creo que sean acciones de política que no se repitan en el futuro.

En toda crisis financiera se presentan situaciones imprevistas que requieren nuevas respuestas de política e incluso la implementación de reformas institucionales. Y en este sentido, es cierto que el accionar de todo banco central en una crisis financiera requiere creatividad e implica hacer cosas que no son habituales en tiempos normales. Pero lo interesante de la experiencia de la crisis internacional reciente es que muestra que la respuesta de los bancos centrales

de las economías avanzadas tiene mucho en común, aunque con importantes diferencias de acuerdo al contexto, con las respuestas de bancos centrales de economías emergentes en circunstancias similares.

Por ejemplo, es sabido que, en una crisis bancaria, los mercados monetarios de corto plazo dejan de funcionar correctamente y se segmentan. La pérdida de confianza entre las instituciones financieras hace que el crédito interbancario se congele y aparezca el racionamiento de crédito. En este contexto, las tasas de interés de estos mercados pueden resultar engañosas, pues reflejan sólo las operaciones que se llevan a cabo (y, por ende, no reflejan plenamente la falta de confianza que lleva a que algunas entidades queden excluidas del mercado), y la liquidez que inyectan los bancos centrales no llega a destino. El banco central ofrece liquidez, pero el que la necesita no la toma porque teme revelar su situación precaria, y el que la puede tomar no la necesita o no está dispuesto a canalizarla hacia otras entidades debido a la incertidumbre. Esta situación requiere instrumentos “no convencionales”. Experiencias de utilización de operaciones de compras de activos, o medidas de política monetaria similares al “quantitative easing” prevalecen en toda crisis bancaria, y no son una novedad de esta última.

Tampoco resultan novedosas las acciones que adoptan los bancos centrales para reestructurar entidades bancarias en problemas con el objetivo de limitar el riesgo sistémico derivado de su colapso. La facilitación por parte de los bancos centrales de la absorción de entidades problemáticas por entidades más sólidas utilizando medidas de capitalización y garantías para acotar los riesgos asumidos por el adquirente, encuentran precedentes en distintas experiencias de manejo de crisis bancarias en economías emergentes.

Sin embargo, hay diferencias importantes entre esta crisis y las que ocurrieron en la región, por ejemplo. La principal diferencia es la distinta credibilidad fiscal de los estados. Esto se manifiesta en al menos dos dimensiones importantes. En primer lugar, mientras que en crisis bancarias de América Latina, los depositantes eran actores centrales de las corridas bancarias, en las economías avanzadas no hubo corrida por parte de los depositantes. Esta diferencia habla a las claras de la credibilidad relativa de los

sistemas de seguro de depósitos.

En segundo lugar, las respuestas de los bancos centrales de América Latina están limitadas fiscalmente y, en general, es difícil distinguir entre una crisis bancaria y una fuga generalizada de los inversores de todo tipo de activo (incluyendo los títulos públicos). Por el contrario, en la crisis reciente, los gobiernos de los EE.UU., el Reino Unido y Alemania gozaban de una fuga hacia la calidad de sus títulos públicos a la vez que la crisis financiera tenía esos países como epicentro de la misma. Esta característica está a la base de por qué el uso de fondos públicos en las economías avanzadas fue masivamente superior al visto en crisis similares en economías emergentes.

Otra lección relacionada tiene que ver con la credibilidad institucional. Como hemos visto, la respuesta de los bancos centrales en estas circunstancias requiere gran credibilidad y gran flexibilidad. Esto requiere de marcos legales donde los bancos centrales puedan salirse ocasionalmente del “libreto” y luego rindan cuenta de sus políticas ante el Congreso. Las experiencias de las economías de la región muestran que las acciones de sus bancos centrales son mucho más judicializadas que similares respuestas en las economías avanzadas. Esta tradición de excesiva judicialización de la política económica claramente limita las capacidades de los bancos centrales en tiempos de crisis.

La experiencia de la crisis reciente muestra que la efectividad de la política monetaria es máxima cuando ataca a mercados que se tornan disfuncionales. Su efectividad es mucho más limitada cuando los mercados monetarios vuelven a su normalidad. Como argumenta Eichengreen en su capítulo, la respuesta de política siguió la narrativa de los años treinta. Utilizar ese comparador justificó un uso masivo de las políticas monetaria y fiscal. En mi opinión, mientras la política monetaria resultó muy efectiva y pone pocos riesgos a futuro, la efectividad de la política fiscal ha sido sobredimensionada y su utilización pone serios riesgos a futuro en materia de sostenibilidad, que tardarán años en resolverse.

Termino con una breve reflexión con respecto al impacto de la crisis financiera internacional sobre el pensamiento económico. Creo que la crisis ha

servido para que muchos economistas se enfoquen al análisis de las problemáticas bancaria y financiera que quizás estaban un poco rezagadas, especialmente entre los académicos norteamericanos. Sin embargo, estoy convencido de que esta crisis no plantea ningún cambio de paradigma en materia de pensamiento económico.

No es tanto la teoría lo que debe cambiar, sino la utilización que algunos académicos (especialmente en los EE.UU.) hacen de ella a la hora de analizar la realidad. Muchas de las simplificaciones que se hacen en teoría (mercados completos, expectativas racionales, etc.) son útiles como elementos para comprender la realidad, pero no podemos pensar que estas hipótesis son la realidad misma. Yo creo que parte del cambio más importante que se generará no está en la teoría, sino en su utilización, y en la rigidez que muchos académicos han tenido al aplicarla. Esto incluye la regulación bancaria donde muchos banqueros y reguladores cayeron en la falsa seguridad que brindaba el excesivo tecnicismo de los modelos de análisis de riesgo,

y de “pricing” de activos financieros, basados en supuestos muy simplistas sobre el funcionamiento de dichos mercados.

En este sentido, libros como *Monetary Policy under Financial Turbulence*, editado por Luis Felipe Céspedes, Roberto Chang y Diego Saravia, y publicado por el Banco Central de Chile, contribuyen en forma sustantiva a encontrar el equilibrio adecuado entre la rigurosidad que debe tener el análisis científico y el sentido común que debe aplicarse al diseño de la política económica y de las regulaciones financieras.

## REFERENCIAS

- Guidotti, P. (2007). “Global Finance, Macroeconomic Performance, and Policy Response in Latin America: Lessons from the 1990s.” *Journal of Applied Economics* X(2): 279-308.
- Reinhart, C., K. Rogoff y M. Savastano (2003). “Debt Intolerance.” *Brookings Papers on Economic Activity* 03(1): 1-74.

## REVISIÓN DE PUBLICACIONES

AGOSTO 2011

Esta sección tiene por objetivo presentar las más recientes investigaciones publicadas sobre diversos tópicos de la economía chilena. La presentación se divide en dos partes: una primera sección de listado de títulos de investigaciones y una segunda de títulos y resúmenes de publicaciones. Las publicaciones están agrupadas por área temática, considerando la clasificación de publicaciones del Journal of Economic Literature (JEL), y por orden alfabético de los autores.

### CATASTRO DE PUBLICACIONES RECIENTES

Los resúmenes de los artículos indicados con (\*) se presentan en la siguiente sección.

#### Código JEL: E / MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA

\* Álvarez, R. y L. Opazo (2011). “Effects of Chinese Imports on Relative Wages: Microevidence from Chile.” *The Scandinavian Journal of Economics* 113(2): 342–63.

Fernández–Arias, E. y P. Montiles (2011). “The Great Recession, Rainy Day Funds, and Countercyclical Fiscal Policy in Latin America.” *Contemporary Economics*, 29(3): 304–22.

\* Fernández, V. (2011). “Alternative Estimators of Long-Range Dependence.”

*Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 15(2): 5–42. Disponible en

<http://www.bepress.com/snede/vol15/iss2/art5> .

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

Aguiar, C. (2011). “The Political of Institutional Change and Economic Development in Latin American Economies.” *Journal of Economic Issues* 45(2): 289–300.

\*De Vries, G. y M. Koetter (2011). “ICT Adoption and Heterogeneity in Production Technologies: Evidence for Chilean Retailers.” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 73(4): 539–55.

Astorga, P., A. Bergés y V. Fitzgerald (2011). “Productivity Growth in Latin America over the Long Run.” *Review of Income and Wealth* 57(2): 203–23.

Cuesta, J., H. Ñopo y G. Pizzolitto (2011). “Using Pseudo-Panels to Measure Income Mobility in Latin America.” *Review of Income and Wealth* 57(2): 224–46.

Agosin, M. y F. Huaita (2011). “Capital Flows to Emerging Markets: Minsky in the Tropics.” *Cambridge Journal of Economics* 35: 663–83.

\*Bravo, D. y J. Valderrama (2011). “The Impact of Income Adjustment in the Casen Survey on the Measurement of Inequality in Chile.” *Estudios de Economía* 38(1): 43–65.

Galasso, E. (2011). “Alleviating Extreme Poverty in Chile: The Short-Term Effects of ‘Chile Solidario’.” *Estudios de Economía* 38(1): 101–27.

Hoces de la Guardia, F., A. Hojman y O. Larrañaga (2011). “Evaluating the Chile Solidario Program: Results Using the Chile Solidario Panel and the Administrative Databases.” *Estudios de Economía* 38 (1): 129–68.

Sanhueza, C. y R. Mayer (2011). “Top Incomes in Chile Using 50 Years of Household Surveys: 1957–2007.” *Estudios de Economía* 38(1): 168–93.

## OTROS

\*Contreras, D., L. de Mello y E. Puentes (2011). “The Determinants of Labor Force Participation and Employment in Chile.” *Applied Economics* 43(21): 1-12.

\*Jara, M. y F. López (2011). “La Calidad e Importancia de las Utilidades Contables para las Empresas Cotizadas en los Mercados de Capitales Chilenos.” *El Trimestre Económico* 79(311): 643–74.

\*Núñez, J. y L. Miranda (2011). “Intergenerational Income and Education Mobility in Urban Chile.” *Estudios de Economía* 38(1): 195–221.

Sapelli, C. (2011). “A Cohort Analysis of Income Distribution in Chile.” *Estudios de Economía* 38(1): 223–42.

\*Castro, R. (2011). “Getting Ahead, Falling Behind and Standing Still. Income Mobility in Chile.” *Estudios de Economía* 38(1): 243–58.

Duryea, S. y J. Valenzuela (2011). “Examinando la Prominente Posición de Chile a Nivel Mundial en Cuanto a Desigualdad de Ingresos: Comparaciones Regionales.” *Estudios de Economía* 38(1): 259–93.

Larrañaga, J. y J. Valenzuela (2011). “Estabilidad en la Desigualdad. Chile 1990–2003.” *Estudios de Economía* 38(1): 295–329.

Frankel, J. (2011). “A Solution to Fiscal Pro-cyclicality: The Structural Budget Institution Pioneered by Chile.” NBER Working Paper N°16945.

Fuentes, F. (2011). “Energías Renovables: Políticas de Fomento en Chile.” Documento de Trabajo N°267, Facultad de Economía y Negocios, Universidad Alberto Hurtado.

Foxley, J. (2011). “Optimización de Carteras Multi-Divisa por Inversionistas Soberanos.” Documento de Trabajo N°268, Facultad de Economía y Negocios, Universidad Alberto Hurtado.

## RESÚMENES DE ARTÍCULOS SELECCIONADOS

Los textos presentados a continuación son transcripciones literales del original.

**Código JEL: E / MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA**

\* Álvarez, R. y L. Opazo (2011). “Effects of Chinese Imports on Relative Wages: Microevidence from Chile.” *The Scandinavian Journal of Economics* 113(2): 342–63.

The increasing prominence of China in world trade raises important questions about the impact of this on importer countries. In this paper, we address the issue of how import competition from China has affected relative wages in the Chilean manufacturing industry. Using plant-level data for the period 1996–2005, we find that increasing imports from China have depressed relative wages in sectors with higher Chinese-import penetration. Our results show a significant reduction of relative wages, between 4 and 25 percent, for those sectors that have experienced the largest increases in Chinese imports. We also find that this effect is particularly strong for small firms, while large firms are unaffected.

\* Fernández, V. (2011). “Alternative Estimators of Long-Range Dependence.” *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 15(2): 5-42. Disponible en <http://www.bepress.com/snnde/vol15/iss2/art5>.

In this article, we concentrate on various techniques to quantify long-range dependence: wavelets, Geweke and Porter-Hudak (GPH)’s semi-parametric method, the periodogram method, rescaled range analysis (R/S) and a modification of it aimed at accommodating for short memory, quasi maximum likelihood (QML), de-trended fluctuation analysis (DFA), Modified DFA (MDFA), and Centered Moving Average (CMA) analysis.

Based on Monte Carlo experiments, we conclude that if the data generating process (DGP) is an AR(1), MA(1) or ARMA(1, 1) process, with moderate parameter values, the periodogram, GPH, QML, and modified R/S methods, followed by the DFA, MDFA, and CMA ones, perform reasonably well as regards with bias, although some of these techniques exhibit a non-negligible size distortion. Moreover, the QML, the periodogram, DFA, MDFA, and CMA methods overall provide with powerful and low-bias estimators, under alternative ARFIMA (p, d, q)-DGPs. The wavelet-based estimator in turn has high power, but it is noticeably upward (downward) biased when the autoregressive (moving-average) coefficient of the DGP is large.

Our Monte Carlo experiments are complemented with an application to Dow Jones AIG Gold Sub-index data, by means of bootstrap re-sampling.

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

\*De Vries, G. y M. Koetter (2011). “ICT Adoption and Heterogeneity in Production Technologies: Evidence for Chilean Retailers.” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 73(4): 539–55.

The adoption of information and communication technology (ICT) can have far-reaching effects on the nature of production technologies. Because ICT adoption is incomplete, especially in developing countries, different groups of firms will have different production technologies. We estimate a latent class stochastic frontier model, which allows us to test for the existence of multiple production technologies

across firms and consider the associated implications for efficiency measures. We use a unique data set of Chilean retailers, which includes detailed information on ICT adoption. We find three distinct production technologies. The probability of membership in a more productive group is positively related to ICT use.

\*Bravo, D. y J. Valderrama (2011). “The Impact of Income Adjustment in the Casen Survey on the Measurement of Inequality in Chile.” *Estudios de Economía* 38(1): 43–65.

The adjustment of the information obtained from household surveys to make the figures compatible with National Accounts is a non-standard and potentially questionable practice given that it alters the structure of income distribution. This paper analyzes the sensitivity of inequality and poverty indicators to the adjustments made by ECLAC so as to enable a consistency between what is reported by the CASEN survey and the National Accounts figures in Chile. The results reveal that this leads to important changes in the top-end of the distribution and to an overestimation in the main inequality indicators in Chile. Chile looks more unequal in international relative terms due to this adjustment.

## OTROS

\*Contreras, D., L. de Mello y E. Puentes (2011), “The Determinants of Labor Force Participation and Employment in Chile.” *Applied Economics*, 43(21): 1-12.

Chile’s labour force participation is low in comparison with Organization for Economic Co-operation and Development (OECD) and Latin American countries on average, especially among females and youths. This article estimates the main determinants of labour supply and employment for prime-age individuals and youths using data from the National Household Survey (CASEN) for 1990, 1996 and 2003. Educational attainment is found to be a powerful predictor of labour supply and employability for both males and females. The number of young children in the household is a strong deterrent to female participation, both for prime-age and young women. Changes in labour supply and employment during 1990 and 2003 are decomposed using the probit estimations. The results suggest that structural changes in the economy were the main determinants of changes in participation among prime-age individuals, but the converse is true for changes in employment, which depended predominantly on shifts in individual characteristics.

\*Jara, M. y F. López (2011). “La Calidad e Importancia de las Utilidades Contables para las Empresas Cotizadas en los Mercados de Capitales Chilenos.” *El Trimestre Económico* 79(311): 643–74.

Dado que la información transmitida mediante los estados financieros corporativos tiene gran peso y que, por tanto, desempeña un papel central en los mercados de capitales, analizamos hasta qué punto las utilidades declaradas sirven para medir el desempeño y como instrumento para anticipar los flujos de efectivo futuros. Específicamente, examinamos la relación entre los factores específicos de las empresas y la calidad de las utilidades en una muestra de 180 empresas chilenas que cotizaron en bolsa de valores entre 1998 y 2003. Hallamos que las utilidades son más pertinentes que los flujos de efectivo en la medición del desempeño de las empresas, lo cual sugiere que las utilidades tienen un contenido informativo adicional. La calidad de las utilidades tiene una relación positiva con el tamaño de la empresa y una relación negativa con el ciclo operativo.

\* Núñez, J. y L. Miranda (2011). “Intergenerational Income and Education Mobility in Urban Chile.” *Estudios de Economía* 38(1): 195–221.

This paper provides evidence on the degree and patterns of intergenerational income and educational mobility in urban Chile. We find intergenerational income elasticities for Greater Santiago in Chile in the range of 0.52 to 0.54. This is lower than recent nation-wide elasticities for Chile of about 0.6-0.7, but still stands as fairly high in comparison with the comparable international evidence. We also find that intergenerational educational mobility is lower for the younger cohorts, which however does not necessarily imply an increase of intergenerational educational mobility in the last decades, as life-cycle effects may be at work. Finally, we find evidence of a higher degree of intergenerational persistence of income at the two extremes of the income distribution, which is more accentuated at the top centiles of the distribution. We suggest that this may mirror the unusually high concentration of income at the top of the income distribution in Chile, a hypothesis that requires further research.

\* Castro, R. (2011). “Getting Ahead, Falling Behind and Standing Still. Income Mobility in Chile.” *Estudios de Economía* 38(1): 243–58.

This paper analyses household income mobility in Chile between 1996 and 2001. Compared to industrialized and most developing countries, mobility has been quite high. The purpose of this paper is to apply a binomial probit model and split analysis into assessment of individuals and households on the relative income distribution. Main results are that moving from unemployment to employment significantly increases probability of moving up and decreases probability of moving down. Technical-professional education is promoting move up on the relative income scale and it is protecting movement down. An important result is that high-school education decreases probability of degradation.





BANCO CENTRAL  
DE CHILE

## PUBLICACIONES

- Análisis Teórico del Impacto de la Crisis Petrolera.** 1980.
- Anuario de Cuentas Nacionales** (Publicación anual desde 1997 a 2003, discontinuada a partir de 2004 y reemplazada por la publicación Cuentas Nacionales de Chile).
- Aplicación de la Ley N° 19.396 sobre Obligación Subordinada.** 1996.
- Aspectos Relevantes de la Inversión Extranjera en Chile. Decreto Ley N° 600.** 1984.
- Balanza de Pagos de Chile.** Publicación anual.
- Banca Central, Análisis y Políticas Económicas.** Volúmenes 1 al 16.
- Banco Central de Chile.** 1995.
- Banco Central de Chile: Preceptos Constitucionales, Ley Orgánica y Legislación Complementaria.** 2000.
- Boletín Mensual.** Publicación mensual.
- Características de los Instrumentos del Mercado Financiero Nacional.** Diciembre 2005.
- Catálogo de Monedas Chilenas.** 1991.
- Catálogo de Publicaciones Académicas** (periodos 1991-2004 de noviembre del 2005 y 2005-2006 de octubre del 2007).
- Comisión Nacional Encargada de Investigar la Existencia de Distorsiones en el Precio de las Mercaderías Importadas.** 1994.
- Comisión Nacional Encargada de Investigar la Existencia de Distorsiones en el Precio de las Mercaderías Importadas. Antecedentes Estadísticos. 1981-2008.** 2009 (edición en español y en inglés).
- Constitutional Organic Act of the Central Bank of Chile, Law N° 18.840.** 2002.
- Cuantificación de los Principales Recursos Minerales de Chile (1985-2000).** 2001.
- Cuentas Ambientales: Metodología de Medición de Recursos Forestales en Unidades Físicas 1985-1996.** 2001.
- Cuentas Financieras de la Economía Chilena 1986-1990.** 1995.
- Cuentas Nacionales de Chile: 1960-1983.** 1984.
- Cuentas Nacionales de Chile: 1974-1985.** 1990.
- Cuentas Nacionales de Chile: 1985-1992. Síntesis Anticipada.** 1993.
- Cuentas Nacionales de Chile: 1985-1992.** 1994.
- Cuentas Nacionales Trimestralizadas: 1980-1983.** 1983.
- Cuentas Nacionales de Chile: 2003-2010.** Publicación anual.
- Cuentas Nacionales de Chile: Compilación de Referencia 2003.**
- 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 42.**
- Documentos de Trabajo. N°s 1 al 635.**
- Economía Chilena.** Publicación cuatrimestral.
- Economía para Todos.** Octubre 2004.
- Economic and Financial Report** (Publicación mensual desde 1983 a 2003, discontinuada a partir de enero de 2004).
- Estatuto de la Inversión Extranjera DL 600.** 1993.
- Estudios Económicos Estadísticos. N°s 50 al 87.**
- 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 Reservas Internacionales del Banco Central de Chile.** 2006 (ediciones en español y en inglés).
- Guía de Estilo en Inglés.** 2001
- Iconografía de Monedas y Billetes Chilenos.** Noviembre 2009.
- Indicadores de Comercio Exterior** (Publicación mensual hasta diciembre de 2003 y trimestral a partir del 2004).
- Indicadores Económicos y Sociales de Chile 1960-2000.** 2001 (ediciones en español y en inglés).
- Indicadores Económicos / Indicadores Coyunturales.** Publicación trimestral (ediciones en español y en inglés).
- Indicadores Macroeconómicos / Indicadores Coyunturales.** Publicación trimestral. (edición en español. Versión en inglés disponible sólo en forma digital en sitio web).
- Índices de Exportación: 1986-1999.** 2000.
- Informativo Diario.** Publicación diaria.
- Informe de Estabilidad Financiera. Publicación semestral** (edición en español. Versión en inglés disponible sólo en forma digital en CD y en sitio web).
- Informe de Política Monetaria. Publicación cuatrimestral hasta septiembre del 2009 y trimestral a partir de diciembre del 2009.** (edición en español. Versión en inglés disponible sólo en forma digital en CD y en sitio web).
- Informe Económico de Chile** (Publicación anual desde 1981 a 1984, discontinuada a partir de 1985).
- Informe Económico y Financiero** (Publicación quincenal desde 1981 al 2003, discontinuada a partir de enero del 2004).
- Invirtiendo en Chile.** 1991.
- La Emisión de Dinero en Chile. Colección de Monedas y Billetes del Banco Central de Chile.** Julio 2005.
- La Política Monetaria del Banco Central de Chile en el Marco de Metas de Inflación. 2007** (ediciones en español y en inglés).
- Legislación Económica Chilena y de Comercio Internacional.** 1982.
- Legislación Económica y Financiera.** 2006 (versión digital disponible en sitio web).
- Ley Orgánica Constitucional del Banco Central de Chile.** 2006.
- Matriz de Insumo Producto para la Economía Chilena 1986.** 1992.
- Matriz de Insumo Producto para la Economía Chilena 1996.** 2001.
- Memoria Anual del Banco Central de Chile. Publicación anual** (edición en español. Versión en inglés disponible sólo en forma digital en CD y en sitio web).
- Modelos Macroeconómicos y Proyecciones del Banco Central de Chile.** 2003.
- Pintura Chilena Colección del Banco Central de Chile.** Octubre 2004.
- Política Monetaria del Banco Central de Chile: Objetivos y Transmisión.** 2000 (ediciones en español y en inglés).
- Políticas del Banco Central de Chile 1997-2003.** 2003.
- Presentation of the Bill on the Constitutional Organic Law of the Central Bank of Chile.** 1989.
- Principales Exportaciones y Países de Destino** (Publicación anual desde 1980 a 1982, discontinuada a partir de 1983).
- Proyecto de Ley Orgánica Constitucional del Banco Central de Chile.** 1988.
- Publicaciones Académicas.** (Edición bilingüe. Periodos: 1996-2001 de Junio del 2001; 2001-2004 de Septiembre del 2005; 2005-2006 de Octubre del 2007; y 2007-2010 de Agosto del 2011. Último periodo disponible solo en forma digital en sitio web).
- Recopilación de la Legislación Bancaria Chilena.** 1980.
- Serie de Comercio Exterior 1970-1981.** 1982.
- Serie de Estudios Económicos.** I al 49 (Publicación renombrada, a partir del número 50, como Estudios Económicos Estadísticos).
- Series Monetarias.** 1979.
- Síntesis de Normas de Exportación y Otras Disposiciones Legales.** 1987.
- Síntesis Estadística de Chile.** Publicación anual (ediciones en español y en inglés).
- Síntesis Monetaria y Financiera.** Publicación anual.

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

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

## DOCUMENTOS DE TRABAJO

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

<b>DTBC-638</b> Investment dynamics in a DSGE Model with Heterogeneous firms and Corporate Taxation Sergio Salgado	Agosto 2011	<b>DTBC-624</b> Procyclicality of Fiscal Policy in Emerging Countries: the Cycle is the Trend Michel Strawczynski y Joseph Zeira	Mayo 2011
<b>DTBC-637</b> Labor Market Dynamics in Chile: the Role of Terms of Trade Shocks Juan Pablo Medina y Alberto Naudon	Agosto 2011	<b>DTBC-623</b> Taxes and the Labor Market Tommaso Monacelli, Roberto Perotti y Antonella Trigari	Mayo 2011
<b>DTBC-636</b> Distribución de la Riqueza, Capital Social y Tasa de Crecimiento Pablo Filippi	Agosto 2011	<b>DTBC-622</b> Valorización de Fondos Mutuos Monetarios y su Impacto sobre Estabilidad Financiera Luis Antonio Ahumada, Nicolás Álvarez y Diego Saravia	Abril 2011
<b>DTBC-635</b> Time-Consistent Bailout Plans Ernesto Pastén	Julio 2011	<b>DTBC-621</b> Sobre el Nivel de Reservas Internacionales de Chile: Análisis a Partir de Enfoques Complementarios Gabriela Contreras, Alejandro Jara, Eduardo Olaberría y Diego Saravia	Marzo 2011
<b>DTBC-634</b> Proyecciones de Inflación con Precios de Frecuencia Mixta: el Caso Chileno Juan Sebastian Becerra y Carlos Saavedra	Julio 2011	<b>DTBC-620</b> Un Test Conjunto de Superioridad Predictiva para los Pronósticos de Inflación Chilena Pablo Pincheira	Marzo 2011
<b>DTBC-633</b> Long-Term Interest Rate and Fiscal Policy Eduardo López, Victor Riquelme y Ercio Muñoz	Junio 2011	<b>DTBC-619</b> The Optimal Inflation Tax in the Presence of Imperfect Deposit – Currency Substitution Eduardo Olaberría	Marzo 2011
<b>DTBC-632</b> Computing Population Weights for the EFH Survey Carlos Madeira	Junio 2011	<b>DTBC-618</b> El Índice Cartera Vencida como Medida de Riesgo de Crédito: Análisis y Aplicación al Caso de Chile Andrés Sagner	Marzo 2011
<b>DTBC-631</b> Aplicaciones del Modelo Binomial para el Análisis de Riesgo Rodrigo A. Alfaro, Andrés Sagner y Carmen G. Silva	Mayo 2011	<b>DTBC-617</b> Estimación del Premio por Riesgo en Chile Francisca Lira y Claudia Sotz	Marzo 2011
<b>DTBC-630</b> Jaque Mate a las Proyecciones de Consenso Pablo Pincheira y Nicolás Fernández	Mayo 2011	<b>DTBC-616</b> Uso de la Aproximación TIR/Duración en la Estructura de Tasas: Resultados Cuantitativos Bajo Nelson-Siegel Rodrigo Alfaro y Juan Sebastián Becerra	Marzo 2011
<b>DTBC-629</b> Risk Premium and Expectations in Higher Education Gonzalo Castex	Mayo 2011	<b>DTBC-615</b> Chilean Export Performance: the Rol of Intensive and Extensive Margins Matías Berthelon	Marzo 2011
<b>DTBC-628</b> Fiscal Multipliers and Policy Coordination Gauti B. Eggertsson	Mayo 2011	<b>DTBC-614</b> Does Linearity in the Dynamics of Inflation Gap and Unemployment Rate Matter? Roque Montero	Febrero 2011
<b>DTBC-627</b> Chile's Fiscal Rule as Social Insurance Eduardo Engel, Christopher Neilson y Rodrigo Valdés	Mayo 2011	<b>DTBC-613</b> Modeling Copper Price: A Regime-Switching Approach Javier García - Cicco y Roque Montero	Febrero 2011
<b>DTBC-626</b> Short-Term GDP Forecasting Using Bridge Models: a Case for Chile Marcus Cobb, Gonzalo Echavarría, Pablo Filippi, Macarena García, Carolina Godoy, Wildo González, Carlos Medel y Marcela Urrutia	Mayo 2011		
<b>DTBC-625</b> Introducing Financial Assets into Structural Models Jorge Fornero	Mayo 2011		

*Serie de Libros sobre*

# Banca Central, Análisis y Políticas Económicas

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

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

Anne Krueger,  
Fondo Monetario Internacional



**BANCO CENTRAL DE CHILE**

**Para ordenar:**

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

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

Teléfono: (562) 670-2888

Fax: (562) 670-2231

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

## MONETARY POLICY UNDER UNCERTAINTY AND LEARNING

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

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

Nicoletta Batini, International Monetary Fund

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

## CURRENT ACCOUNT AND EXTERNAL FINANCING

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

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

Roberto Chang, Professor of Economics, Rutgers University

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

## MONETARY POLICY UNDER INFLATION TARGETING

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

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

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

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

## EXTERNAL VULNERABILITIES AND PREVENTIVE POLICIES

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

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

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

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



### **INVITACIÓN A ENVIAR ARTÍCULOS Y COMENTARIOS**

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

### **INVITACIÓN A ENVIAR RESÚMENES DE TRABAJOS**

Se invita a investigadores de otras instituciones a enviar títulos y resúmenes de trabajos sobre la economía chilena para ser publicados en la sección de resúmenes. Deberán estar digitalizados y en idioma español o inglés (con una extensión de 50 a 100 palabras).

Es necesario incluir, además, los datos del autor y una copia del trabajo. Estos se deben enviar a Editor de Revisión de Publicaciones, Revista ECONOMÍA CHILENA, Agustinas 1180, Santiago, Chile o vía correo electrónico a [rec@bcentral.cl](mailto:rec@bcentral.cl).

### **SUSCRIPCIÓN**

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

(\*) Incluye despacho por vía aérea.

#### **CORRECTOR**

RODOLFO ERAZO M.

#### **DISEÑO Y DIAGRAMACIÓN**

MÓNICA WIDOYCOVICH

#### **IMPRESIÓN**

MAVAL LTDA.

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



**BANCO CENTRAL  
DE CHILE**

**AGUSTINAS 1180  
SANTIAGO / CHILE**