



BANCO CENTRAL
DE CHILE

ECONOMÍA CHILENA

VOLUMEN 11 - Nº1 / ABRIL 2008

ARTÍCULOS

El Horizonte de la Política Monetaria en Chile y otros Países con Metas de Inflación

Fabián Gredig U. / Klaus Schmidt-Hebbel D. / Rodrigo O. Valdés P.

Un Marco para la Elaboración de los Programas de Impresión y Acuñación

Rómulo A. Chumacero E. / Claudio Pardo M. / David Valdés V.

Análisis del Tipo de Cambio en la Práctica

Rodrigo Caputo G. / Marco Núñez N. / Rodrigo O. Valdés P.

La Predicción de la Insolvencia de Empresas Chilenas

Felipe Zurita L.

NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Comportamiento del Precio Internacional de Granos Seleccionados y su Impacto en la Inflación

*Eduardo López E. / Francisco Meneses P.
J. Felipe Córdova F. / M. Carolina Grünwald N.*

Metodologías para la Estimación de Expectativas sobre Tasas de Política Monetaria

Felipe Jaque S. / Alfredo Pistelli M.

Predictibilidad Encubierta en Economía: El Caso del Tipo de Cambio Nominal Chileno

Pablo Pincheira B.

REVISIÓN DE LIBROS

REVISIÓN DE PUBLICACIONES

ISSN 0717-3830

El objetivo de **ECONOMÍA CHILENA** es ayudar a la divulgación de resultados de investigación, preferentemente aquella realizada en el Banco Central de Chile 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, finanzas internacionales 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

Kevin Cowan (*Banco Central de Chile*)
Klaus Schmidt-Hebbel (*Banco Central de Chile*)

EDITOR DE NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Jorge Selaive (*Banco Central de Chile*)

EDITOR DE PUBLICACIONES

Mauricio Calani (*Banco Central de Chile*)

COMITÉ EDITORIAL

Patricio Arrau (*GERENS*)
Carlos Budnevich (*Budnevich & Asociados*)
Agustín Carstens (*Secretario de Hacienda y Crédito Público de México*)
Vittorio Corbo (*Banco Central de Chile*)
Sebastián Edwards (*U. of California at Los Angeles*)
Eduardo Engel (*Yale University*)
Nicolás Eyzaguirre (*CEPAL*)
Ricardo Ffrench-Davis (*CEPAL*)
Juan Andrés Fontaine (*Fontaine, Ihnen y Asociados*)
Guillermo Le Fort (*Le Fort Economía y Finanzas*)
Felipe Morandé (*Universidad de Chile*)
Andrew Powell (*Universidad Torcuato Di Tella*)
Renzo Rossini (*Banco Central de la Reserva del Perú*)
José Darío Uribe (*Banco de la República de Colombia*)
Andrés Velasco (*Ministerio de Hacienda*)

EDITOR ASISTENTE

Fabián Gredig (*Banco Central de Chile*)

SUPERVISORA DE EDICIÓN Y PRODUCCIÓN

Consuelo Edwards (*Banco Central de Chile*)

REPRESENTANTE LEGAL

Juan Esteban Laval (*Banco Central de Chile*)

El contenido de los artículos de la revista **ECONOMÍA CHILENA**, así como los análisis y conclusiones que de ellos se derivan, son 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.



BANCO CENTRAL
DE CHILE

ECONOMÍA CHILENA

VOLUMEN 11 - Nº1 / ABRIL 2008

ÍNDICE

Resúmenes de trabajos	3
Resúmenes en inglés (Abstracts)	4
Artículos	
<i>El Horizonte de la Política Monetaria en Chile y Otros Países con Metas de Inflación</i> Fabián Gredig U. / Klaus Schmidt-Hebbel D. Rodrigo O. Valdés P.	5
<i>Un Marco para la Elaboración de los Programas de Impresión y Acuñación</i> Rómulo A. Chumacero E. / Claudio Pardo M. David Valdés V.....	29
<i>Análisis del Tipo de Cambio en la Práctica</i> Rodrigo Caputo G. / Marco Núñez N. / Rodrigo O. Valdés P.	61
<i>La Predicción de la Insolvencia de Empresas Chilenas</i> Felipe Zurita L.	93
Notas de Investigación	
<i>Comportamiento del Precio Internacional de Granos Seleccionados y su Impacto en la Inflación</i> Eduardo López E. / Francisco Meneses P. J. Felipe Córdova F. / M. Carolina Grünwald N.....	119
<i>Metodologías para la Estimación de Expectativas sobre Tasas de Política Monetaria</i> Felipe Jaque S. / Alfredo Pistelli M.	131
<i>Predictibilidad Encubierta en Economía: El Caso del Tipo de Cambio Nominal Chileno</i> Pablo Pincheira B.	137
Revisión de Libros	
<i>The Demand for Money: Theoretical and Empirical Approaches de Apostolos Serletis</i> J. Rodrigo Fuentes S.....	143
<i>Emerging Capital Markets and Globalization: The Latin American Experience</i> de Augusto de la Torre y Sergio L. Schmukler Claudia Sotelo V.	147
Revisión de Publicaciones	
Catastro de publicaciones recientes	151
Resúmenes de artículos seleccionados	153

RESÚMENES DE TRABAJOS

EL HORIZONTE DE LA POLÍTICA MONETARIA EN CHILE Y OTROS PAÍSES CON METAS DE INFLACIÓN

Fabián Gredig / Klaus Schmidt-Hebbel D. / Rodrigo O. Valdés P.

La tolerancia a cierta volatilidad en la tasa de inflación lleva a que aquellos países que tienen metas de inflación diseñen su política monetaria de modo que refleje flexibilidad en cuatro dimensiones: el índice de precios para el cual se define la meta, el ancho del rango meta, el punto medio del horizonte de política monetaria (HPM) y el rango temporal del HPM. Este trabajo evalúa el HPM de Chile —recientemente redefinido por el BCCh— a la luz de la experiencia chilena y en comparación con otros países con metas de inflación. Se revisan consideraciones analíticas y prácticas para la formulación del marco de metas de inflación. Luego se presenta información descriptiva sobre la inflación, su volatilidad y su desviación respecto de la meta para la muestra histórica del universo de países con metas de inflación, a fin de hacer inferencias sobre la tolerancia efectiva que han mostrado los países hacia desviaciones y volatilidades inflacionarias. Se describe el diseño actual de política monetaria en las cuatro dimensiones de flexibilidad mencionadas, en los países con metas de inflación. Finalmente, se examinan las proyecciones de inflación publicadas por el BCCh, que permiten evaluar la coherencia entre el HPM anunciado y el horizonte de política efectivo del Banco.

UN MARCO PARA LA ELABORACIÓN DE LOS PROGRAMAS DE IMPRESIÓN Y ACUÑACIÓN

Rómulo A. Chumacero / Claudio Pardo / David Valdés.

Este trabajo presenta modelos alternativos para proyectar la demanda de billetes y monedas de distintas denominaciones. Los modelos propuestos dominan a los habitualmente utilizados, reduciendo el error medio cuadrático de proyección substancialmente. Además se presenta un nuevo marco para la elaboración de los programas de impresión y acuñación donde, las proyecciones de densidades, junto con información de restricciones tecnológicas y preferencias de la autoridad, son instrumentos primordiales en la toma de decisiones.

ANÁLISIS DEL TIPO DE CAMBIO EN LA PRÁCTICA

Rodrigo Caputo G. / Marco Núñez N. / Rodrigo O. Valdés P.

Este trabajo examina las principales herramientas con que se analiza el tipo de cambio en la formulación y análisis de la política macroeconómica en el Banco Central de Chile (BCCh). Para tal efecto, primero se describen las principales metodologías con las que se construyen indicadores de tipo de cambio real (TCR) y se corrobora que el TCR que regularmente publica el BCCh tiene características apropiadas. Segundo, se discuten distintos conceptos de TCR de equilibrio y se revisan distintas metodologías que ofrecen una aproximación empírica al concepto de equilibrio de mediano y largo plazo para el TCR. Para todas las metodologías se presentan estimaciones del TCR de equilibrio para el año 2005 como referencia. En cada caso, se individualizan qué supuestos son los más importantes para los resultados. Por último, se revisan algunos indicadores del funcionamiento del mercado cambiario que complementan las estimaciones del TCR de equilibrio. Lo anterior permite evaluar si existe un comportamiento inusual o circunstancias excepcionales en este mercado.

LA PREDICCIÓN DE LA INSOLVENCIA DE EMPRESAS CHILENAS

Felipe Zurita L.

Este trabajo compara modelos de inestabilidad financiera de naturaleza estadística y basados en la teoría de opciones, para el conjunto de sociedades anónimas abiertas chilenas. Los modelos estadísticos tienen un ajuste adecuado, aunque la peculiar historia de las quiebras en el período considerado, a saber, su aglomeración al inicio, pone en duda su utilidad como herramienta predictiva. En el segundo caso, en cambio, el promedio de probabilidades de quiebra muestra una alta correlación con indicadores de riesgo bancarios, y los precede hasta en tres trimestres. En suma, este primer esfuerzo de medición es de un éxito moderado, pero señala una serie de caminos cuya exploración aparece promisorio.

ABSTRACTS

THE MONETARY POLICY HORIZON IN CHILE AND OTHER INFLATION-TARGETING COUNTRIES

Fabián Gredig / Klaus Schmidt-Hebbel D. / Rodrigo O. Valdés P.

Tolerating some volatility in the rate of inflation leads the design of inflation target characteristics—in inflation-targeting economies—to reflect flexibility in four dimensions, namely: the price index that defines the target, the width of the target range, the midpoint of the monetary policy horizon (MPH) and the time range of the MPH. This paper evaluates Chile's MPH—recently redefined by the Central Bank of Chile—in light of the Chilean experience and in an international comparison with other inflation targeters around the world. We review analytical and practical aspects of the formulation of the inflation-targeting framework. Then we present descriptive information on inflation, its volatility and its deviation from the target for all inflation-targeting countries, in order to infer the actual degree of tolerance countries have had toward inflation rates' deviation and volatility. Next we describe the current design of monetary policy in the four aforesaid dimensions of flexibility in inflation-targeting countries. Finally, we review inflation forecasts published by the Central Bank of Chile and evaluate the consistency between the announced MPH and the Bank's actual policy horizon.

A FRAMEWORK FOR PRINTING AND MINTING PLANS

Rómulo A. Chumacero / Claudio Pardo / David Valdés.

This paper presents alternative models for forecasting the demand for bills and coins of different denominations. When compared to the models often used, the root mean squared forecasting error is substantially reduced. The paper also develops a new framework to formulate the printing and minting programs by using density forecasts along with information on technological constraints and preferences of the policy maker.

EXCHANGE RATE ANALYSIS IN PRACTICE

Rodrigo Caputo G. / Marco Núñez N. / Rodrigo O. Valdés P

This paper describes the main tools used to analyze the exchange rate in the process of conducting and analyzing the macroeconomic policies of the Chilean Central Bank (CCB). In doing so, we first describe the main methodologies used to construct real exchange rate (RER) indices, and corroborate that the RER index regularly published by the CCB has the desired properties. Second, we discuss different concepts of RER equilibrium and review methodologies that can empirically approximate the concept of medium to long-term RER equilibrium. For all these methodologies, we report estimations of the equilibrium RER during 2005. In each case, we identify the main assumptions behind the results. Finally, we analyze some variables that describe the behavior of the exchange market, that are a complementary tool to the equilibrium RER estimates, and are useful to assess whether there is an unusual behavior or exceptional circumstances in this market.

BANKRUPTCY PREDICTION FOR CHILEAN COMPANIES

Felipe Zurita L.

This paper compares statistical and option-based models of financial instability for the group of listed Chilean companies. Statistical models have the proper fit, although the peculiar history of bankruptcies in the period of analysis, namely their concentration in the early period, questions their usefulness as a predictive tool. In models based on option theory, on the other hand, average bankruptcy probabilities appear to be highly correlated with bank risk indicators, and precedes them by up to three quarters. Overall, this first measuring effort is moderately successful, but reveals a number of paths worth exploring.

EL HORIZONTE DE LA POLÍTICA MONETARIA EN CHILE Y OTROS PAÍSES CON METAS DE INFLACIÓN*

*Fabián Gredig U.***
*Klaus Schmidt-Hebbel D.****
*Rodrigo O. Valdés P.*****

I. INTRODUCCIÓN

La tolerancia de los bancos centrales a una cierta volatilidad en la tasa de inflación, que implica que estos no neutralizan los efectos de *shocks* inflacionarios que son fundamentalmente transitorios, tiene su raíz en tres características de la política monetaria. Estas características explican por qué los bancos centrales permiten desviaciones temporarias de la inflación respecto de las metas inflacionarias.¹

La primera característica de la política monetaria por la cual los bancos centrales permiten una volatilidad acotada de la inflación, es la dificultad de controlar las variaciones de precios en el corto plazo. Debido a que la política monetaria actúa con un rezago sobre la inflación (el rezago del efecto máximo respecto de la decisión de política), es difícil que el banco central —aun en el caso extremo de considerar la estabilidad de precios como su único objetivo— “controle” toda desviación inflacionaria, deshaciéndola instantáneamente a través de un uso vigoroso de su instrumento de política monetaria. En el caso de Chile, el Banco Central de Chile (BCCh) ha afirmado que los rezagos de los efectos (máximos) de un cambio en la política monetaria se estiman en dos a cinco trimestres para la demanda y la producción, y en cinco a ocho trimestres para la inflación (Banco Central de Chile, 2007, p. 22), lo que se sustenta en buena parte de la evidencia empírica resumida en el Anexo de este trabajo. Cabe destacar que la existencia de rezagos en la transmisión de la política monetaria es independiente de las preferencias de las autoridades. En cambio, las dos características siguientes reflejan sus preferencias.

La segunda característica se origina en un segundo objetivo que las autoridades monetarias persiguen normalmente además de la meta de inflación (MI): la estabilidad del producto o del empleo. Aunque la evidencia empírica internacional sugiere que este objetivo es cuantitativamente secundario respecto del objetivo de estabilidad de precios,² la inclusión de este segundo objetivo lleva a que los bancos centrales no busquen suprimir en forma instantánea toda desviación de la inflación respecto de su valor meta, sino que reaccionen con menor intensidad a un *shock* inflacionario. Esta tensión entre argumentos distintos de la función objetivo es particularmente evidente

* Parte de este trabajo se elaboró en 2006, al discutirse el cambio del HPM del BCCh, durante la preparación del documento “La Política Monetaria del Banco Central de Chile en el Marco de MI”, publicado en enero de 2007. Las opiniones vertidas aquí son las de los autores y no representan necesariamente las del BCCh ni las de sus consejeros. Se agradecen los valiosos comentarios de consejeros del BCCh, de participantes en el Chief Economists’ Meeting del Centre of Central Banking Studies, Bank of England (abril 2007) y de un árbitro anónimo a versiones preliminares de este trabajo. Además, se agradece la valiosa contribución de Marcelo Ochoa con información estadística sobre los países con MI y de Marco Núñez en la entrega de series de proyecciones de inflación del BCCh.

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

*** Gerente de Investigación Económica, BCCh. E-mail: kschmidt@bcentral.cl

**** Al momento de escribir este artículo, Gerente de División Estudios, BCCh. E-mail: rodrigo.valdes@barclayscapital.com

¹ Esta forma de entender la política monetaria bajo MI se denomina política flexible de MI o de metas de proyección de inflación. El primer nombre pone el acento en la omisión de una reacción de política monetaria ante *shocks* transitorios de inflación (a fin de evitar una volatilidad excesiva del producto), mientras el segundo subraya la acción de política orientada a alcanzar una proyección de inflación coherente con la meta, en un período contingente al *shock* y compatible con el HPM.

² Para un modelo basado en una función objetivo convencional de un banco central, con aversión a la volatilidad de la inflación y del producto, Cecchetti y Ehrmann (2002) estiman una aversión a la volatilidad de la inflación de 0.76 (comparada con una aversión a la volatilidad del producto de 0.24), para una muestra de 23 países. Corbo et al. (2002), utilizando una metodología similar a la del trabajo anterior, encuentran una media de aversión a la inflación de 0.90 (con un rango de 0.74 a 0.97) para una muestra de nueve países con MI, y de 0.91 para una muestra de diez países industrializados sin MI (con un rango de 0.80 a 0.97).

cuando se enfrentan *shocks* de oferta, que mueven la inflación y el producto en direcciones opuestas. En la medida en que las expectativas de inflación no se desanclean con un shock de oferta, el signo de la respuesta óptima del banco central a un *shock* de oferta es ambiguo, dependiendo de la persistencia del *shock*, las preferencias de la autoridad monetaria y la estructura de la economía.

Por último, los bancos centrales también valoran mantener una cierta estabilidad en el uso de su instrumento, que es actualmente una tasa de interés (la tasa de política monetaria) en la mayoría de los bancos centrales del mundo. Para mantener la mayor capacidad predictiva posible de la política monetaria y evitar contribuir a una eventual inestabilidad financiera, los bancos centrales tienden a introducir cambios graduales, acotados y típicamente predecibles en sus tasas de política. Esta preferencia por ajustes graduales a la tasa de interés está relacionada con la preocupación por la estabilidad del producto, porque ambas llevan a que los bancos toleren cierta persistencia en las desviaciones de la inflación de sus objetivos.

La tolerancia a cierta volatilidad en la tasa de inflación lleva a que el diseño de las características de las MI —en aquellos países que tienen MI— refleje flexibilidad en cuatro dimensiones: el índice de precios para el cual se define la meta, el ancho del rango meta, el punto medio del horizonte de política monetaria (HPM) y el rango temporal del HPM.

El HPM se define como el período máximo en el cual la autoridad monetaria se compromete habitualmente a que la inflación retorne o converja al centro del rango meta. Por lo tanto, es un parámetro asociado al objetivo operacional de la política monetaria y refleja el período futuro más lejano en el cual la proyección de inflación publicada por el propio banco central debe volver al centro del rango meta, ante una alteración normal de las condiciones económicas. La convergencia de la inflación proyectada puede ser, por supuesto, más rápida que el HPM comprometido, en la medida en que las condiciones iniciales y una baja persistencia de los *shocks* así lo impliquen. El HPM puede expresarse como un horizonte punto (por ej., a ocho trimestres) o como un horizonte rango (p.ej., de siete a nueve trimestres).

Los parámetros claves del régimen de MI del BCCh, vigentes entre el año 2000 y fines de 2006, comprendían un rango de 2 a 4% anual para la MI, con un HPM explícito de 12 a 24 meses. Estos parámetros del régimen de MI fueron descritos en detalle en el documento de política monetaria vigente hasta fines de 2006 (Banco Central de Chile, 2000). Con la publicación de un nuevo documento de política monetaria (Banco Central de Chile, 2007), el Banco redefinió los parámetros del marco de MI a partir de inicios de 2007, a fin de “alcanzar la meta de que la inflación anual del IPC se ubique en torno a 3% anual, con un rango de tolerancia de más/menos un punto porcentual... con el objetivo operacional... que la inflación proyectada se ubique en 3% anual en un horizonte de política en torno a dos años” (Banco Central de Chile, 2007, páginas 15 y 18). Con ello, los valores del centro y del rango de la MI se mantienen, pero se refuerza el compromiso de la política monetaria con el centro del rango meta. Por otra parte, se implementa una extensión del HPM hasta (en torno a) dos años, permitiendo alguna tolerancia en torno al centro del nuevo HPM centrado en 24 meses.

El objetivo principal de este trabajo es evaluar el HPM del Banco Central de Chile, en comparación internacional con otros países con MI y a la luz de la propia experiencia chilena. Este objetivo se aborda respondiendo a cuatro preguntas específicas, cada una de ellas cubierta en las siguientes secciones del trabajo.

- i) ¿Cuáles son las consideraciones analíticas y prácticas sobre la flexibilidad en la formulación del marco de política monetaria bajo MI? Estos aspectos, que guían las decisiones en las cuatro dimensiones de flexibilidad mencionadas arriba, son brevemente revisados en la sección II.
- ii) ¿Cuál es la evidencia sobre el cumplimiento de las MI y sus desviaciones respecto de las metas, en Chile y en el universo de países con MI? Esta comparación descriptiva sobre nivel medio de la inflación, volatilidad y desviación respecto de la meta para la muestra histórica de países con MI (desde el inicio de metas en los países respectivos) se presenta en la sección III. Ello permite hacer inferencias sobre la tolerancia

efectiva que han mostrado los países hacia las desviaciones y la volatilidad de sus tasas de inflación, y sobre cómo se compara Chile en esta dimensión con sus pares.

- iii) ¿Cómo se formulan las MI y los HPM —en las cuatro dimensiones de flexibilidad— en Chile y en el universo de países con MI? Esta comparación descriptiva, a la fecha de mediados de 2006, permite identificar en la sección IV las diferencias entre países y colocar la formulación práctica del marco de metas del BCCh en el contexto internacional.
- iv) ¿Cuál ha sido la coherencia entre el HPM anunciado y el efectivo, reflejado en las proyecciones de inflación del BCCh? Para abordar esta pregunta, la sección V realiza un detallado examen de las proyecciones de inflación IPC presentadas gráficamente en el *Informe de Política Monetaria (IPoM)* del Banco Central, a lo largo de la historia de dicho informe (2000-2006). Ello permite medir las medias y desviaciones de las proyecciones de inflación a cada uno de los nueve trimestres proyectados, así como identificar el período promedio de convergencia de las proyecciones al centro del rango meta y su dispersión. De esta forma se contrasta el HPM efectivo con el anunciado. La sección VI presenta las conclusiones del trabajo.

II. ASPECTOS ANALÍTICOS Y EMPÍRICOS SOBRE LA FLEXIBILIDAD EN LA FORMULACIÓN DE MI Y HORIZONTES DE POLÍTICA MONETARIA

Utilizando un modelo de optimización para un banco central, basado en una función de pérdida cuadrática de las desviaciones de la inflación de la meta y de la brecha del producto, bajo el supuesto de que la inflación se distribuye normalmente, De Gregorio (2007) demuestra la equivalencia entre tres formas de plantear el objetivo inflacionario: un rango meta y la fracción del tiempo en que se espera estar dentro del rango; una meta para la proyección de inflación a alcanzarse en un HPM dado; y una meta para la proyección de inflación con una varianza deseada para dicha proyección. La comunicación pública por parte de un banco central de cualquiera de las tres formas anteriores es suficiente para hacer explícito

su grado de flexibilidad o tolerancia a desviaciones de la MI y, por ende, es una forma de comunicar su carácter de “paloma” o “halcón” respecto del objetivo inflacionario. La comunicación de los parámetros respectivos es, naturalmente, condicional al índice de precios seleccionado para la meta, al tipo de *shock* macroeconómico que se enfrenta (un anuncio no condicional se subentendería como válido para enfrentar un *shock* macroeconómico promedio) y a la estructura de la economía respectiva (que determinará el rezago con que opere la política monetaria).

Como se describirá en la sección IV, no todos los bancos centrales con MI proveen información completa respecto de su tolerancia a *shocks* inflacionarios. Por supuesto, todos los bancos anuncian el índice de precios seleccionado para su meta (inflación total o alguna medida de inflación subyacente), pero esta información es insuficiente para inferir su grado de flexibilidad. Sin embargo, de acuerdo con la información internacional recolectada para este trabajo, ningún banco central con una meta rango anuncia o se compromete con la fracción del tiempo en que espera que su medida de inflación se encuentre dentro del rango meta. Tampoco existe un banco central con MI y proyecciones de inflación que anuncie o se comprometa con una varianza para su proyección de inflación.³

Sin embargo, un buen número de bancos centrales se compromete con un HPM, anunciando un punto medio para dicho horizonte. Además, un subconjunto de dichos bancos centrales también identifica un rango temporal asociado al punto medio de su respectivo HPM. Posiblemente la preferencia revelada de los bancos centrales por un HPM —y por no comunicar la fracción del tiempo en que se espera estar en el rango meta o la varianza deseada para la proyección de inflación— refleje la ventaja comunicacional y de rendición de cuentas de los bancos centrales al público. Es posible que el anuncio de un HPM resulte

³ Las proyecciones de inflación en forma de abanico, publicadas en los reportes de inflación de muchos bancos centrales con MI, presentan dispersiones para las proyecciones de inflación que varían con el reporte correspondiente, porque son condicionales a la coyuntura y a los *shocks* inflacionarios observados y proyectados a la fecha de publicación del correspondiente reporte. Por lo tanto, no corresponden al anuncio de una desviación estándar incondicional para la proyección de inflación.

de más fácil comprensión y monitoreo para el público que las otras dos alternativas, lo que explicaría su popularidad entre los bancos centrales.

Finalmente, cabe señalar que el período para el cual los bancos centrales se comprometen a llevar la inflación al centro de su rango meta depende del *shock* que enfrenten —de su magnitud y persistencia— así como de las brechas de inflación y de producto —sus signos relativos y magnitudes— al momento de tomar la decisión de política. El hecho de que los shocks que se enfrentan y las condiciones iniciales se distribuyan con importantes dispersiones lleva a muchos bancos centrales a elegir rangos en vez de puntos para sus HPM.

III. NIVEL, VOLATILIDAD Y DESVIACIÓN DE LA INFLACIÓN RESPECTO DE LA META EN PAÍSES CON META DE INFLACIÓN

En la práctica de la política monetaria con una MI, la flexibilidad en su conducción se refleja en la tolerancia de los bancos centrales a desviaciones de la inflación respecto de la meta, reflejadas en una volatilidad acotada de la inflación. Como se discutió en la sección precedente, una forma de acotar dicha tolerancia es anunciando un HPM, el período en el cual la autoridad se compromete a que la inflación retorne al centro del rango meta. Por lo tanto, las desviaciones de la inflación observadas en los países con MI son un elemento esencial en la determinación de un HPM por los bancos centrales. Por ello, esta sección revisa la evidencia internacional y para Chile sobre tasas de inflación, sus volatilidades y desviaciones respecto de las metas inflacionarias, así como las frecuencias de los desvíos mensuales respecto de los rangos meta.

Los cuadros 1 y 2 presentan información descriptiva sobre inflación en niveles promedio, volatilidades y desviaciones respecto de MI, desde el inicio del esquema de metas en el país correspondiente y hasta el primer trimestre de 2006, para 21 países con MI en el mundo. El primero de los cuadros resume la información para el período completo de MI de cada país (bajo metas convergentes y estacionarias; p.ej., entre el primer trimestre de 1991 y el primer trimestre de 2006, en el caso de Chile), mientras el segundo cuadro presenta la información solo para el período

de metas estacionarias (p.ej., entre el primer trimestre de 2001 y el primero de 2006, en Chile).

La información refleja que, bajo meta estacionaria, el nivel promedio de la inflación hasta el primer trimestre de 2006 alcanzó 2.1% en los ocho países industrializados y 2.8% en las nueve economías emergentes (cuadro 2), lo que es coherente con los mayores niveles de las MI en las economías emergentes. La desviación estándar de la inflación en las economías emergentes alcanzó un 1.6%, lo que casi duplica la variabilidad comparable observada en los países industrializados (1.0%), diferencia que no es explicada mayormente por los valores algo superiores de las metas en las economías emergentes. Como consecuencia de lo anterior, la desviación absoluta de la inflación (definida como el valor absoluto de la diferencia entre la inflación observada y la meta o el centro del rango meta) también es mayor en las economías emergentes (1.3%) que en las industrializadas (0.9%).

Se observan diferencias significativas entre países respecto de los indicadores presentados. Usando la información del cuadro 1 (a fin de incluir las experiencias de metas convergentes), la inflación más estable es la de Suiza, con una desviación estándar de solo 0.4%. En el caso opuesto, la experiencia de mayor inestabilidad inflacionaria es Perú (con una desviación estándar de 6.7%). La menor desviación absoluta de la inflación respecto de la meta se observa en Suiza (0.4%), mientras la mayor desviación absoluta de la inflación respecto de la meta es la de Brasil (3.7%).

La comparación anterior está influida por los distintos niveles de las propias MI; por lo tanto, volvemos al cuadro 2 para referirnos solamente al caso de experiencias con metas estacionarias. La tasa de inflación media de Chile en esta muestra es de 2.7%, algo inferior al centro de su rango meta (3.0%) e inferior a la inflación promedio de todos los países emergentes (2.8%). La inflación es más estable en Chile (una desviación estándar de 1.2%) que en las economías emergentes en su conjunto y levemente menos estable que en el promedio de los países industrializados. Lo mismo vale para la media de la desviación absoluta de la inflación en Chile (0.9%), que es inferior a la de las economías emergentes e idéntica a la media de las economías industrializadas.

CUADRO 1

Inflación y Desviación Respecto de la Meta en Países con MI
(período completo de MI)

Países	(1) Inflación (%)		(2) Desviación absoluta de la inflación respecto de la meta (%)
	Media	Desviación estándar	
Todos los países	4.32	2.64	1.53
Países industrializados	2.22	1.25	1.04
Nueva Zelanda	2.34	1.49	1.19
Canadá	2.11	1.28	0.90
Reino Unido	2.63	0.79	0.73
Australia	2.67	1.56	1.13
Suecia	1.09	1.02	1.16
Suiza	0.98	0.44	0.35
Islandia	4.13	2.14	1.68
Noruega	1.78	1.26	1.16
Economías emergentes	5.61	3.50	1.83
<i>Meta estacionaria</i>	5.17	3.96	1.68
Chile	7.20	5.77	1.23
Israel	6.09	4.91	2.30
Perú	6.56	6.73	1.59
Corea del Sur	3.38	1.92	0.93
Polonia	5.23	4.02	2.28
Rep. Checa	3.49	3.21	1.86
México	7.14	4.35	1.40
Sudáfrica	5.10	3.19	2.47
Tailandia	2.30	1.58	1.11
<i>Meta convergente</i>	6.61	2.46	2.17
Brasil	7.84	3.29	3.65
Colombia	7.40	2.23	1.06
Filipinas	5.47	2.09	1.99
Hungría	5.73	2.23	1.97

Fuente: : Cálculos propios basados en datos de inflación y MI de páginas web de los respectivos bancos centrales y en Mishkin y Schmidt-Hebbel (2007).

Nota: Para cada país se considera el período completo bajo MI, desde el trimestre de inicio en el país respectivo y hasta el primer trimestre de 2006. La identificación de estos períodos para cada país se presenta en el cuadro 4.

Finalmente, el cuadro 3 presenta información resumida sobre los desvíos de la inflación mensual respecto del rango meta en los países con MI y para distintos subconjuntos de dicho grupo de países. Tanto los países con meta estacionaria como los países industrializados (ambos grupos tienen una gran intersección) exhiben una menor desviación o salida del rango meta que las economías con metas convergentes y las economías emergentes:

en promedio, exhiben tasas de inflación fuera de sus rangos meta con una frecuencia de un tercio. En contraste con los grupos anteriores, los países con meta convergente y las economías emergentes presentan tasas de inflación que más de la mitad de las veces caen fuera de sus rangos meta. Curiosamente son las economías emergentes las que presentan, como grupo, menor asimetría en la distribución de sus tasas de inflación respecto del rango meta: de la frecuencia

CUADRO 2

Inflación y Desviación de la Inflación Respecto de la Meta en Países con MI
(período de MI estacionarias)

Países	(1) Inflación (%)		(2) Desviación absoluta de la inflación respecto de la meta (%)
	Media	Desviación estándar	
Todos los países	2.46	1.30	1.09
Países industrializados	2.05	1.01	0.91
Nueva Zelanda	2.13	1.10	1.09
Canadá	2.05	0.81	0.63
Reino Unido	2.63	0.79	0.73
Australia	2.67	1.56	1.13
Suecia	1.09	1.02	1.16
Suiza	0.98	0.44	0.35
Islandia	3.11	1.09	1.01
Noruega	1.78	1.26	1.16
Economías emergentes	2.82	1.59	1.25
Chile	2.67	1.15	0.90
Israel	0.75	2.17	2.00
Perú	1.96	1.38	1.12
Corea del Sur	2.81	1.12	0.85
Polonia	2.61	1.52	1.30
Rep. Checa	2.84	-	0.16
México	4.36	0.64	1.36
Sudáfrica	5.10	3.19	2.47
Tailandia	2.30	1.58	1.11

Fuente: Cálculos propios basados en datos de inflación y MI de páginas web de los respectivos bancos centrales y en Mishkin y Schmidt-Hebbel (2007).

Nota: Para cada país se considera el subperíodo de meta de inflación estacionaria, desde el trimestre de inicio de meta estacionaria en el país respectivo y hasta el primer trimestre de 2006. La identificación de estos períodos para cada país se presenta en el cuadro 4.

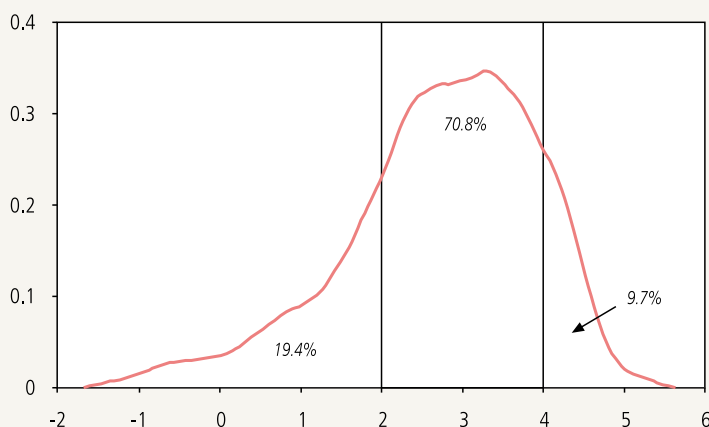
CUADRO 3

**Frecuencia Promedio de los Desvíos Mensuales de la Inflación
Respecto al Rango Meta en Países con MI**

Países	(1) Frecuencia total de desvíos (%)	(2) Frecuencia de desvíos bajo la meta (%)	(3) Frecuencia de desvíos sobre la meta (%)
Todos los países	43.5	24.2	19.3
Países con meta estacionaria	32.2	21.7	10.6
Países con meta convergente	59.7	27.7	2.0
Países industrializados	34.8	22.5	12.3
Economías emergentes	52.2	25.9	26.2
Chile	31.2	23.0	8.2

Fuente: Roger y Stone (2005) para las muestras internacionales y cálculos propios para Chile para el período entre enero 2001 y diciembre 2005. En el caso de Chile el rango meta es de 2-4% en el período indicado. En los demás países, el rango meta varía en cada país.

Distribución Empírica de la Inflación Anual en Chile, 2001-2006 (porcentaje)



Nota: la distribución se basa en datos mensuales de la muestra entre enero 2001 y diciembre 2006. El gráfico representa el kernel Epanechnikov, con ancho de banda óptimo de Silverman.
Fuente: cálculos de los autores.

total de 52% de salida de su inflación respecto del rango meta, un 26% de las veces la desviación es por arriba y otro 26% es por debajo. Ello contrasta con la distribución de frecuencias de desviación en los otros tres subgrupos, que exhiben una marcada asimetría hacia desviaciones por debajo del rango meta.

Chile presenta una frecuencia de desvíos respecto de su rango meta de 31.2%, que es inferior a la de cada uno de los cuatro grupos de países, aunque evidentemente hay países individuales con aun menores frecuencias de desvíos. El valor que exhibe Chile es similar al que se obtendría del siguiente cálculo. Suponiendo una distribución normal de la tasa de inflación en torno a una media al centro del rango meta (3%) y con la desviación estándar efectiva de 1.2% (cuadro 2), la proporción esperada del tiempo en que la inflación se desviaría del rango meta sería algo inferior a 40%.

Sin embargo, al igual que el comportamiento promedio de los países con meta estacionaria y de los países industrializados, en Chile la distribución de frecuencias de desvíos no es normal en el período muestral considerado, sino que presenta una asimetría: la proporción de desvíos bajo la cota inferior del rango meta (19.4%) es bastante mayor que la proporción de desvíos por sobre la cota superior del rango (9.7%). Esto puede verse claramente en la distribución empírica de la inflación anual observada mes a mes en el período

2001-2006 en Chile, que muestra una mayor área hacia la izquierda (gráfico 1). Nótese, sin embargo, que la moda de la distribución está muy cerca del centro del rango meta (3%).

IV. FLEXIBILIDAD EN LA FORMULACIÓN DE LA POLÍTICA MONETARIA: MI Y HORIZONTES DE POLÍTICA MONETARIA EN EL MUNDO

En esta sección se revisa la flexibilidad en la formulación de la política monetaria en todos los países con MI, reflejada en las cuatro dimensiones de flexibilidad identificadas en la introducción de este trabajo. Dos de ellas dicen relación con la definición de la MI, mientras las dos siguientes dimensiones se refieren a la adopción del HPM.

Los cuadros 4 y 5 presentan información descriptiva sobre las características del marco de MI, observadas en el universo de 25 países con MI en el mundo, a junio de 2006. Respecto de la medida de inflación —la primera de las cuatro dimensiones de flexibilidad— se observa que solo cinco países basan sus metas en medidas de inflación subyacente o con exclusión de ciertos ítems de gasto en consumo, en tanto veinte países utilizan el IPC total (cuadro 4, columna 4). En la segunda dimensión —la amplitud del rango meta— la media para los 25 países es de 1.94% (de inflación anual), con una desviación estándar de 1.00% (cuadro 5, columna 1). La distribución de rangos tiene un valor mínimo de 0, que equivale a una meta punto, en dos países industrializados (Islandia y Noruega), y un rango máximo de 3.5% en Tailandia. Sorprendentemente, no existe mayor diferencia entre la meta rango promedio del grupo de economías emergentes con meta estacionaria (2.17%) y la del grupo de economías emergentes con meta convergente y anual (2.25%). Sin embargo, los promedios indicados son casi el doble del rango meta promedio de los países industrializados, que es solo 1.3%.

En la columna 5 del cuadro 4 se reporta la práctica de los bancos centrales respecto del anuncio de un HPM para la conducción de su política. Dicha información refleja una significativa heterogeneidad en la población mundial de bancos centrales con MI. En un extremo

CUADRO 4

Esquema de MI en el Mundo: Principales Características
 (a junio de 2006)

Países	(1) Fecha de adopción de MI	(2) MI en 2006 (%)	(3) Fecha de adopción de meta estacionaria	(4) Medida para la MI	(5) Horizonte de política monetaria
Países industrializados					
Nueva Zelanda	1990Q1	1-3	1993Q1	IPC	Mediano plazo
Canadá	1991Q1	1-3	1995Q1	IPC	6-8 trim.
Reino Unido	1992Q1	2(+/-1)	1992Q1	IPC	todo el tiempo
Australia	1994Q3	2-3	1994Q3	IPC	abierto
Suecia	1995Q1	2(+/-1)	1995Q1	IPC	dentro de 2 años
Suiza ^a	2000Q1	<2	2000Q1	IPC	Abierto
Islandia	2001Q1	2.5	2003Q1	IPC	todo el tiempo
Noruega	2001Q1	2.5	2001Q1	IPC core	4-12 trim.
Media (punto medio)		2.21			7.50 trim.
Desviación estándar (punto medio)		0.27			0.71 trim.
Economías emergentes					
<i>Con meta estacionaria</i>					
Chile	1991Q1	2-4	2001Q1	IPC	12-24 meses
Israel	1992Q1	1-3	2003Q1	IPC	A fin de año
Perú	1994Q1	2.5(+/-1)	2002Q1	IPC	4 trim.
Corea del Sur	1998Q1	2.5-3.5	1999Q1	IPC core	4 trim.
Polonia	1998Q1	2.5(+/-1)	2004Q1	IPC	5-7
Rep.Checa	1998Q1	3(+/-1)	2006Q1	IPC	6-8 trim.
México	1999Q1	3(+/-1)	2003Q1	IPC	meta anual
Tailandia	2000Q1	0-3.5	2000Q1	IPC core	4 trim.
Sudáfrica	2001Q1	6-3	2001Q1	IPCX	4 trim.
Media (punto medio)		2.81			5 trim.
Desviación estándar (punto medio)		0.79			1.3 trim.
<i>Con meta convergente</i>					
Brasil	1999Q1	4.5(+/-2)		IPC	Meta anual
Colombia ^b	1999Q3	4-5		IPC	Meta anual
Filipinas	2001Q1	4-5		IPC	Meta anual
Hungría ^c	2001Q1	3.5(+/-1)		IPC	Meta anual
Eslovaquia ^d	2005Q1	<2.5		IPC-H	Meta anual
Indonesia ^e	2005Q3	5.5(+/-1)		IPC	Meta anual
Rumanía ^f	2005Q3	5(+/-1)		IPC	Meta anual
Turquía ^g	2006Q1	5(+/-2)		IPC	Meta anual
Media (punto medio)		3.61			
Desviación estándar (punto medio)		1.17			
Media (muestra total)		3.18			5.60
Desviación estándar (muestra completa)		1.18			1.60

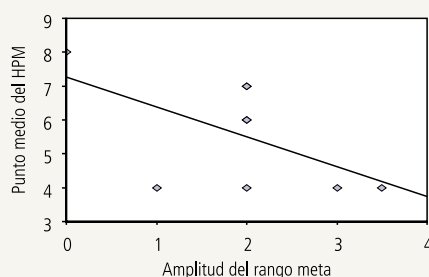
Fuentes: Páginas web de bancos centrales, De Gregorio (2007) y Mishkin y Schmidt-Hebbel (2007).

a. Suiza no se autoclasifica como país con meta de inflación. b. Meta para 2007: 3-4.5%, largo plazo: 2-4%. c. A partir de 2007: meta de 3% para el horizonte de mediano plazo (5-8 trimestres). d. Meta anual para diciembre 2006. La meta para diciembre 2007 y diciembre 2008: inferior a 2%. IPC-H es "IPC armonizado", que excluye del IPC algunos bienes para hacerlo comparable con el IPC de la Zona Euro. e. Meta para 2007: 5(+/-1)%. f. Meta para diciembre 2007: (4+/-1)%. g. Meta para 2007 y 2008: 4(+/-2)%.

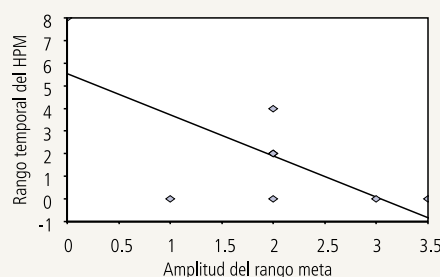
GRÁFICO 2

Relación entre el Punto Medio del HPM, el Rango del HPM y el Rango de la MI^a

A. Relación entre el punto medio del horizonte de política y el rango de la meta de inflación



B. Relación entre el rango del horizonte de política y el rango de la meta de inflación



Fuente: datos presentados en los cuadros 4 y 5.

a. Solo considera los 9 países con MI que explicitan su HPM.

están los países que anuncian un HPM preciso (p.ej., Canadá, entre los trimestres 6 y 8, y Chile, entre los meses 12 y 24), mientras que en otros casos dichos anuncios son menos precisos (p.ej., el mediano plazo en Nueva Zelanda o dentro de dos años en Suecia) y en el extremo opuesto están los países sin un anuncio de horizonte explícito, reflejado en un HPM inexistente o abierto (Australia y Suiza) o de “todo el tiempo” (Reino Unido e Islandia).⁴ También existen dos países con meta estacionaria que definen un horizonte de calendario fijo que culmina en diciembre de cada año (a fines de año, en Israel, y de meta anual, en México), casos que contrastan con los demás países con meta estacionaria, en que el HPM se mueve en el tiempo, acorde con el momento en que se toma la correspondiente decisión de política monetaria. Finalmente está el caso de los países que (a junio de 2006) aún tienen metas convergentes y anuales, que por lo tanto carecen de un HPM explícito —y, de ser implícito, sería de duración variable— que se acorta a medida que se acerca el fin del año correspondiente.

La información anterior sobre los HPM en cada país permite describir ahora la distribución de los países con MI de acuerdo con la tercera y cuarta dimensiones de flexibilidad de la política monetaria: el punto medio y el rango temporal del HPM. Para los países con meta estacionaria (por lo dicho arriba, no tiene sentido indagar sobre el HPM de los países con metas convergentes anuales) y con información pública

disponible, el promedio del punto medio del HPM es a un plazo futuro de 5.6 trimestres o casi un año y medio (cuadro 5, columna 2).⁵ Acá es interesante destacar que para los escasos (2) países industrializados para los cuales es posible identificar un punto medio preciso del HPM, el promedio de los puntos medios (7.5 trimestres) es bastante superior al promedio de los puntos medios de los HPM (5 trimestres) en las siete economías emergentes. Finalmente, el rango temporal promedio del HPM para los diez países con metas estacionarias e información disponible es de 2 trimestres (cuadro 5, columna 3). La distribución del rango temporal del HPM muestra una dispersión amplia, con un mínimo de 0 (un HPM punto) y un máximo de 8 trimestres.

El gráfico 2 ilustra, en forma muy preliminar, algunas relaciones empíricas observadas entre dos pares de

⁴ Un HPM definido como “todo el tiempo” refleja la intención explícita de los bancos centrales correspondientes de alcanzar su meta de inflación “todo el tiempo”. Ello no significa que estos bancos centrales generen proyecciones de inflación que converjan a su meta en cualquier trimestre entre cero e infinito; solo refleja la inexistencia de un horizonte explícito.

⁵ El cuadro 5 muestra solo el punto medio y el rango temporal del HPM para países con meta estacionaria cuya información sobre HPM (cuadro 4, columna 5) es suficientemente precisa. A su vez, las medias y desviaciones estándares para las distintas muestras de países, reportadas en las columnas 2 y 3 del cuadro 5, están basadas solamente en las observaciones individuales incluidas en dichas columnas.

CUADRO 5

Esquema de MI en el Mundo: Rango Meta y Horizonte de Política
(a junio de 2006)

Países	(1) Amplitud del rango meta (%)	(2) Punto medio del HPM (trimestres)	(3) Rango temporal del HPM (trimestres)
Países industrializados			
Nueva Zelanda	2		
Canadá	2	7	2
Reino Unido	2		
Australia	1		
Suecia	2		
Islandia	0		
Noruega	0	8	8
Media	1.29	7.50	5.00
Desviación estándar	0.95	0.71	4.24
Economías emergentes			
<i>Con meta estacionaria</i>			
Chile ^a	2	6	4
Israel	2		
Perú	2	4	0
Corea del Sur	1	4	0
Polonia	2	6	2
República Checa	2	7	2
México	2		
Tailandia	3.5	4	0
Sudáfrica	3	4	0
Media	2.17	5	1.14
Desviación estándar	0.71	1.3	1.57
<i>Con meta convergente</i>			
Brasil	4		
Colombia	1		
Filipinas	1		
Hungría	2		
Eslovaquia	2		
Indonesia	2		
Rumania	2		
Turquía	4		
Media	2.25		
Desviación estándar	1.16		
Media (muestra total)	1.94	5.60	2.00
Desviación estándar (muestra total)	1.00	1.60	2.65

Fuente: cálculos propios basados en información de páginas web de los respectivos bancos centrales.

a. Los valores para Chile reflejados en este cuadro corresponden al año 2006. Desde comienzos de 2007, el punto medio del HPM es 8 trimestres y el rango temporal del HPM es cercano a cero, debido a que el HPM se define como "en torno a dos años".

dimensiones de flexibilidad en países con MI. Estas son la relación entre el punto medio del HPM y el rango de la MI, y entre el rango del HPM y el rango de la MI, en nuestra pequeña muestra compuesta por aquellos nueve países con MI que entregan suficiente información sobre sus HPM. Considerando esta severa limitación del tamaño muestral, se observa una débil relación negativa para los dos pares de dimensiones de flexibilidad. Ello podría sugerir que los bancos centrales estarían dispuestos a sacrificar una dimensión de la flexibilidad del esquema de metas, reduciendo el ancho del rango meta en la medida en que incrementen otros aspectos asociados a su flexibilidad, como el número de trimestres para el punto medio y/o del rango temporal de su HPM. Sin embargo, a la luz del pequeño tamaño muestral, se debe ser muy cuidadoso a la hora de realizar inferencias sobre la robustez de estas asociaciones empíricas.⁶

¿Cómo se compara el marco de MI de Chile con la distribución mundial, en las cuatro dimensiones de flexibilidad reportadas? Cabe notar que esta comparación es parcial, concentrada solo en los cuatro elementos de diseño del esquema de metas, haciendo abstracción de las posibles diferencias en preferencias de los bancos centrales y características estructurales de las economías correspondientes.⁷ Chile, al igual que una sólida mayoría de 19 países, se muestra relativamente menos flexible al definir su meta en función de la inflación del IPC total. El ancho del rango meta —entre 2 y 4% anual hasta fines de 2006, redefinido como 3(+/-1)% a partir del año 2007— es cercano al promedio de todos los países y al promedio de las economías emergentes, pero es casi el doble de la amplitud promedio del rango meta de los países industrializados, de 1.3%.

Respecto del punto medio del HPM, de 5.6 trimestres promedio en la muestra de nueve países, Chile se encontraba cerca, hasta fines de 2006, con un punto medio de 6 trimestres. Con el HPM en torno dos años, adoptado a inicios de 2007, Chile tiene ahora un HPM con un punto medio más lejano que el promedio indicado para la muestra. Esto representa una flexibilización del esquema de política monetaria en Chile, en consideración con el punto medio del HPM antes vigente. Con un rango temporal del HPM de 4 trimestres hasta fines de 2006, Chile presentaba

un rango temporal medio mayor que el de los otros países, cercano a 2 trimestres. Con el estrechamiento del rango temporal del HPM a un valor cercano a cero a partir de enero de 2007, Chile queda con un rango temporal promedio del HPM menor que el observado en los demás países, reduciendo en esta dimensión la flexibilidad del esquema de metas, en relación con el rango previo.⁸

V. PROYECCIONES DE INFLACIÓN Y DESVÍOS RESPECTO DE LA META EN LOS INFORMES DE POLÍTICA MONETARIA DEL BANCO CENTRAL DE CHILE

Los países que han adoptado un esquema de MI buscan mantener coherencia entre sus decisiones de política monetaria y una proyección de inflación futura que converge en el horizonte de política establecido a la MI. Es por esta razón que el análisis del desarrollo reciente de la inflación y su curso proyectado sobre el horizonte de política ocupa un lugar preponderante en los reportes de inflación de los bancos centrales. Esta sección presenta las proyecciones de inflación IPC comunicadas por el BCCh en su *Informe de Política Monetaria* desde el inicio de su publicación, en mayo de 2000, y hasta mayo de 2006, y las evalúa en su convergencia a la meta. Ello permite evaluar la coherencia entre el HPM imperante durante 2000-2006, de 12 a 24 meses, con las preferencias reveladas por el horizonte de política efectivo del Banco Central, reflejado en sus proyecciones de inflación.

⁶ Más aún, en una futura muestra más significativa, podría incluso revertirse esta tenue asociación negativa entre distintas dimensiones de flexibilidad del marco de MI.

⁷ Se debe tener presente que estas comparaciones de las cuatro dimensiones de flexibilidad del esquema de MI hacen abstracción de diferencias entre las preferencias profundas de los bancos centrales y las características de sus economías, como por ejemplo la persistencia de sus principales shocks exógenos o los grados de rigidez en sus salarios nominales. Por ejemplo, se podría observar que dos países fijen el mismo valor en cierta dimensión de la flexibilidad de sus esquemas de metas (por ejemplo, un rango meta idéntico o un punto medio del HPM idéntico), pero que tengan distintos grados de aversión a la volatilidad de su inflación que se compensen con diferencias igualadoras en los grados de rigidez salarial. Para una discusión más detallada de estos temas, véase De Gregorio (2007).

⁸ Con todo, si se considera que el HPM es una cota de tiempo, el estrechamiento implícito no implica necesariamente una mayor inflexibilidad.

El cuadro 6 presenta las proyecciones de inflación IPC a 12 y 24 meses, para cada uno de los horizontes de 1 a 9 trimestres, y para dos períodos de trimestres múltiples: los promedios de los trimestres 5-8 y 8-9, todos ellos contados desde el mes de publicación del informe correspondiente. El promedio de los trimestres 5-8 es la aproximación más cercana al HPM vigente hasta diciembre de 2006 y el promedio de los trimestres 8-9 puede considerarse una aproximación al HPM vigente desde enero de 2007, en torno a dos años.

Los datos presentados corresponden a 19 conjuntos de proyecciones de inflación para algo más de seis años. Este período parece adecuado para el análisis en cuestión, considerando su extensión, su coincidencia con el período de una sola meta estacionaria de inflación y su inclusión de subperíodos muy diferentes. Así, el período 2000-2006 incluye dos subperíodos inflacionarios (al comienzo y al final) y un subperíodo deflacionario (al centro).⁹ No obstante, ha dominado el subperíodo de *shocks* deflacionarios, lo que queda reflejado en que la proyección promedio es inferior a 3.0% para cada uno de los primeros 6 trimestres de proyección, alcanzando un promedio de 3% solo a partir del trimestre 7, y en la asimetría mostrada por la distribución de la inflación (sección 3).

La volatilidad de las proyecciones de inflación cae en forma monotónica, desde el trimestre 1 y hasta el trimestre 6, a medida que aumenta la distancia temporal que separa el momento de proyección con el trimestre al cual se proyecta. El valor de la desviación estándar de las proyecciones de inflación disminuye desde 1.1% en el trimestre 1 hasta 0.3%, desde el trimestre 6 en adelante.

Tomando como referencia este último valor (0.3%), podemos definir un intervalo de tolerancia en torno al centro del rango meta, dado por [2.7%, 3.3%]. La caída de la volatilidad de las proyecciones de inflación en los trimestres 1-6 queda reflejada en la correspondiente caída de la frecuencia del desvío de las proyecciones respecto del rango [2.7%, 3.3%], reportado en la antepenúltima línea del cuadro 6. Mientras la frecuencia de las proyecciones que caen fuera de dicho rango es de 81% para el trimestre 1 de proyección, dicha frecuencia se reduce a un 13% en el trimestre 7 y a un 25% en los trimestres 8 y 9.

Si se comparan las proyecciones para los dos horizontes de 5-8 y 8-9 trimestres, se observa que ambos presentan una proyección promedio de inflación de 2.9%, con una desviación estándar de 0.3%. La mediana de la proyección de inflación es de 2.8% para el horizonte de 5-8 trimestres, elevándose a 3.0% para el horizonte de 8-9 trimestres. La frecuencia de desvíos con respecto al rango [2.7%, 3.3%] revela una mayor proporción de desvíos en el horizonte de 8-9 trimestres (31.3%) que en el horizonte de 5-8 trimestres (18.8%).

Para testear la robustez de los resultados anteriores a la selección del intervalo de proyecciones, se presentan frecuencias de desvíos para intervalos más amplios. Estos corresponden a los intervalos [2.5%, 3.5%] y [2.0%, 4.0%], cuyos resultados se presentan en las últimas dos filas del cuadro 6. Nótese que para estos intervalos menos exigentes no se observan desvíos cuando se consideran rangos temporales de varios trimestres (reportados en las últimas dos columnas). En el caso del intervalo [2.5%, 3.5%], incluso en el horizonte punto a 8 trimestres no hay desvíos en la proyección, hecho que se extiende a los horizontes a 6 y 7 trimestres en el caso del intervalo menos exigente [2.0%, 4.0%].

Se concluye que el Banco Central de Chile ha mantenido sus proyecciones de inflación centradas en 3% en un horizonte de 7 trimestres, como lo indican la media y la mediana de proyecciones, la baja desviación estándar y la baja frecuencia de desvíos en relación al rango más exigente [2.7%, 3.3%]. Este horizonte de 7 trimestres tiende a dominar a los demás (8) horizontes de trimestres puntuales y a los dos horizontes de meses puntuales (12 y 24 meses), que presentan medias, medianas, desviaciones estándares o frecuencias de desvíos menos satisfactorias.

Respecto de los horizontes de trimestres múltiples, el horizonte de 5-8 trimestres (similar al HPM anterior) y el horizonte de 8-9 trimestres (similar al HPM actual) son similarmente satisfactorios, exhibiendo la

⁹ Estas son *shocks* inflacionarios o deflacionarios relativos al centro del rango meta (3.0%), lo que implica que las proyecciones para los primeros cuatro trimestres se encuentran en niveles por encima o por debajo de 3.0%, respectivamente (las columnas correspondientes a los trimestres 1-4 en el cuadro 6).

CUADRO 6

Proyecciones de Inflación en los Informes de Política Monetaria del Banco Central de Chile, 2000-2006 (%)

IPoM	12 m.	24 m.	1	Trim.	2	Trim.	3	Trim.	4	Trim.	5	Trim.	6	Trim.	7	Trim.	8	Trim.	9	5-8 Trimestres	8-9 Trimestres
May-00	-	-	-	-	-	-	-	-	3.7	-	-	-	-	-	-	-	2.9	-	-	-	-
Sep-00	-	-	-	-	-	-	-	-	3.7	-	-	-	-	-	-	-	2.7	-	-	-	-
Ene-01	-	-	-	-	-	-	-	-	3.1	-	-	-	-	-	-	-	2.9	-	-	-	-
May-01	-	-	3.8	3.6	3.2	3.0	2.8	2.8	3.0	2.8	2.8	2.7	2.8	2.7	2.7	2.7	2.8	2.4	2.8	2.8	2.6
Sep-01	-	-	3.6	3.3	3.2	3.5	3.9	3.7	3.4	3.7	3.4	3.4	3.1	2.9	3.1	2.9	3.1	2.9	3.5	3.0	3.0
Ene-02	-	-	2.4	2.4	2.8	3.0	3.6	3.4	3.0	3.6	3.4	3.2	2.9	2.8	3.2	2.9	2.9	2.8	3.3	2.8	2.8
May-02	-	-	2.3	2.5	2.7	2.9	2.6	2.5	2.4	2.5	2.4	2.4	2.6	2.7	2.7	2.7	2.6	2.7	2.5	2.5	2.6
Sep-02	-	-	2.3	3.2	3.7	3.8	3.9	3.2	3.3	3.2	3.3	3.3	3.4	3.4	3.4	3.4	3.4	3.4	3.4	3.4	3.4
Ene-03	-	-	3.1	2.8	2.2	1.8	2.5	2.9	3.2	2.5	2.9	3.2	3.0	3.0	3.2	3.0	3.0	3.0	2.9	3.0	3.0
May-03	-	-	3.4	2.5	2.0	1.7	1.9	2.8	3.0	3.1	2.8	3.0	3.1	3.1	3.1	3.1	3.1	3.1	2.7	3.1	3.1
Sep-03	-	-	2.8	2.0	1.4	1.8	2.2	3.0	3.1	2.2	3.0	3.1	2.9	3.3	3.1	2.9	2.9	3.3	2.8	3.1	3.1
Ene-04	-	-	0.1	0.1	0.5	1.9	2.1	2.7	3.1	2.7	2.7	3.1	2.9	3.1	3.1	2.9	2.9	3.1	2.7	3.0	3.0
May-04	2.5	3.0	0.6	1.2	1.7	2.2	2.4	2.7	3.1	2.7	2.7	3.1	3.1	2.9	3.1	3.1	3.1	2.9	2.8	3.0	3.0
Sep-04	2.8	2.5	1.5	2.3	3.3	3.2	2.7	2.9	3.2	2.7	2.9	2.7	2.6	2.5	2.7	2.6	2.6	2.5	2.7	2.5	2.5
Ene-05	2.0	3.2	2.4	2.0	1.6	1.9	2.7	2.5	3.2	2.7	2.5	3.2	3.2	3.3	3.2	3.2	3.2	3.3	2.9	3.3	3.3
May-05	2.5	3.2	2.5	2.0	2.5	3.1	2.5	2.8	3.1	2.5	2.8	2.9	3.1	3.1	2.9	3.1	3.1	3.1	2.8	3.1	3.1
Sep-05	2.9	3.0	3.3	3.6	4.0	3.4	2.9	2.5	3.0	2.9	2.5	3.0	2.9	3.0	3.0	2.9	2.9	3.0	2.8	2.9	2.9
Ene-06	2.7	2.8	4.1	3.3	2.9	2.7	3.0	2.8	2.7	3.0	2.8	2.7	2.5	-	2.7	2.5	2.5	-	2.7	2.5	2.5
May-06	3.0	3.0	3.7	3.1	2.9	3.1	3.0	3.2	3.1	3.0	3.2	3.0	3.2	3.0	3.0	3.2	3.2	3.0	3.1	3.1	3.1
Máximo	3.0	3.2	4.1	3.6	4.0	3.8	3.9	3.7	3.4	3.9	3.7	3.4	3.4	3.4	3.4	3.4	3.4	3.4	3.5	3.5	3.4
Mínimo	2.0	2.5	0.1	0.1	0.5	1.7	1.9	2.5	2.4	1.9	2.5	2.4	2.5	2.4	2.4	2.5	2.5	2.4	2.5	2.5	2.5
Promedio	2.6	3.0	2.6	2.5	2.5	2.8	2.8	2.9	3.0	2.8	2.9	3.0	2.9	3.0	3.0	2.9	2.9	3.0	2.9	2.9	2.9
Mediana	2.7	3.0	2.7	2.5	2.7	3.0	2.7	2.8	3.0	2.7	2.8	3.0	2.9	3.0	3.0	2.9	2.9	3.0	2.8	3.0	3.0
Desv. estándar	0.3	0.2	1.1	0.9	0.9	0.7	0.6	0.3	0.3	0.6	0.3	0.3	0.3	0.3	0.3	0.3	0.3	0.3	0.3	0.3	0.3
Frec. desvío c/r [2.7,3.3]	-	-	81.3	68.8	56.3	56.3	62.5	31.3	12.5	62.5	31.3	12.5	25.0	25.0	12.5	25.0	25.0	25.0	18.8	31.3	31.3
Frec. desvío c/r [2.5, 3.5]	-	-	68.8	56.3	50.0	43.8	43.8	6.3	6.3	43.8	6.3	6.3	6.3	6.3	6.3	6.3	6.3	6.3	0.0	0.0	0.0
Frec. desvío c/r [2.0, 4.0]	-	-	25.0	12.5	25.0	31.3	6.3	0.0	0.0	6.3	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	6.3	0.0	0.0	0.0

Fuente: Informes de Política Monetaria (IPoM) y Gerencia de Análisis Macroeconómico del Banco Central de Chile.

misma media (2.9%) y desviación estándar (0.3%). Sus diferencias radican en que el horizonte de 5-8 trimestres presenta una mediana de proyecciones de 2.8%, inferior al 3%, y en que el horizonte de 8-9 trimestres presenta proyecciones con una menor frecuencia de desvíos con respecto al rango más exigente [2.7%, 3.3%].

La disminución de la volatilidad en las proyecciones de inflación a medida que aumenta el horizonte temporal, refleja una conducción flexible de la política monetaria que permite mayores desviaciones de la inflación en el corto plazo, pero que, para no caer en inconsistencia intertemporal, debe converger a la MI en algún plazo futuro. Esta convergencia no ocurre siempre en el horizonte de 9 trimestres considerado en las proyecciones 2000-2006 del *IPoM*, como lo reflejan las proyecciones de los *IPoM* de mayo de 2002 y de septiembre de 2002, que proyectan tasas de inflación que son más persistentemente (vale decir, hasta el trimestre 9 inclusive) distintas de 3%; el primer caso es de persistencia inflacionaria y el segundo es de persistencia deflacionaria, en comparación con el centro del rango meta.¹⁰

Es de interés destacar la distribución del período en el cual las proyecciones llegan al 3%; es decir, la distribución del número de trimestres requeridos hasta que la proyección de inflación converge al centro del rango meta. Este período se reporta para cada *IPoM* en la columna 1 del cuadro 7.¹¹ El período de convergencia mínimo es de 2-3 trimestres, mientras que el máximo es superior a 9, considerando los *IPoM* de mayo y septiembre de 2002. Si se consideran estos dos casos, el período de convergencia promedio es a lo menos de 6.5 trimestres (al igual que la mediana) y su desviación estándar es de 1.9 trimestres.¹²

La media (y la mediana) de al menos 6.5 trimestres para el período de convergencia de las proyecciones de inflación indican la cota inferior para el punto medio del HPM revelado por el Banco Central hasta mayo de 2006. Su dispersión, de casi dos trimestres, se podría entender como una aproximación al rango temporal del HPM revelado por el Banco Central. Como el HPM establece el período máximo de convergencia para la inflación, la media del período de convergencia revela un HPM efectivo del BCCh que estuvo más cercano a la parte superior del rango temporal oficial del HPM (12-24 meses) que del

centro. Esta afirmación se ve reforzada cuando se observan las proyecciones de inflación (cuadro 6), que están más centradas en 3% hacia los trimestres 7 a 9 del horizonte de proyección. Asimismo, a un horizonte de 12 meses las proyecciones están regularmente alejadas de 3%.

Otra conclusión destacable es que no se detecta ninguna tendencia temporal en el período de convergencia de la proyección de inflación al 3%, la cual es coherente con distintas trayectorias de variables exógenas del escenario central de proyecciones, contingentes al momento de publicación de cada *IPoM*. Las tres columnas siguientes del cuadro 7 presentan información complementaria sobre los períodos en los cuales las proyecciones de inflación han estado en el rango más reducido de los considerados en torno al centro del rango meta, correspondiente a [2.7%, 3.3%]. En la columna 2 se consignan los trimestres individuales en los cuales las proyecciones han estado en dicho rango; luego se identifica el trimestre promedio dentro del período en que las proyecciones están en el rango indicado; finalmente, en la columna 4 se indica el número de trimestres en que están en el rango. Destaca el hecho de que, de los 9 trimestres de proyecciones de inflación publicadas en los *IPoM*, las proyecciones han estado, a lo menos, durante 3 trimestres en el rango [2.7%, 3.3%]. Si el hecho de no observar las proyecciones de inflación más allá de 9 trimestres no altera en demasía estos valores, los resultados son coherentes con el período promedio de 6 trimestres que se requiere para la convergencia de las proyecciones al 3.0%.

VI. CONCLUSIONES

La tolerancia de los bancos centrales a una volatilidad limitada de la inflación lleva a que el diseño de las

¹⁰ Cabe mencionar que en ese período se cambió el supuesto de TPM fija a lo largo del horizonte de proyección por el supuesto de TPM "fija-sin credibilidad" en las proyecciones. El supuesto de TPM fija puede explicar en parte estas proyecciones anómalas.

¹¹ Por supuesto, no se puede reportar el período de convergencia de las proyecciones publicadas en los *IPoM* de mayo y septiembre de 2002, por no existir convergencia en el horizonte de 9 trimestres.

¹² Suponiendo que en los dos informes no considerados la convergencia se alcanzó al décimo trimestre.

CUADRO 7

Convergencia al Centro del Rango Meta en las Proyecciones de Inflación Publicadas en los IPoM
(2000-2006)

Fecha de publicación del IPoM	(1) Horizonte de convergencia a 3.0% (trimestres)	(2) Período en el intervalo [2.7%, 3.3%] (trimestres)	(3) Punto medio del período en intervalo [2.7%, 3.3%] (trimestres)*	(4) Amplitud del período en el intervalo [2.7%, 3.3%] (trimestres)*
May-01	4	3-8	5.5	5.0
Sep-01	8-9	2-3; 8-9	8.5	1.0
Ene-02	7-8	3-4; 7-9	8.0	2.0
May-02	>9	3-4; 9	9.0	0.0
Sep-02	>9	2; 6-7	6.5	1.0
Ene-03	8	1-2; 6-9	7.5	3.0
May-03	7	6-9	7.5	3.0
Sep-03	6	1; 6-9	7.5	3.0
Ene-04	6-7	6-9	7.5	3.0
May-04	6-7	6-9	7.5	3.0
Sep-04	4-5	3-7	5.0	4.0
Ene-05	6-7	5; 7-9	8.0	2.0
May-05	7-8	4; 6-9	7.5	3.0
Sep-05	4-5	1; 5; 7-9	7.5	2.0
Ene-06	2-3	2-7	4.5	5.0
May-06	2-3	2-9	5.0	7.0
Máximo	>9		9.0	7.0
Mínimo	2-3		4.5	0.0
Promedio	5.9 (punto medio)		7.0	2.9
Mediana	6.5 (punto medio)		7.5	3.0
Desviación estándar	1.9		1.3	1.7

Fuentes: Informes de Política Monetaria (IPoM) y Banco Central de Chile.

* Si hay períodos no adyacentes se escoge el más lejano para efectos de computar la amplitud y el punto medio.

características de las MI —en aquellos países que tienen MI— refleje flexibilidad en cuatro dimensiones: el índice de precios para el cual se define la meta, el ancho del rango meta, el punto medio del horizonte de política monetaria (HPM) y el rango temporal del HPM. El objetivo principal de este trabajo fue la evaluación del HPM del BCCh, en comparación internacional con otros países con MI y a la luz de la propia experiencia chilena. Este objetivo se abordó respondiendo a cuatro preguntas específicas.

¿Cuáles son las consideraciones sobre la flexibilidad en la formulación del marco de política monetaria bajo MI? De Gregorio (2007) demuestra la equivalencia entre tres formas de plantear el objetivo inflacionario: un rango meta y la fracción del tiempo que se espera estar dentro del rango; una meta para la proyección de inflación a alcanzarse en un HPM dado; y una meta para la proyección de inflación con una varianza deseada para dicha proyección. La comunicación pública por parte de un banco central de cualquiera de las tres formas anteriores es suficiente para hacer explícito su grado de flexibilidad o tolerancia a desviaciones de la MI. Frente a estas tres opciones, los bancos se han inclinado por la segunda, anunciando una meta y, frecuentemente, un HPM asociado al alcance de dicha meta. Esta opción probablemente se debe a sus ventajas de comunicación y monitoreo de la política monetaria.

¿Cuál es la evidencia sobre el cumplimiento de las MI y sus desviaciones respecto de las metas, en Chile y en el universo de países con MI? Chile se compara favorablemente en su experiencia con una MI estacionaria, a partir del año 2001, en el concierto internacional de países con meta estacionaria.¹³ Su tasa de inflación promedio ha sido de 2.7% hasta el primer trimestre de 2006, algo inferior al centro de su rango meta (3.0%) y levemente inferior a la inflación promedio de todas las economías emergentes de meta estacionaria (2.8%).¹⁴ La inflación es más estable en Chile (con una desviación estándar de 1.2%) que en las economías emergentes en su conjunto, y levemente menos estable que la inflación de los países industrializados. Lo mismo vale para el promedio de la desviación absoluta de la inflación en Chile (0.9%), que es inferior a la de las economías emergentes e idéntica al promedio de las economías industrializadas.

En enero de 2007, luego de siete años de conducir la política monetaria en un marco pleno de MI, el BCCh actualizó la definición del objetivo y el objetivo operacional de la política monetaria. Hasta entonces, esta política se orientaba formalmente a “mantener la inflación a través del tiempo en un rango entre 2 y 4% anual”. Desde 2007, el objetivo explícito “es que la inflación anual se ubique la mayor parte del tiempo en torno a 3%, con un rango de tolerancia de más/menos 1 punto porcentual”. La nueva definición contiene dos cambios sutiles pero relevantes. Primero, fija 3% como la meta y no un rango, alzando la importancia de una cifra específica como ancla nominal de la economía. Segundo, reconoce que la inflación puede ubicarse transitoriamente fuera del rango 2-4%, pero establece que ello es un evento que debe ser atípico. Respecto del objetivo operacional, la actualización más relevante fue el cambio del HPM, manteniéndose 3% como la cifra de referencia. De un HPM “de 12 a 24 meses” se pasó a un horizonte de “en torno a dos años”. Con ello se incrementó el horizonte y se comunicó que este no es un horizonte numéricamente preciso, pues depende de la naturaleza del *shock* que se enfrenta. Estas actualizaciones, más que una redefinición, son descripciones más fidedignas de lo que efectivamente ha venido haciendo el BCCh en los últimos años.

¿Cómo se comparan las MI y los HPM —en las cuatro dimensiones de flexibilidad del marco de la política monetaria— en Chile con lo observado en otros países con MI?

Chile, al igual que la gran mayoría de los países con MI, se muestra relativamente menos flexible al definir su meta a base de la inflación del IPC total. El ancho del rango meta —de 3(+/-1)% a partir del año 2007— es cercano a los promedios de todos los países y del correspondiente a las economías emergentes, pero es casi el doble de la amplitud promedio observada en los países industrializados.

¹³ Una evaluación completa del desempeño de la política monetaria no puede reducirse solo a la estabilidad de la inflación, sino que también debe incluir la estabilidad del producto. Esta evaluación más completa va más allá de este trabajo, y se aborda, por ejemplo, en Mishkin y Schmidt-Hebbel (2007) para el conjunto de los países con MI en el mundo.

¹⁴ Cabe recordar que la inflación promedio de 2.7% se refiere al período muestral que se extiende desde enero de 2001 hasta diciembre de 2005. Al incluirse el año 2006, esta llega a 2.8%.

Con el cambio en el HPM adoptado por el Banco Central, se extendió el punto medio del HPM de 18 a 24 meses, aumentando la flexibilidad del esquema de metas en esta dimensión. Contrasta con lo anterior el estrechamiento del rango temporal del HPM, desde 4 trimestres a un valor cercano a cero, lo que le quita flexibilidad. En comparación con los 8 países con MI que han definido su HPM, Chile aparece con un mayor punto medio del HPM (el promedio internacional es de 6 trimestres), pero con un menor rango temporal para el HPM (el promedio internacional es de dos trimestres).

¿Cuál ha sido la coherencia entre el HPM anunciado y el horizonte de política efectivo, reflejado en las proyecciones de inflación del BCCh? Para abordar esta pregunta, se realizó un detallado examen de las proyecciones de inflación IPC del Banco, a lo largo de la historia de dicho informe (2000-2006).

La media (y mediana) de al menos 6.5 trimestres para el período de convergencia de las proyecciones de inflación y la relativa distancia de las proyecciones a 12 meses dan cuenta de que el HPM revelado por el Banco Central hasta mayo de 2006 estaba inclinado hacia la parte más lejana del HPM declarado en ese entonces. Con todo, la dispersión del período de convergencia, de casi dos trimestres, se podría entender como una aproximación al rango temporal del HPM revelado hasta fines del año 2006.

REFERENCIAS

- Banco Central de Chile (2000). *Política Monetaria del Banco Central de Chile: Objetivos y Transmisión*. Banco Central de Chile.
- Banco Central de Chile (2007). *La Política Monetaria del Banco Central de Chile en el Marco de MI*. Banco Central de Chile.
- Bravo, H. y C. García (2002). “Una Revisión de la Transmisión Monetaria y el *Pass-Through* en Chile.” Documento de Trabajo N°149, Banco Central de Chile.
- Bravo, H., C. García, V. Mies y M. Tapia (2003). “Heterogeneidad de la Transmisión Monetaria: Efectos Sectoriales y Regionales.” Documento de Trabajo N°235, Banco Central de Chile.
- Cabrera, A. y L.F. Lagos (2000). “Monetary Policy in Chile: A Black Box?” Documento de Trabajo N°88. Banco Central de Chile.
- Calvo, G. y E. Mendoza (1998). “Empirical Puzzles of Chilean Stabilization Policy.” Mimeo, University of Maryland.
- Caputo, R. y L.O. Herrera (1997). “Agregados Financieros como Indicadores de Política Monetaria.” Mimeo, Banco Central de Chile, diciembre.
- Cecchetti, S. y M. Ehrmann (2002). “Does Inflation Targeting Increase Output Volatility?: An International Comparison of Policymakers’ Preferences and Outcomes.” En *Monetary Policy: Rules and Transmission Mechanisms*, editado por N. Loayza y K. Schmidt-Hebbel, Banco Central de Chile.
- Corbo, V., O. Landerretche y K. Schmidt-Hebbel (2002). “Does Inflation Targeting Make a Difference?” En *Inflation Targeting: Design Performance, Challenges*, editado por N. Loayza y R. Soto, Banco Central de Chile.
- De Gregorio, J. (2007). “Defining Inflation Targets, the Policy Horizon and the Output-Inflation Tradeoff.” Documento de Trabajo N°415, Banco Central de Chile.
- García, C. (2001). “Políticas de Estabilización en Chile Durante los Noventa.” Documento de Trabajo N°132, Banco Central de Chile.
- Rosende F. y L.O. Herrera (1991). “Teoría y política monetaria: Elementos para el Análisis.” *Cuadernos de Economía* 28(83): 55-93.
- Martínez, L., O. Sánchez y A. Werner (2001). “Consideraciones sobre la Conducción de la Política Monetaria y el Mecanismo de Transmisión en México.” Documento de Investigación N°2, Banco de México, marzo.
- Medina y Soto (2005). *Modelo para Análisis y Simulaciones*, mimeo, BCCH.
- Mies, V., F. Morandé y M. Tapia (2002). “Política Monetaria y Mecanismos de Transmisión: Nuevos Elementos para Una Nueva Discusión.” Documento de Trabajo N°181, Banco Central de Chile.
- Mishkin, F.S. y K. Schmidt-Hebbel (2007). “Does Inflation Targeting Make a Difference?” En *Monetary Policy under Inflation Targeting*, editado por F.S. Mishkin y K. Schmidt-Hebbel. Banco Central de Chile.
- Núñez, M. e I. Magendzo (2006). “Actualización del Modelo Estructural de Proyecciones.” Minuta GAM 2006-06, Banco Central de Chile.
- Parrado, E. (2001). “Effects of Foreign and Domestic Monetary Policy in a Small Open Economy: the Case of Chile.” Documento de Trabajo N°108, Banco Central de Chile.
- Roger, S. y M. Stone (2005). “On Target: The International Experience with Achieving Inflation Targets.” IMF Working Paper 05/163.
- Rojas, P. (1993). “El Dinero como un Objetivo Intermedio de Política Monetaria en Chile: Un Análisis Empírico.” *Cuadernos de Economía* 30 (90): 139-78.
- Rosende, F. y L.O. Herrera (1991). “Teoría y Política Monetaria: Elementos para el Análisis”. *Cuadernos de Economía* 28(83).
- Valdés, R. (1997). “Efectos de la Política Monetaria en Chile.” *Cuadernos de Economía* 35(104): 97-125.

APÉNDICE

Evidencia para Chile sobre los rezagos en la respuesta de la inflación y del producto a cambios en la política monetaria

Este anexo resume la evidencia disponible en el Banco Central a junio de 2006 acerca de los rezagos de los efectos máximos en la respuesta de la inflación y del producto a cambios en la política monetaria. Estos resultados sobre los rezagos de política son esenciales para guiar la decisión respecto del punto medio y el rango temporal del HPM.

Los resultados que se presentan aquí están basados en simulaciones de respuestas dinámicas a innovaciones de política en tres distintas clases de modelos: modelos VAR simples para Chile, el modelo de proyecciones utilizado actualmente por el BCCh (modelo MEP) y el modelo de proyecciones dinámico estocástico y de equilibrio general, en desarrollo (modelo MAS). Se presentan resultados para los efectos de la política monetaria, identificando el trimestre en el cual un *shock* en la TPM tiene la mayor respuesta en cada variable y, en el caso de uno de los modelos VAR, el grado de incertidumbre asociado a las dinámicas de impulso-respuesta. Estos resultados se complementan con evidencia adicional, recogida de diversos estudios para Chile y, de manera complementaria, para otros países.

Los estudios de funciones impulso-respuesta basados en modelos VAR para los efectos de la política monetaria en Chile reflejan una gran dispersión con respecto a los signos y las magnitudes de los efectos, su significancia estadística y los períodos de máximo impacto (cuadro A1). El máximo efecto de la política monetaria sobre el producto se sitúa, en promedio, en el tercer trimestre, con una dispersión entre el primero y el cuarto trimestre. El máximo efecto de la política monetaria sobre la inflación se produce, en promedio, en el cuarto trimestre, con una dispersión mucho mayor, que se extiende desde el primero hasta el noveno trimestre. En el caso de la inflación, los estudios más antiguos sitúan el mayor impacto de la política monetaria hacia el segundo y el tercer trimestre, apareciendo incluso el puzle de precios en algunos de ellos. En cambio, los estudios

más recientes basados en modelos VAR para Chile (Bravo y García, 2002; Bravo, García, Mies y Tapia, 2004; ver cuadro A1) sugieren que el máximo impacto que alcanza un *shock* de política monetaria sobre la inflación se manifiesta con mayores rezagos que los estudios anteriores: desde el trimestre cuarto hasta el trimestre noveno.

A continuación, se presentan las simulaciones de impulso-respuesta del producto y de la inflación en respuesta a *shocks* de política monetaria, basadas en la estimación de un modelo VAR para Chile, utilizando datos de frecuencia trimestral para el período 1991:T1 a 2006:T1. El modelo incluye seis variables: Tasa de interés internacional (*fed funds rate*), variación anual del precio del petróleo, variación anual del tipo de cambio nominal, brecha del producto, brecha de inflación y tasa de interés de política monetaria. La brecha del producto se estima mediante el método de la función de producción, mientras la brecha de inflación corresponde a la diferencia entre la inflación anual efectiva y la MI anual. La respuesta de las variables endógenas del modelo se identifica mediante la descomposición de Cholesky, utilizando el orden de las variables indicado anteriormente. Este método de identificación supone que la primera variable no responde a ningún *shock* contemporáneo del resto de las variables, la segunda solo a la primera y así sucesivamente hasta la última variable, la cual responde a todas las anteriores. Los intervalos de confianza se calculan por el método de *bootstrapping*, utilizando el método de Hall.¹⁵ Este procedimiento no impone una función determinada en la distribución de los errores del modelo. Sobre la base del criterio de Schwartz y Hannan Quinn, se escoge un rezago en la especificación.¹⁶

La respuesta —tanto de la inflación como de la brecha del producto— a *shocks* de política monetaria presenta el signo indicado (gráfico A1). El modelo estimado no presenta el “puzzle de precios” usual

¹⁵ El método consiste en generar series artificiales utilizando sorteos aleatorios de los residuos (centrados) del modelo y volver a estimar los impulsos respuesta. Los percentiles α y $(1-\alpha)$ de los impulsos artificiales conforman la cota inferior y superior, respectivamente, del intervalo de confianza para cada trimestre.

¹⁶ Los resultados no cambian sustancialmente si se utilizan dos rezagos y un ordenamiento de las variables encabezado por el precio del petróleo y luego la tasa externa.

en las estimaciones pioneras de modelos VAR para Chile. Un *shock* unitario de política monetaria (PM) (100 pb. en la TPM) tiene su mayor impacto sobre la inflación en el segundo trimestre (-0.14%); sin embargo, también muestra significancia en el tercero y el cuarto trimestre. El mayor impacto acumulado de la inflación a un *shock* de PM se produce en el séptimo trimestre (-0.6%). Nótese que la respuesta acumulada es significativa al 90% entre el tercer y el noveno trimestre. Por otro lado, la brecha del producto presenta una respuesta de comportamiento similar a la de la brecha de inflación, pero de distinta magnitud. La respuesta de la brecha del producto es negativa y significativa durante los primeros cuatro trimestres y el mayor impacto se produce en el segundo trimestre. El impacto acumulado sobre la brecha del producto es significativo durante los primeros nueve trimestres y su mayor magnitud se produce en el octavo trimestre.

Para efectos de robustez, el modelo VAR fue reestimado para el período 1999-2006, a fin de excluir el episodio de altas tasas observado en el año 1998. Sin embargo, al utilizar información del período 1999-2006, el precio del petróleo resulta no significativo, tanto en la ecuación de la brecha de inflación como en la de la brecha de producto, por lo que se excluye dicha variable como variable explicativa. El gráfico A2 muestra que el producto responde negativamente a un *shock* de PM de forma significativa entre el primero y el tercer trimestre, alcanzando el máximo efecto en el segundo trimestre. La respuesta acumulada es significativa entre el primero y el sexto trimestre, con el máximo ubicado en el cuarto trimestre. El máximo impacto de la política monetaria sobre la brecha de inflación se produce en el tercer trimestre y durante el primero y el quinto trimestre la respuesta es significativa. La respuesta acumulada de la inflación muestra significancia durante el primero y el décimo trimestre, alcanzando el máximo en el sexto trimestre. Estos resultados muestran que es posible que los rezagos estimados para los efectos máximos sobre el producto y la inflación, sean menores en comparación con los estudios previos citados arriba.

En lo que sigue, se resumen las respuestas dinámicas de la inflación y del producto ante un *shock* de política monetaria, basadas en simulaciones de la versión actual del modelo de proyecciones del

BCCh (modelo MEP). Se extiende el análisis a las respuestas dinámicas del PIB en niveles y la brecha del PIB (resto), así como a la inflación total (IPC) y a la inflación subyacente (IPCX).

Como se puede apreciar en el cuadro A2, las respuestas máximas del producto y de la inflación en el modelo MEP se producen en períodos más alejados del *shock* monetario de lo que se obtiene, en general, de las funciones impulso-respuesta basadas en modelos VAR, que fueron resumidas arriba. El PIB y la brecha del PIB responden de manera negativa a partir del tercer trimestre y alcanzan el máximo en el quinto trimestre (-0.4% y -0.5%, respectivamente). Por otro lado, tanto la inflación total como la inflación subyacente responden negativamente a un *shock* de 100 pb. en la TPM y alcanzan la máxima respuesta en el octavo trimestre (-0.2% y -0.3%, respectivamente). La mayor respuesta anual promedio se produce hacia el tercer año.

Por lo tanto, según el modelo MEP, la política monetaria alcanza su máximo impacto sobre la inflación hacia fines del segundo año y sobre el producto hacia el primer trimestre del segundo año. Lamentablemente, no se dispone de intervalos de confianza para cuantificar el grado de incertidumbre asociado a estos resultados.

De manera análoga al caso anterior, se reportan las respuestas de la brecha del PIB, el nivel del PIB y la inflación subyacente, ante un *shock* de política monetaria, utilizando ahora el modelo MAS, cuya estructura es microfundamentada en equilibrio general (cuadro A3). La brecha del producto responde a un *shock* de política monetaria más fuertemente en el segundo trimestre (-0.27%), aunque solo un poco más que en el tercer trimestre (-0.26%). La mayor reacción del producto, en cambio, se produce un poco después, en el cuarto trimestre (-0.24%). La respuesta de la inflación subyacente alcanza su máxima magnitud en el cuarto trimestre (-0.18%). Por lo tanto, el modelo MAS reporta rezagos menores en las respuestas máximas del producto y de la inflación a un cambio en política monetaria que las respuestas dadas por el modelo MEP, siendo más parecidos a los rezagos basados en algunos modelos VAR.

En resumen, la evidencia empírica recogida en este anexo señala que existen rezagos de los efectos de

un cambio en la política monetaria que se estiman en un rango de 2 a 5 trimestres para el producto y 2 a 9 trimestres para la inflación, dependiendo del tipo de modelo que se utilice para su análisis. En particular, las estimaciones obtenidas de modelos VAR y el modelo MAS sustentan la parte más próxima de los rangos reportados para los rezagos de los efectos máximos de la política monetaria, mostrando que, en promedio, el mayor efecto de la política monetaria

sobre la inflación se produce hacia el cuarto trimestre, mientras que para el producto, ocurre hacia el tercero y cuarto trimestre. Las estimaciones basadas en el modelo MEP, por otro lado, sustentan la parte más lejana de los rangos reportados, sugiriendo que el máximo efecto de la política monetaria sobre la inflación se produciría hacia fines del segundo año, y que el máximo efecto sobre el producto se produciría hacia el primer trimestre del segundo año.

Efectos de la política monetaria sobre el producto y la inflación en Chile: cuadros y gráficos

CUADRO A1		
Rezagos de la Política Monetaria: Evidencia Empírica (modelos VAR)		
Estudio	Respuesta del producto	Respuesta de la inflación
Rosende y Herrera (1991)	ME: 4T; PS: T2-T8.	ME: T2; PS: T1-T3.
Rojas (1993)	ME: T4; PS:	
Valdés (1997)	ME: m7; PS: m7-m15	ME: m8; PS: m5-m14
Calvo y Mendoza (1998)	No significativo.	Puzzle de precios.
Caputo y Herrera (1997)	ME: m9; PS:	ME: m7; PS: no sign.
Cabrera y Lagos (1999)	ME: m8; PS: no sign.	Puzzle de precios, no significativo.
Parrado (2001)	ME: m10; PS: m4-m20.	ME: m24; PS:m18-m36.
García (2001)	ME: m12; PS: m2-m6.	PS:m1-m6.
Mies, Morandé y Tapia (2002)	ME: m3; PS: m1-m8	ME: m3; PS: no sign.
Bravo y García (2002)	ME: T4.	ME: T4-T6.
Bravo, García, Mies y Tapia (2003)	ME: T3-T4; PS: T3-T4.	ME: T8-T9; PS: T7-T9.
Fuente: Elaboración de los autores basada en las referencias citadas en el cuadro. Notas: ME: Máximo efecto; PS: Período de significancia; T: Trimestre; m: Mes. Los estudios de simulaciones de las respuestas dinámicas a un cambio en la política monetaria suponen en su mayoría un alza transitoria de 100 pb en la tasa de política monetaria por un período.		

CUADRO A2

**Respuesta a un *Shock* de Política Monetaria (100 pb.)
según el Modelo MEP (BCCh)**

Trimestre	Inflación	Inflación (IPCX1)	PIB	Brecha PIB (resto)	TPM Puntos base
1	0.0	0.0	0.0	0.0	90
2	-0.1	-0.1	0.0	0.0	60
3	-0.1	-0.1	-0.1	-0.1	30
4	-0.1	-0.1	-0.3	-0.4	10
5	-0.1	-0.1	-0.4	-0.5	-10
6	-0.1	-0.2	-0.4	-0.4	-20
7	-0.2	-0.2	-0.2	-0.3	-30
8	-0.2	-0.3	0.1	-0.2	-30
<i>Promedio anual</i>					
1	-0.1	-0.1	-0.1	-0.1	50
2	-0.1	-0.2	-0.2	-0.4	-20
3	-0.2	-0.3	0.3	0.0	-30
4	-0.1	-0.1	0.1	0.1	0
5	0.0	0.0	-0.1	0.0	0
Trim. máximo	8	8	5	5	1

Fuente: Núñez y Magendzo (2006).

CUADRO A3

**Respuesta a un *Shock* de Política Monetaria (100 pb.)
según el Modelo MAS (BCCh)**

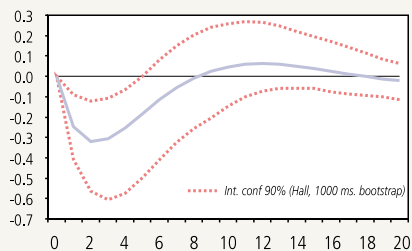
Trimestre	Inflación (IPCX1) variación anual acumulada	Brecha del PIB (% c/r a tendencia)	PIB variación anual promedio	TPM Puntos base
1	-0.05	-0.20	-0.05	100
2	-0.11	-0.27	-0.12	61
3	-0.15	-0.26	-0.18	34
4	-0.18	-0.22	-0.24	18
5	-0.13	-0.17	-0.23	8
6	-0.08	-0.12	-0.19	4
7	-0.03	-0.09	-0.15	2
8	0.01	-0.07	-0.11	2
Trim. máximo	4	2	4	1

Fuente: Medina y Soto (2005).

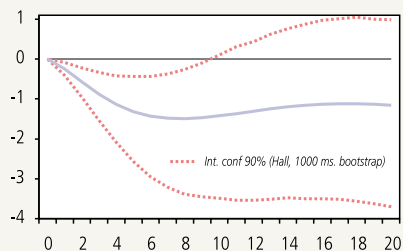
GRÁFICO A1

Respuesta a un *Shock* de Política Monetaria (100 pb.) según un Modelo VAR para Chile (1991-2006)

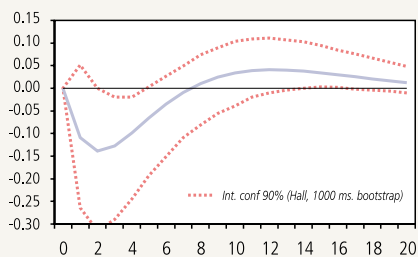
Respuesta de la brecha de producto
a un *shock* de PM (1991-2006)



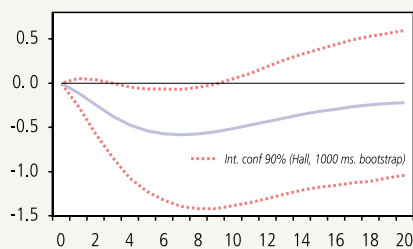
Respuesta acumulada de la brecha de producto
a un *shock* de PM (1991-2006)



Respuesta de la brecha de inflación
a un *shock* de PM (1991-2006)



Respuesta acumulada de la brecha de inflación
a un *shock* de PM (1991-2006)

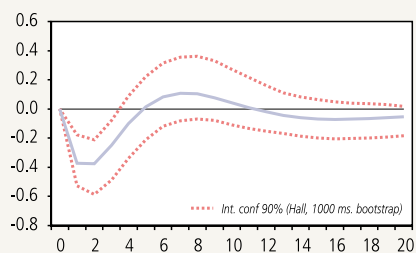


Fuente: Estimaciones de los autores.

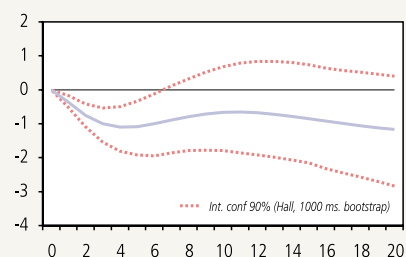
GRÁFICO A2

Respuesta a un *Shock* de Política Monetaria (100 pb.) según un Modelo VAR para Chile (1999-2006)

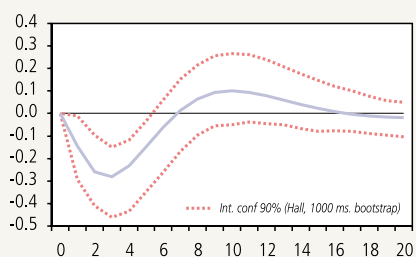
Respuesta de la brecha de producto a un *shock* de PM (modelo sin petróleo, 1999-2006)



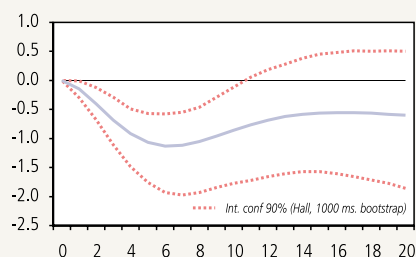
Respuesta acumulada de la brecha de producto a un *shock* de PM (modelo sin petróleo, 1999-2006)



Respuesta de la brecha de inflación a un *shock* de PM (modelo sin petróleo, 1999-2006)



Respuesta acumulada de la brecha de inflación a un *shock* de PM (modelo sin petróleo, 1999-2006)



Fuente: Estimaciones de los autores.

UN MARCO PARA LA ELABORACIÓN DE LOS PROGRAMAS DE IMPRESIÓN Y ACUÑACIÓN*

Rómulo A. Chumacero E.**

Claudio Pardo M.***

David Valdés V.****

I. INTRODUCCIÓN

Una de las funciones de los bancos centrales es la de asegurar la provisión de billetes y monedas que requiere la economía. El Banco Central de Chile (BCCh) utiliza modelos de proyección de la demanda de billetes y monedas para diseñar los programas de impresión de billetes y acuñación de monedas, con el fin de satisfacer el stock deseado de las distintas denominaciones por parte del público.

Contar con proyecciones confiables es importante porque una sobrestimación de la demanda conduce al manejo de inventarios elevados y costos innecesarios de impresión y acuñación. En contraste, una subestimación de la demanda no permite a los privados contar con el circulante que consideran óptimo, además de hacer que la autoridad incurra en costos adicionales para satisfacer el exceso de demanda.

Restricciones tecnológicas exigen que los programas se elaboren con antelación, pues existen rezagos entre los pedidos y las entregas. Estos rezagos y otras características que se describen abajo, hacen deseable que el Banco Central cuente con un inventario de seguridad que permita cubrir *shocks* imprevistos de demanda o eventuales rezagos en el proceso de entrega. Por ello, los modelos de proyección que se desarrollen deben finalmente ser utilizados para diseñar mecanismos de acuñación, impresión y manejo de inventarios que consideren explícitamente las preferencias de la autoridad respecto de los costos relativos de sub y sobrestimación, además de las restricciones tecnológicas y de costos de provisión y manejo de inventarios.

Para cubrir las necesidades de circulante, los bancos privados envían solicitudes quincenales al Banco Central. Este entrega el circulante a los bancos privados, los que, mediante empresas transportadoras de valores, se encargan de distribuirlo a lo largo de Chile para que finalmente llegue a las empresas y al público en general.

Por lo general, las solicitudes de billetes y monedas realizadas por los bancos privados han sido superiores a lo efectivamente entregado por el Banco Central. Esto se debe —en parte— a que los bancos no enfrentan restricciones presupuestarias convencionales al momento de realizar sus solicitudes y a que nunca estas fueron plenamente satisfechas. Por ende, cabe esperar que la demanda “efectiva” esté por debajo de las solicitudes realizadas. Una limitante de importancia al momento de realizar estimaciones de la demanda de billetes y monedas es que la variable sobre la que se tiene información histórica es solo la entrega de billetes y monedas por parte del Banco Central y no se conoce la demanda potencialmente “insatisfecha”. Esta es una consideración relevante al momento de interpretar los resultados de los modelos de proyección.¹

* Se agradecen los comentarios de Hernán Agurto, Claudia Bentjerodt, Luis Felipe Céspedes, Rodrigo Fuentes, Luis Óscar Herrera, Jorge Iribarren, Igal Magendzo, Enrique Marshall, Iván Montoya, Klaus Schmidt-Hebbel, Rodrigo Valdés, José Urzúa, Alejandro Zurbuchen y dos árbitros anónimos. Se aplican los descargos habituales.

** Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Chile; Departamento de Economía, Universidad de Chile. E-mail: rchumace@bcentral.cl

*** Gerencia de Cambios Internacionales y Recopilación Estadística. Banco Central de Chile. E-mail: cpardo@bcentral.cl

**** Gerencia de Gestión Estratégica y Riesgo. Banco Central de Chile. E-mail: dvaldes@bcentral.cl

¹ Dado que no existieron situaciones extremas de falta de circulante, lo más probable es que, en equilibrio, los bancos privados hayan internalizado que el BCCh otorgará una fracción de sus solicitudes, por lo que podrían tener incentivos para hacer solicitudes superiores a las necesarias.

Otra razón para la necesidad de contar con proyecciones confiables y un marco adecuado para utilizarlas, es que los programas de impresión y acuñación involucran sumas importantes de recursos para el Banco Central. Por ejemplo, en el 2007, el costo de los programas de impresión de billetes y acuñación de monedas ascendió a casi US\$43 millones, que corresponde al 74% del gasto de apoyo operacional en ese año.²

En este trabajo se propone un diagnóstico de los modelos de proyección de billetes y monedas que se han usado habitualmente y se presentan modelos alternativos, discutiendo sus ventajas y desventajas. También se desarrolla un marco conceptual para determinar los factores claves al momento de tomar decisiones con respecto a los programas de impresión de billetes y acuñación de monedas. El artículo utiliza un riguroso análisis estadístico y evalúa la consistencia agregada de las proyecciones resultantes.

El resto del documento se organiza del siguiente modo: La sección II describe la práctica internacional en el uso de modelos de proyecciones. La sección III presenta un breve resumen de las características del proceso de distribución de billetes y monedas en Chile. La sección IV presenta los modelos de proyección utilizados por el BCCh en el pasado. La sección V los compara con modelos alternativos, discutiendo sus ventajas y su desempeño en términos de proyecciones. La sección VI presenta un marco conceptual para la toma de decisiones en los programas de impresión y acuñación. Se discute la manera en que se usan los modelos de proyecciones y cómo las preferencias de la autoridad y los costos deben determinar la modalidad, horizonte y composición de los programas. Esta sección presenta también un esquema para la elaboración del programa de impresión y acuñación utilizando los modelos de proyección de la sección anterior. Finalmente, la sección VII provee algunas recomendaciones respecto de la agenda de trabajo que se sugiere seguir.

II. LA PRÁCTICA INTERNACIONAL

Proyectar de la manera más precisa posible la demanda de billetes y monedas en sus distintas denominaciones es una tarea importante y compleja.³ Es importante para los agentes económicos porque les permite realizar transacciones adecuadamente. Es importante

para el Banco Central porque, además de garantizar la provisión de la demanda, el programa de impresión y acuñación tiene efectos financieros relevantes, sobre todo si se considera que, en muchos casos, el costo de acuñación de una moneda es superior a su valor facial.⁴ A la vez, restricciones tecnológicas hacen que existan rezagos entre la orden y su disponibilidad al público. Por otro lado, en el pasado han ocurrido episodios de escasez de distintas denominaciones.

Esta sección discute brevemente la práctica internacional en el desarrollo de modelos de proyección de billetes y monedas.⁵ Los estudios difieren en cuanto a enfoque metodológico y modelos econométricos utilizados. Algunos usan variantes de modelos univariados de series de tiempo (ARIMA), otros trabajan con especificaciones de corrección de errores. Otros más utilizan modelos VAR y modelos de panel. Finalmente, existen también modelos más tradicionales que incorporan determinantes micro y macroeconómicos.⁶

Los modelos también difieren respecto de la variable de interés. Para el caso de las monedas, existen modelos que estiman giros o variaciones porcentuales. Para los billetes, algunos modelos proyectan el valor del stock total de billetes, mientras

² El gasto del año 2007 fue aproximadamente 1.3 veces el de 2006 y 4.4 veces el de 2005. Esto se debió a un fuerte aumento de la demanda de billetes y monedas y a que el costo de provisión aumentó de manera importante por el alza de algunos insumos como cobre y níquel.

³ La literatura académica sobre este tema no es muy abundante. Referencias útiles se encuentran en Kohli (1988), Croushore y Stark (2002) y Kippers et al. (2002).

⁴ Sargent y Velde (2002) presentan un apasionante relato de cómo la necesidad de proveer monedas de distintas denominaciones (desde cuando menos el siglo XIV) fue uno de los pilares del desarrollo del sistema monetario actual. Ver Chumacero (2004).

⁵ Para ello, se recopilieron estudios realizados para distintos países de América y Europa. Los estudios se obtuvieron mediante consultas directas, publicaciones en revistas especializadas o documentos publicados en el Centro de Estudios Monetarios para América Latina (CEMLA). La mayor parte de los estudios eran confidenciales por lo que solo se citan las regularidades encontradas. Los países (o instituciones) consultados respecto de los modelos de proyección de monedas fueron: Estados Unidos, el Banco Central Europeo, Italia, Alemania, Colombia, Guatemala y Costa Rica. En el caso de los modelos de billetes, se cuenta con información de Inglaterra, Banco Central Europeo, España, Italia y Guatemala.

⁶ A diferencia de modelos que intentan “explicar” un fenómeno, cuando se quieren realizar proyecciones fuera de muestra, modelos más complejos no necesariamente dominan a modelos de series de tiempo.

otros lo hacen por denominación. Definir la variable a proyectar es crucial cuando se comparan modelos. Por ejemplo, es posible que modelos que proyecten satisfactoriamente giros o variaciones sean malos predictores de stocks.

La selección del tipo de modelo a utilizar y la variable dependiente de interés dictaminan en muchos casos la selección de predictores. Los modelos univariados de series de tiempo requieren solamente de información pasada de la variable, por lo que las proyecciones fuera de muestra se alimentan de proyecciones propias. Modelos que incluyan otros determinantes (por ejemplo: PIB, IPC, ventas minoristas, consumo real, número de cajeros automáticos, pagos con tarjetas, variables demográficas, gastos del gobierno central, etc.) pueden dominar a modelos de series de tiempo en evaluaciones dentro de muestra, pero no necesariamente hacer lo mismo en proyecciones fuera de muestra.⁷ En estos casos, se requerirán proyecciones de todos los “determinantes” considerados. Por ello, es posible que los errores de proyección de estas variables adicionales deterioren la capacidad predictiva de estos modelos fuera de muestra.

Los modelos tampoco coinciden en cuanto a la frecuencia de las observaciones. Todos utilizan la máxima información de la que disponen, pero su frecuencia difiere (mensual, trimestral o anual). Un punto de coincidencia es que la mayor parte de los estudios considerados tienen como horizonte de proyección un plazo de un año. Estudios con plazos superiores son poco frecuentes.

Finalmente, tampoco existe homogeneidad respecto del enfoque de modelación. Algunos trabajos estiman modelos *top-down*, otros *bottom-up* y otros una combinación de ambos. Los primeros proyectan algún agregado (por ejemplo, circulante) para luego proyectar su composición. Los segundos producen proyecciones de cada denominación, que luego consolidan en el agregado. Un peligro del primer enfoque es que un error de sub o sobrestimación del agregado repercutirá en una sub o sobrestimación de todas las denominaciones (aun en el caso en que se prediga con precisión la composición del agregado). Otro aspecto relevante es que muchos estudios encuentran evidencia de inestabilidad de la demanda de agregados monetarios. Por ello, confiar

en proyecciones de modelos *top-down* puede traer este problema.⁸ En resumen, la evidencia internacional sugiere una amplia variedad de enfoques y no existe una práctica común dominante.

Para ser útil en la elaboración de los programas de impresión y acuñación, el modelo a utilizarse debe cumplir con propiedades deseables en su desempeño fuera de muestra, además de proveer información útil para la toma de decisiones. Como se señala adelante, es de particular importancia contar con proyecciones de funciones de densidad. Que se sepa, esta es la primera ocasión en que se las utiliza en este contexto.

III. CARACTERÍSTICAS DE LA PROVISIÓN DE BILLETES Y MONEDAS

Esta sección describe algunas de las características más relevantes de la provisión de billetes y monedas. Entenderlas permite validar los resultados de los modelos de proyección de billetes y monedas que se describen en las secciones siguientes, con lo que se espera ocurra en el futuro con los principales actores involucrados.

Existen diversos factores que afectan la demanda de billetes y monedas. Se demandan para realizar transacciones y sirven de medio de pago, además de poder cumplir un rol de atesoramiento con costo de oportunidad representado por la tasa de interés.

El Banco Central se encarga de satisfacer esta demanda mediante la provisión de billetes y monedas. Una vez que los bancos los reciben, los distribuyen entre sus demandantes. Pese a su importancia para el Banco Central, no existe suficiente información de relevancia respecto de las características del proceso. En particular, se desconocen los detalles de:

- Los inventarios operativos y de seguridad que mantienen los bancos comerciales.

⁷ Algunos estudios también incluyen proxies de actividad delictiva que, en países donde es un “sector” importante, puede afectar de manera significativa a la demanda, debido a que sus operaciones suelen realizarse utilizando fundamentalmente efectivo.

⁸ De hecho, una de las razones que los bancos centrales suelen esgrimir para justificar la manera de conducir su política monetaria (tasa de interés y metas de inflación) es justamente que la política de control de agregados monetarios es problemática por la inestabilidad de la demanda de dinero.

- El ciclo de distribución geográfica de billetes y monedas.⁹
- El ciclo de distribución en términos de uso (por actividad): cajeros automáticos, sectores específicos como comercio o transporte, u otro.
- El ciclo de distribución en términos de fuente (por origen): empresas transportadoras de valores, compras y ventas entre entidades bancarias, etc.
- Preferencias por distintas denominaciones y satisfacción de los agentes.

Pardo y Valdés (2006a) realizan un primer esfuerzo para estudiar el origen y destino de los flujos de billetes y monedas distribuidos por el Banco Central de Chile en mayo del año 2006. Luego de que el Banco Central recibe una orden de billetes y monedas, los distribuye por medio de los bancos privados. Seis de los veinticinco bancos fiscalizados por la Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras (SBIF) concentran más del 90% de:¹⁰ los giros de billetes y monedas nuevos desde el BCCh, el saldo de billetes y monedas mantenido en sus cajas y el saldo promedio de las bóvedas de custodia por cuenta del BCCh.

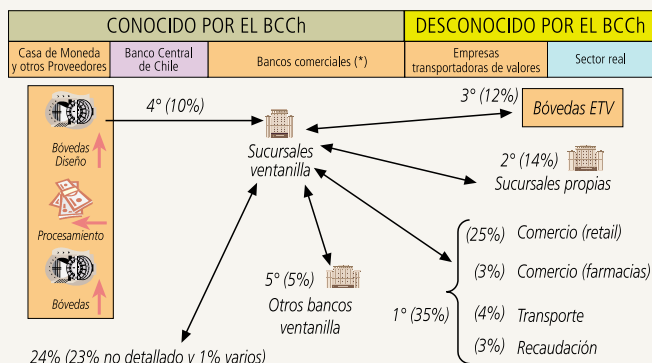
1. Provisión de Monedas

Una vez que los bancos reciben los giros, estos son demandados por el público (gráfico 1). Pardo y Valdés (2006a) encuentran que los flujos de monedas son demandados por los sectores comercio (supermercados, farmacias y empresas de recaudación de dinero) y transporte (buses y metro), seguidos por las sucursales bancarias y las empresas de transporte de valores, aunque estas últimas actúan fundamentalmente como redistribuidoras.¹¹

Un componente importante del rubro comercio para la provisión de monedas corresponde a las ventas de los supermercados. Pardo y Valdés (2006a) encuentran que, en abril de 2006, los supermercados requerían cerca de 89 millones de piezas (en distintas denominaciones) para dar vuelto en el mes. Las demandas más importantes se concentraban (por orden de importancia) en monedas de \$10, \$1 y \$100.¹²

GRÁFICO 1

Ciclo Físico de Monedas (porcentaje del volumen de piezas, mayo 2006)



Fuente: Pardo y Valdés (2006a).

El gráfico 2 muestra la trayectoria de las variaciones en doce meses de los valores de las ventas y número de cajas de los supermercados. El crecimiento promedio anual de las ventas de 8.5% indica que este sector seguirá siendo un demandante de importancia de monedas.¹³ A la vez, desde un punto de vista estadístico, la evidencia sugiere que los stocks (y giros) de monedas preceden estadísticamente (causan en el sentido de Granger) a las ventas de supermercados (y al Imacec), pero lo contrario no ocurre. Por ello, el uso de series de tiempo de ventas puede servir para evaluar comportamientos tendenciales del sector, pero no para predecir giros de monedas.

Otro sector de relevancia (y subrepresentado en el gráfico 1) es el de transporte. Según la Encuesta de

⁹ Esto es, se desconocen los flujos de circulante entre Santiago y regiones, los flujos dentro de cada región, y los inventarios que manejan los bancos en cada punto de distribución.

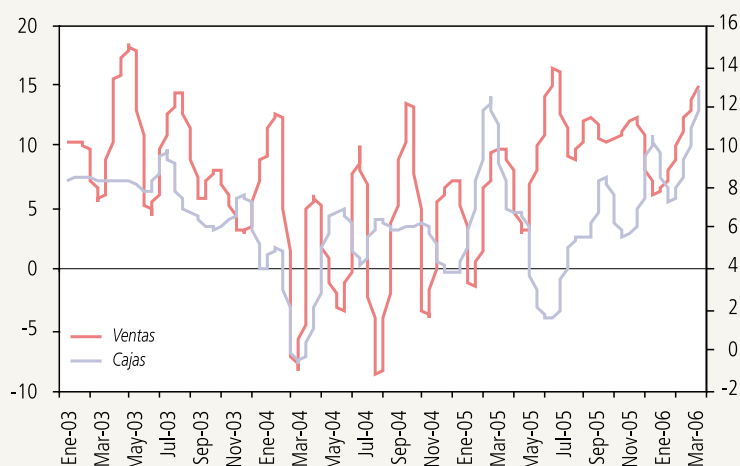
¹⁰ Estos bancos son: BBVA, BCI, Corpbanca, de Chile, del Estado y Santander-Santiago.

¹¹ No se identificó el destino de casi una cuarta parte de los giros porque uno de los bancos privados no proveyó información respecto al destino de las monedas. Como ese banco tiene una fuerte relación con el sector transporte, la participación de ese sector en el total es superior a la que muestra el gráfico 1.

¹² Pardo y Valdés (2006a) llaman "la regla del 1" a que las denominaciones más demandadas sean de \$1, \$10 o \$100. Esto puede deberse a políticas de manejo de inventarios y minimización de costos de transporte.

¹³ Este efecto será decreciente a medida que la población favorezca medios alternativos de pago (como cheques, tarjetas de crédito y débito).

Ventas y Número de Cajas de Supermercados (variaciones de 12 meses, porcentajes)



Fuente: Elaboración propia basada en datos del INE.

Origen y Destino de la Secretaría de Transporte, en el año 2001 se realizaron algo más de 10 millones de viajes diarios en Santiago; 42% de ellos en bus y 7% en metro. Hasta antes de la introducción del Transantiago, las transacciones de los buses se hacían en efectivo, privilegiándose el uso de monedas sobre billetes (los buses recaudaban cinco monedas por cada billete). Por otra parte, la fijación tarifaria del pasaje de buses tenía repercusiones de primer orden sobre la demanda de monedas de distintas denominaciones. Por ejemplo, un pasaje de \$380 habría provocado una demanda por monedas de \$10 substancialmente mayor que si el pasaje se fijase en \$400. Con el Transantiago, los usuarios de buses dejaron de utilizar rutinariamente el efectivo y realizan sus viajes con la tarjeta Bip!, la cual debe haberse cargado previamente. Dado que las cargas de tarjeta se realizan presumiblemente por múltiplos de \$500, la demanda de monedas en todas sus denominaciones tendría que verse reducida por este concepto.

Con respecto al Metro, el 60% de los viajes se realizaba con pagos en efectivo y el 40% con la tarjeta Multivía. Con la llegada del Transantiago, el número de viajes aumentó de manera importante (llegando incluso a más que duplicarse). A la vez, existe un fuerte incentivo para que los usuarios paguen sus viajes utilizando la tarjeta Bip! debido a que las personas que se movilizan en bus y usan luego el metro pagan \$420 = \$380 (bus) + \$40 (metro). Mientras tanto, el viaje en solo metro cuesta \$440.

La diferencia de precios ha generado un aumento del uso del metro y de la tarjeta Bip!, y una reducción de la demanda de monedas. La información provista por el Metro a fines de febrero de 2007 es que, a esa fecha, el 80% de los viajes se realizaron con tarjeta y solo 20% con boletos, observándose además una fuerte caída en el uso de monedas de \$10.

Pese a que la incertidumbre respecto de los efectos de la llegada y puesta en marcha del Transantiago aún no se disipa, lo que queda claro es que debería reducir la demanda de monedas. Al no contar con estadísticas detalladas del stock de monedas que manejaban los operadores de buses, no puede evaluarse el impacto

preciso sobre la demanda de monedas en sus distintas denominaciones.

Sin embargo, puede adelantarse que no solo habrá un efecto sobre la demanda de monedas, sino también en su composición. El gráfico 3 muestra la composición de los giros (cambios en stock entre diciembre de 2005 y de 2006). Pese a que sus participaciones han venido cayendo de manera importante, las monedas de \$1 y \$5 aún representaban el 47% del total de giros (en número de piezas). En términos de stock, las piezas de menor denominación (\$1 y \$5) correspondían respectivamente al 49% y 18% del total. Las monedas de \$10 fueron las más importantes en términos de giros (32%). Dadas las consideraciones anteriores, esta es una de las denominaciones sobre las que el Transantiago debería tener mayor impacto.

2. Provisión de Billetes

El proceso de provisión de billetes debe tomar en cuenta aspectos adicionales al de monedas. A diferencia de estas, el stock de billetes depende además de los retiros originados en el deterioro de las unidades. El deterioro de los billetes depende de su frecuencia de uso en transacciones. Los billetes de mayor denominación tienen un menor uso y por ende una vida media mayor.¹⁴ A la vez, manteniendo las demás cosas

¹⁴ La vida media es el período de tiempo transcurrido desde la emisión hasta la destrucción del billete.

constantes, mayores niveles de inflación implicarán mayor uso y menor vida media de billetes (sobre todo de aquellos de menor denominación).

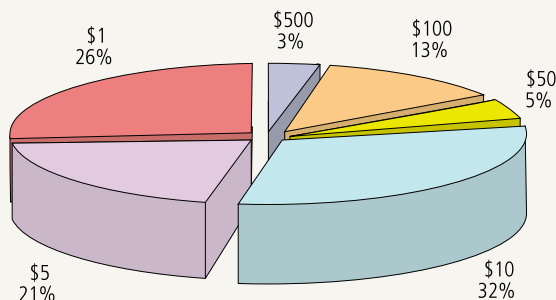
El Banco Central delega en los bancos comerciales la distribución de los billetes nuevos, además de dar instrucciones para la determinación de cuáles deben ser considerados no aptos y, por ende, ser retirados.¹⁵ Utilizando la metodología de Boeschoten (1991) y dado el comportamiento de la serie de retiros, Pardo y Valdés (2006b) encuentran que entre los años 2003 y 2006 la vida de los billetes de \$1000, \$2000, \$5000, \$10000 y \$20000 era de 11, 48, 13, 27 y 43 meses, respectivamente.¹⁶

Al igual que con las monedas, Pardo y Valdés (2006a) compilaron información respecto del flujo de billetes en mayo de 2006 por parte de los seis bancos que concentran el 90% de los giros de billetes, además de monitorear los saldos mantenidos en las cajas y bóvedas de custodia por cuenta del BCCh.

El gráfico 4 muestra la distribución de flujos totales de billetes en el mes de mayo de 2006. Se desprende que la mayor parte del flujo se encontraba en bóvedas de custodia por cuenta del BCCh, seguida por efectivo en caja que mantenían los bancos y por el efectivo que se encontraba en sus cajeros automáticos. Esta importante magnitud se debe, en parte, al encaje que deben mantener los bancos. Dado que existe un costo de oportunidad de mantener efectivo en caja, los bancos comerciales suelen preferir satisfacer sus requerimientos de encaje con saldos en bóvedas de custodia por cuenta del BCCh. Históricamente, los requerimientos eran cubiertos en un 40% por caja (cajeros, caja, empresas de transporte) y un 60% en cuenta corriente (fundamentalmente en la bóveda de custodia por cuenta del BCCh). Cambios en el costo de oportunidad, junto con un mayor costo de transporte por parte del componente caja, hicieron que esta composición se revirtiera en el pasado reciente.

GRÁFICO 3

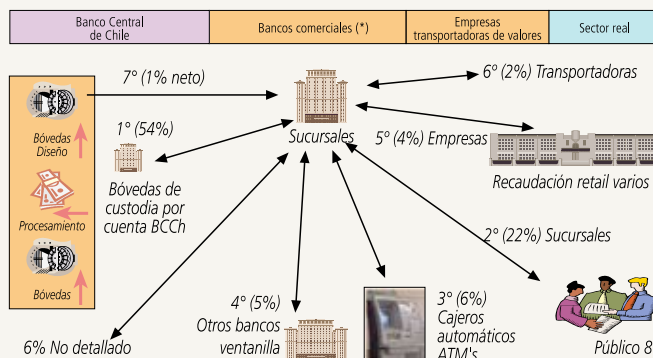
Composición de Giros de Monedas por Denominación (diciembre de 2006 respecto a diciembre de 2005)



Fuente: Elaboración propia basada en datos de la Gerencia de Tesorería del BCCh.

GRÁFICO 4

Ciclo Físico de Billetes



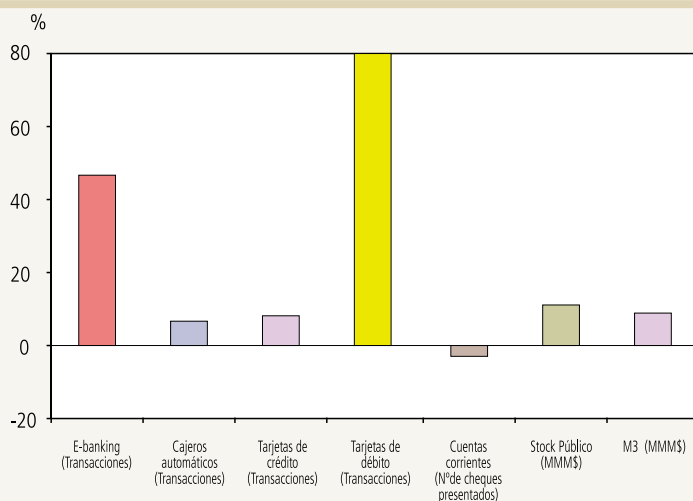
Fuente: Pardo y Valdés (2006a).

Para evaluar la demanda futura de billetes, deben considerarse los requerimientos de encaje y liquidez de los bancos comerciales. Además de ello, es

¹⁵ Por ejemplo, a mediados de enero del año 2008 el Banco Central emitió una circular que presenta un conjunto de criterios para la selección de billetes no aptos para la circulación.

¹⁶ La mayor vida media de los billetes de \$2000 se debe a que los nuevos billetes son de polímero. Los billetes de papel de esta denominación tuvieron una vida media de 12 meses y ya no se imprimen.

Tasas de Crecimiento Promedio Anual de Distintos Medios de Pago (2000- 2006)



Fuente: Elaboración propia.

importante tomar en cuenta el entorno cambiante en el que los agentes económicos realizan transacciones. El gráfico 5 muestra las tasas de crecimiento promedio experimentadas por distintos medios de pago entre los años 2000 y 2006. Pese a que el número de cuentas corrientes ha aumentado a una tasa promedio de 5.7% al año, los agentes giraban en 2006 menos cheques que seis años antes (la tasa de caída anual promedio del número de cheques es cercana al 3%). Medios alternativos de pago han crecido de manera importante: las tarjetas de crédito crecieron a una tasa anual de 8%, las tarjetas de débito a una tasa anual de 27% y el monto total de transacciones con ellas el 2006 fue 41 veces el del 2000. Por otro lado, el número de clientes que realizan transacciones en línea creció a una tasa promedio anual de 29% y el número de transacciones en el 2006 fue casi diez veces el del 2000.

Una de las maneras por las que el público accede a billetes es mediante el uso de cajeros automáticos. El número de cajeros automáticos más que se triplicó en los últimos ocho años con una tasa de crecimiento promedio anual superior al 10%. En noviembre de 2006, había 5312 cajeros y la SBIF proyecta un crecimiento promedio del número de cajeros de 8% para los próximos tres años.¹⁷ Como los cajeros marginales no tienen el movimiento de los cajeros iniciales, cabe esperarse que el incremento de la demanda de billetes

sea algo menor en los cajeros nuevos que en los ya existentes. Por otro lado, los bancos han ido modificando sus algoritmos en la provisión de billetes para minimizar los costos de reabastecimiento. Así, los cajeros ya no utilizan billetes de \$1000, y la menor denominación es la de \$2000.

Como se adelantara al discutir algunos potenciales efectos del Transantiago sobre la demanda de monedas, él también tiene algunos efectos sobre la demanda de billetes. En particular, podría esperarse que el uso de las tarjetas Bip! y Multivía aumentara la demanda de billetes de baja denominación. Dado que las tarjetas permiten recargas de \$500 o múltiplos, y que los valores de los pasajes diarios permitirían costear viajes de ida y vuelta con \$1000, podría esperarse la sustitución

de monedas por billetes de esa denominación. Sin embargo, el costo de oportunidad de recarga diaria de las tarjetas (por efecto de las colas) hace que sea más probable que los agentes realicen recargas por valores superiores a los \$1000. De hecho, el Metro informó que la carga modal (más frecuente) es de \$2000.

Un factor importante a considerar es cuál es la factibilidad de que tarjetas como las anteriores puedan llegar a sustituir el efectivo para realizar transacciones. Recientemente, The Economist (2007) dedicó su portada y un artículo especial al futuro del dinero (en efectivo). Existen dos razones fundamentales por las que, pese al mayor uso de medios de pago como las tarjetas de débito y crédito, estas no hayan sustituido de manera más intensa el uso de efectivo. En primer lugar, el costo de procesamiento de las tarjetas es superior al costo de transporte de efectivo, por lo que generalmente existe un cargo adicional por el uso de tarjetas. Por otro lado, las tarjetas no tienen una propiedad que sí tiene el efectivo: anonimato. Cuando se utiliza una tarjeta de crédito, es posible vincular al agente con la transacción. Esto es más difícil con el efectivo. Avances tecnológicos en Japón y otros lugares han logrado que

¹⁷ Esta proyección subestima el número de cajeros disponibles, porque información directa solo de los bancos BCI, de Chile, del Estado y Santander-Santiago indica que el crecimiento del número de cajeros será superior al 20%.

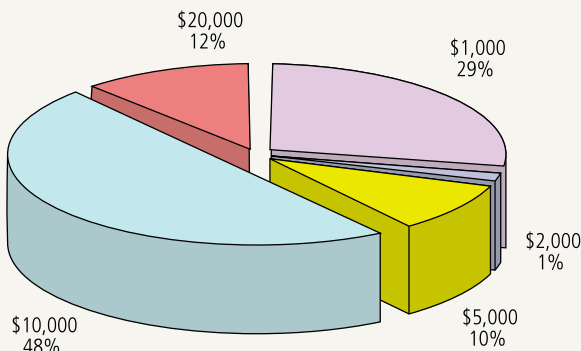
los chips de teléfonos celulares o tarjetas de prepago puedan utilizarse para realizar transacciones menores. En la medida en que esta tecnología se extienda, es posible que sus costos de procesamiento sean inferiores a los costos de transportar efectivo, por lo que hipotéticamente es posible que en un momento haya un cargo por usar efectivo. A la vez, al utilizar tarjetas de prepago, el usuario mantiene el anonimato.

Esta consideración puede ser importante por dos motivos: Chile tiene una elevada tasa de penetración de celulares (muy superior a la que se esperaría por su ingreso per cápita) y la tecnología de tarjetas como la Multivía, permite utilizarla para fines distintos del uso de metro. En la actualidad no se utiliza para otra cosa, pero la tecnología para hacerlo está disponible. Al parecer, la tecnología de la tarjeta Bip! no permite su uso para otros fines, pero el solo hecho de que exista un número tan importante de tarjetas, hace que sea posible que en el futuro pueda usarse un medio similar para realizar transacciones. Estos factores, junto con incrementos en el ingreso de los agentes, harán que la composición de la demanda de billetes se modifique para preferir cada vez más los billetes de mayor denominación.

El gráfico 6 muestra la composición de los cambios del stock de billetes entre diciembre de 2005 y 2006.¹⁸ Los billetes de \$10000 y \$1000 han incidido fuertemente en el incremento del stock. Dado que la vida útil del billete de \$1000 es substancialmente menor que la de \$10000, parte importante del cambio de stock en este caso se debe a la reposición de billetes no aptos. De hecho, dada la vida útil de los billetes de \$1000, sin considerar incrementos de demanda, estos deben reponerse completamente en un año. En términos de participación en stocks, los billetes de \$1000 y \$10000 representaban 28% y 42% del número de piezas en diciembre de 2006. Como se adelantara en las consideraciones anteriores, se espera que ocurran aumentos más importantes en los billetes de alta denominación. A la vez, el escaso incremento del stock de billetes de \$2000 durante el 2006 se debió a políticas de distribución del propio

GRÁFICO 6

Composición de Cambios en Stocks de Billetes (Diciembre de 2006 respecto a Diciembre de 2005)



Fuente: Elaboración propia basada en datos de la Gerencia de Tesorería del BCCh.

BCCh, más que a disminuciones de demanda (más sobre esto en la sección VI).

IV. MODELO ANTIGUO

Esta sección describe los modelos de proyección que se utilizaban hasta la ejecución del presente trabajo para realizar proyecciones de monedas y billetes. En el primer caso, la metodología de proyección se utilizó hasta el programa del año 2004. Luego, se utilizó una variante del modelo de proyección de series de tiempo que se describe en la próxima sección, con la diferencia que se escogía una variable y horizontes de proyección distintos y no se incorporaba información respecto de las proyecciones de densidad. El modelo de billetes se utilizó hasta el año 2006.

1. Modelo de Monedas

El modelo de proyección del stock de monedas por denominaciones que se utilizaba hasta el programa de acuñación del año 2004 es indirecto. Parte por realizar proyecciones de los giros (cambio en el stock) para luego acumularlos.

Formalmente, sea $s_{i,t}$ el stock de monedas de denominación i en el mes t . Denotamos el cambio del

¹⁸ Los billetes deben tomar en cuenta la reposición de billetes no aptos, por lo que las variaciones de stock no representan los giros. Más sobre este punto en la sección IV.

stock de monedas de denominación i entre los meses $t-k$ y t por $g_{i,t}^k = s_{i,t} - s_{i,t-k}$.¹⁹ Las proyecciones de los giros mensuales se obtienen del siguiente modo:

$$\tilde{g}_{i,t}^1 = \hat{g}_{i,t}^1 + \frac{1}{4} \hat{d}_{i,t}, \quad (1)$$

donde $\hat{d}_{i,t}$ es el estimador de la desviación estándar de los giros obtenido con información hasta el período t , y $\hat{g}_{i,t}^1$ es el valor predicho de una regresión lineal para el modelo:

$$g_{i,t}^1 = \alpha_i + \beta_i t + u_{i,t}. \quad (2)$$

El modelo descrito en (1)-(2) presenta algunas características para destacar: Primero, al incorporar una tendencia lineal, se presume que la variable *giros* es estacionaria en tendencia. Como muestra el gráfico 7, esta premisa está refutada tanto con la lógica económica como con la evidencia empírica. Esto porque, si bien existen razones para pensar que la demanda por stock de monedas puede crecer, no las hay para que lo haga su primera diferencia (los giros).²⁰ Segundo, modelos de proyección de giros basados en tendencias lineales tienen implicancias complejas, pues inducen a proyecciones explosivas de los niveles de stock (si $\beta > 0$), o a la desaparición física de la demanda (si $\beta < 0$). Parte importante de los problemas en las proyecciones de demanda cuando se utiliza este modelo es la alternancia de signos en la estimación de esta pendiente, haciendo el modelo poco confiable. Finalmente, la inclusión de $\hat{d}_i$ en (1) se motiva porque se considera más costoso subestimar la demanda de monedas (que se suponía constante en las proyecciones). Por ello, el término añade un 25% de la variabilidad histórica que da cuenta de un “colchón” adicional.

Con la muestra utilizada para realizar proyecciones (desde 1998), se encuentra que el coeficiente asociado a β no es estadísticamente distinto de cero, pero los residuos del modelo no son bien comportados. En particular, existe evidencia de que los errores presentan correlación serial (son sistemáticos), patrones estacionales marcados no considerados (particularmente en marzo, septiembre y diciembre), no linealidades potenciales, desvíos de normalidad, e inestabilidad estructural (particularmente al final de la muestra).

Más aún, la variable de interés en la proyección no es el giro neto sino el stock de monedas de la denominación i . Para proyectar este stock j meses adelante, dada la información en el período t , se procede del siguiente modo:

$$\begin{aligned} \tilde{s}_{i,t+j} &= s_{i,t} + \sum_{n=1}^j \tilde{g}_{i,t+n}^1 \\ &= s_{i,t} + \left(\hat{\alpha}_i + \frac{\hat{d}_{i,t}}{4} \right) j + \hat{\beta}_i \sum_{n=1}^j (t+n). \end{aligned} \quad (3)$$

El segundo término de (3) muestra que, aun en ausencia de los problemas descritos, el stock proyectado debería estar sobrestimado por el efecto creciente en la proyección de la desviación estándar de los giros. Así, en proyecciones 36 meses adelante, el “colchón” adicional equivale ya a nueve veces la desviación estándar de los giros ($j/4=36/4=9$). Lo que es más importante aun, si el estimador puntual de β es distinto de cero, el último término de (3) equivale a asumir una tendencia lineal en los giros, lo que impone una tendencia cuadrática (y explosiva) en el stock. Finalmente, el primer término de (3) muestra que las proyecciones puntuales estarán fuertemente influenciadas por el mes en el que se empiece la proyección. Por ende, bajo esta especificación, un patrón estacional puede convertirse en un componente estructural de la proyección. Esto es, las proyecciones dependerán crucialmente del mes en el que comiencen a hacerse. Una tendencia cuadrática en los stocks puede justificarse teóricamente en algunos casos con valores positivos de α y negativos de β .

El gráfico 8 presenta un ejemplo del efecto que tiene el período de estimación de los parámetros de (2) sobre la proyección. En él se encuentra la trayectoria del stock efectivo de monedas de los años 2003 y 2004 junto con proyecciones

¹⁹ Desde los programas del año 2001 hasta la revisión del programa del 2004, (con datos a marzo de 2004) se hacían proyecciones utilizando solo los giros de monedas que realizan los bancos comerciales al BCCh (solo los mensajes 327 de Sinacofi del Anexo 1) y no se descontaban los depósitos ni los flujos netos de bóveda de custodia para así obtener los “giros netos” (giros netos = giros – depósitos).

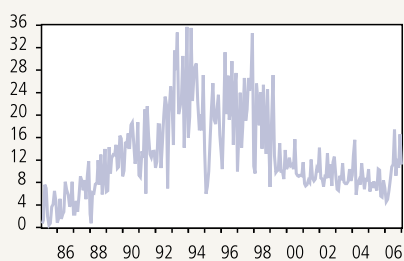
²⁰ Aunque pueden ocurrir reducciones importantes en un contexto inflacionario acelerado, la demanda por flujos, por construcción, está acotada en 0.

GRÁFICO 7

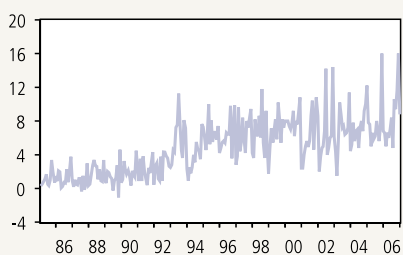
Giros Netos Mensuales de Monedas

(en millones de monedas: 1985:02-2007:01)

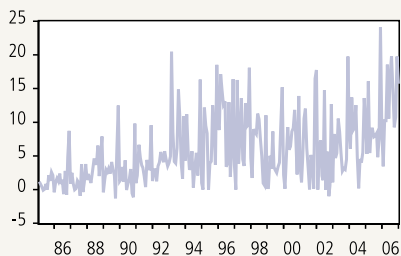
Moneda de \$1



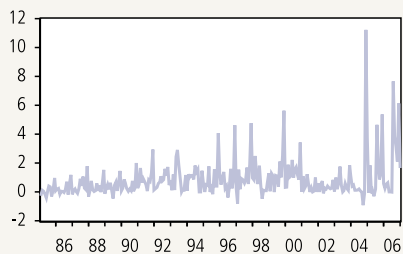
Moneda de \$5



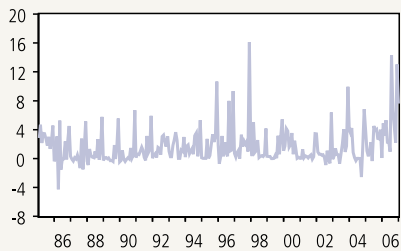
Moneda de \$10



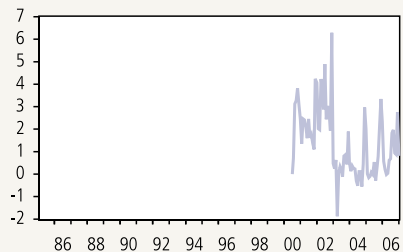
Moneda de \$50



Moneda de \$100



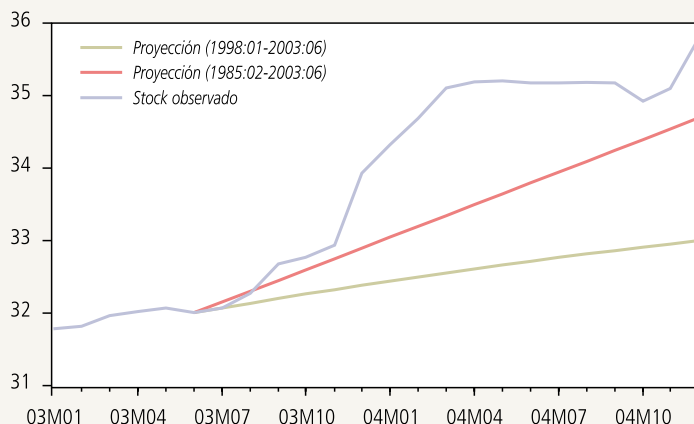
Moneda de \$500



Fuente: Elaboración propia basada en datos de la Gerencia de Tesorería del BCCh.

GRÁFICO 8

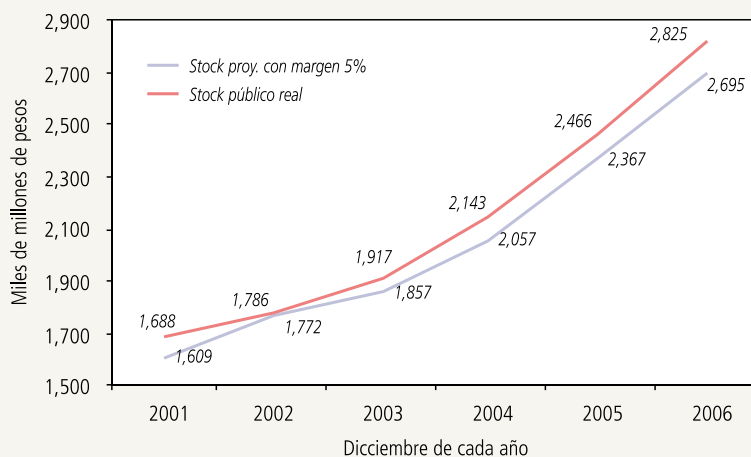
Proyecciones de Stock de Monedas de \$100 con Diferentes Muestras (en millones de monedas)



Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO 9

Stock Público Total (a diciembre de cada año)



Fuente: Elaboración propia.

del stock generadas utilizando la ecuación (3). Los parámetros estimados se obtuvieron con dos muestras distintas. Cuando se utiliza la muestra completa, la subestimación es mucho mayor que cuando se utiliza solo la muestra más reciente. En todo caso, proyecciones fuera de muestra realizadas desde mediados del año 2003 muestran que en todos los casos se produce una fuerte subestimación del stock efectivo.

2. Modelo de Billetes

A diferencia de las monedas, la proyección de giros de billetes por denominación estaba constituida por la suma de proyecciones de giros por crecimiento del stock público de billetes y proyecciones de giros basadas en el reemplazo de billetes deteriorados.

El modelo utilizado para proyectar billetes parte de la proyección del stock público total (monedas más billetes). Luego de proyectar esta variable, se deduce el stock de monedas predicho por el modelo de monedas, para finalmente distribuir este residuo (que debería ser la proyección del stock total de billetes) en cada denominación.

La proyección de stock público total en t se realizaba utilizando una versión fuerte de la teoría cuantitativa que supone velocidad de circulación constante. Así, sea S_{t-1} el stock público de billetes y monedas en el período anterior; la proyección del stock en t es:

$$S_t = S_{t-1} (1 + \hat{\pi}_t) (1 + \hat{g}_t) (1 + z), \quad (4)$$

donde $\hat{\pi}_t$ y $\hat{g}_t$ son las proyecciones de la inflación y el crecimiento del PIB entre $t-1$ y t , respectivamente, mientras z es un margen de seguridad que se agrega. Las proyecciones del stock público total eran provistas por la División Estudios y consideraba sus proyecciones de inflación y crecimiento.

El gráfico 9 muestra la evolución de las proyecciones de stock público total usando (4) y del stock público efectivamente observado. En todos los años considerados existe una subestimación que, en promedio, alcanza al 5%, y cercana al 10% si no se toma en cuenta el margen de seguridad (z). Claramente, la subestimación se debe en buena parte a que el supuesto de velocidad de circulación constante es poco realista, sobre todo en un contexto de convergencia a una inflación baja y estable con tasas de interés nominal más bajas y

menores costos de mantener dinero.²¹ Por otro lado, (4) supone una elasticidad ingreso unitaria y no testea la validez de este supuesto y su estabilidad. Puede que esta especificación provea algunas luces sobre el comportamiento del agregado en el largo plazo, pero no sirve para realizar proyecciones en los plazos utilizados (entre 9 y 18 meses).

Deduciendo de la proyección de stock público total la proyección del stock público de monedas (calculado previamente y denotado por M) se obtiene la proyección del stock público de billetes (B). Esto es: $B_t = S_t - M_t$.

Con la proyección del stock público total de billetes, se procede a hacer una distribución porcentual de B para cada denominación i . Sea α_i la participación histórica de la denominación i en el stock de billetes, la proyección del stock de billetes de la denominación i para el período t se obtiene de $B_{i,t} = \alpha_i B_t$.

Nótese que, aun si se cuenta con proyecciones confiables de la demanda de monedas y las participaciones de cada denominación de billetes se mantienen constantes, el hecho de que las proyecciones del stock público total siempre hayan subestimado el stock efectivo, hace que el modelo tienda a subestimar la demanda de billetes. Aun en el caso en que se tengan proyecciones confiables del stock total, la proyección del stock de billetes por denominación depende de la proyección de monedas (con los problemas señalados en la subsección anterior) y del supuesto de que la participación de los billetes en las distintas denominaciones se mantendrá constante.

Con la proyección del stock de cada denominación, resta por evaluar cuál es la necesidad de reemplazo de billetes deteriorados (R). Para ello, se utiliza un estimador de la tasa de reemplazo observada de cada denominación ($r_{i,t}$) que se basa en el tiempo medio de circulación descrito en Pardo y Valdés (2006b). Formalmente, tenemos:

$$R_{i,t} = r_{i,t} B_{i,t}.$$

Entonces, la proyección de giro entre los períodos $t-k$ y t es:

$$G_{i,t} = B_{i,t} + R_{i,t} - B_{i,t-k} = (1 + r_{i,t}) B_{i,t} - B_{i,t-k}. \quad (5)$$

Resumiendo, el enfoque de proyección de giros por denominación presenta las siguientes debilidades:

Primero, es un modelo determinístico y no provee un estimador de la incertidumbre asociada al pronóstico. Segundo, depende crucialmente de las proyecciones de inflación y crecimiento, además de imponer una versión fuerte de la teoría cuantitativa (velocidad de circulación constante) para realizar proyecciones de corto plazo. Tercero, supone que las participaciones de las denominaciones en el stock de billetes se mantendrán inalteradas. Finalmente, al seguir una filosofía de *top-down*, cualquier error sistemático en la proyección de etapas superiores repercute necesariamente en errores sistemáticos en la proyección de las demás etapas. Dado que el stock público total proyectado fue inferior al finalmente observado, el margen de seguridad utilizado fue insuficiente para cubrir los requerimientos de billetes.

V. MODELOS ALTERNATIVOS

Los problemas encontrados en los modelos de proyección de billetes y monedas descritos en la sección anterior, conducen a evaluar la necesidad de considerar modelos alternativos. Esta sección presenta dos tipos de modelos alternativos. En primer lugar, se discute la metodología general, para luego presentar una comparación de las proyecciones fuera de muestra del modelo que se propone y el modelo de la sección IV.

1. Marco Conceptual

Los stocks de billetes y monedas por denominación no son estacionarios. En el caso de las monedas, el modelo antiguo realiza proyecciones de una variable con características estadísticas complejas (giros mensuales), mientras en el caso de los billetes se juntan proyecciones de agregados (stock público total) y las proyecciones de stocks de monedas junto con supuestos fuertes de elasticidades y participaciones por denominación.

Los modelos alternativos que se consideran acá utilizan series de cambios de stocks en frecuencias mayores a las mensuales. Esto hace que las series consideradas sean menos volátiles, no presenten

²¹ Mies y Soto (2000) recopilan información de distintas estimaciones de la semielasticidad del alternativo de mantener dinero. La semielasticidad toma valores entre -2.12 y -0.02.

estacionalidad y permitan realizar proyecciones confiables utilizando procedimientos econométricos de series de tiempo.

Como se discute adelante, por sus características, la variable de interés al realizar proyecciones de monedas por denominación no es la misma que en el caso de los billetes. En términos generales, utilizamos proyecciones para variables estacionarias más fácilmente predecibles que los modelos antiguos para luego realizar transformaciones que permitan “recuperar” las proyecciones del stock.

La manera natural de lidiar con la no estacionariedad de la serie original (stocks) es la de trabajar con variaciones que no dependan del plazo de proyección (para evitar tener que modelar series que sean potencialmente estacionales). La práctica más común en este sentido es la de utilizar variaciones en 12 meses. Los cambios anuales en el stock permiten eliminar patrones estacionales comunes, son de interpretación directa y permiten evaluar series que poseen comportamientos más parsimoniosos. A la vez, si se realizan proyecciones del stock para horizontes cercanos, pueden utilizarse modelos de series de tiempo que no requieren de información adicional a la de una buena caracterización de las propiedades estadísticas de las series.

Para comparar los méritos de distintos modelos de proyección de stock de monedas y billetes respecto de los modelos descritos en la sección anterior, se desarrolló un modelo univariado de series de tiempo y un modelo en el que se incorporan factores que pueden considerarse como potenciales determinantes de la demanda de monedas y billetes.

El primer modelo de series de tiempo corresponde a un proceso autorregresivo simple. Este modelo sirve para realizar proyecciones en entornos estacionarios, donde el pasado aporta información suficiente para describir las propiedades de los datos.

Sea y_t la variable de interés (en nuestro caso alguna variante de la variación en 12 meses del stock de monedas y billetes de una denominación); se estima el modelo AR(p):

$$y_t = \alpha + \sum_{j=1}^p \beta_j y_{t-j} + u_t,$$

donde u es ruido blanco y p es el número de rezagos necesarios para que esto ocurra.

La selección del número de rezagos se puede realizar de distintos modos. Uno de los más comunes es el de minimizar un criterio de información dentro de muestra. Por ejemplo, el criterio de Hannan-Quinn (HQ) para cada modelo j se calcula como:

$$HQ_j \simeq \ln(\hat{\sigma}_j^2) + 2 \frac{k_j}{T} \ln(\ln(T)),$$

donde T es el tamaño de la muestra, k_j es el número de parámetros estimados en el modelo j y $\hat{\sigma}_j^2$ es el estimador de la varianza de los residuos del modelo. Otra manera de escoger modelos es el de minimizar alguna función de pérdida de los errores de proyección fuera de muestra (como por ejemplo el error medio cuadrático de proyección).

El otro modelo considerado es un modelo de factores, esto es, un modelo en que además de la variable de interés (el stock de monedas o billetes de una denominación) se utilizan otros factores potenciales. La ventaja de estos modelos es que son capaces de “explicar” cuáles son los determinantes de la demanda y no proveer solamente una aproximación estadística satisfactoria al proceso que genera los datos. Pese a ello, este enfoque no está exento de problemas cuando el objetivo final es la proyección: En primer lugar, estos modelos no son necesariamente superiores en términos de su poder predictivo que los modelos de series de tiempo. En segundo lugar, dado que el modelo utiliza otras variables como determinantes, deben realizarse proyecciones de las mismas para poder proyectar la variable de interés. Esto exige contar con modelos adicionales o imponer supuestos fuertes del comportamiento futuro de estas variables. Relacionado con lo anterior, el error de predicción debe incorporar también errores de predicción de las variables consideradas como determinantes. Finalmente, para realizar proyecciones se requiere que los modelos sean estables y no presenten quiebres evidentes que lleven a sesgos sistemáticos en la proyección.

El modelo de factores utilizado corresponde a una especificación similar a la que se usa para estimar la demanda de agregados monetarios:

$$\ln w_{i,t} = \alpha + \sum_j \beta_j \ln m_{t-j} + \sum_k \gamma_k \ln(1 + d_{t-k}) + \sum_l \delta_l \ln w_{i,t-l} + u_t, \quad (6)$$

donde w_i es el stock real (deflactado por IPC) de monedas o billetes de la denominación i , m es una variable de escala (en este caso el Imacec) y d es la tasa de interés pasiva promedio en el sistema bancario.²² Como en el caso de los modelos de series de tiempo univariados, el número de rezagos de la variable de escala, de la tasa de interés y de los stocks de cada denominación se escoge minimizando el criterio HQ .

2. Monedas

Para realizar proyecciones con modelos de series de tiempo es crucial escoger la variable estacionaria a modelar de manera adecuada. En el caso de las monedas, no existe una demanda de reemplazo de unidades no aptas (como sucede con los billetes). Por lo tanto, los giros son simplemente el resultado del cambio en el stock de monedas de una denominación.

Como mostraba el gráfico 7, utilizar como variable a modelar los giros mensuales no es aconsejable para proyectar stocks. Esto, porque además de ser una serie extremadamente volátil y estacional, no sirve para realizar proyecciones en el horizonte relevante para el programa de acuñación (generalmente superior a los 24 meses).

El gráfico 10 muestra la evolución del cambio en 12 meses del stock de monedas de cada denominación. Como se aprecia, esta serie no tiene estacionalidad y es bastante menos ruidosa que el giro mensual. A la vez, esta serie también muestra el incremento en los giros en todas las denominaciones en el último período. Claramente, el caso de la moneda de \$500 es especial debido a que (como ocurre siempre con una nueva denominación), los giros iniciales son bastante elevados.

Como se discutiera en la subsección precedente, el modelo propuesto a ser estimado corresponde a un modelo univariado de series de tiempo para cada denominación. Se entiende que este modelo será útil para realizar proyecciones futuras, si las series son lo

CUADRO 1

Estimación de modelos de factores

	Elasticidad ingreso	Semi-elasticidad tasa de interés	Ramsey
Moneda de \$1	0.47 (0.06)	-0.65 (0.28)	0.000
Moneda de \$5	0.69 (0.10)	-3.98 (0.66)	0.001
Moneda de \$10	0.38 (0.11)	-3.54 (0.81)	0.001
Moneda de \$50	0.34 (0.10)	-2.43 (0.65)	0.269
Moneda de \$100	0.10 (0.19)	-3.22 (1.31)	0.493
Moneda de \$500	2.98 (1.79)	-11.6 (8.88)	0.000

Fuente: Elaboración propia.

Notas: Elasticidades de largo plazo. Desviaciones estándar en paréntesis. Ramsey corresponde al p-value del test de no linealidades omitidas de Ramsey

suficientemente regulares y el pasado reciente ayuda a predecir el futuro.

Con fines ilustrativos, se estiman también modelos de factores como los de la ecuación (6) para cada denominación. El cuadro 1 presenta las estimaciones de las elasticidades (semielasticidades en el caso de la tasa de interés) de largo plazo para cada denominación. Encontramos que, pese a obtener estimaciones de las elasticidades ingreso y tasas de interés coherentes con la teoría económica en términos de signo, la elasticidad ingreso es en todos los casos excepto uno, inferior a la unidad y en las denominaciones más altas no significativamente distinta de cero. Una manera de evaluar eventuales problemas de especificación es la de utilizar el test de no-linealidad omitida utilizando el test de Ramsey. El cuadro muestra que existe evidencia de no-linealidad omitida en cuando menos cuatro de las seis estimaciones. Esto puede deberse a problemas en la especificación de la media condicional, heterocedasticidad no considerada, o inestabilidad.²³

Una condición necesaria para utilizar modelos de

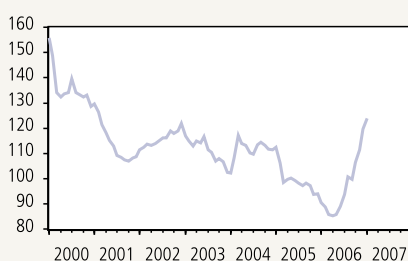
²² Modelos alternativos en los que se considera el stock nominal como variable dependiente y se incluyen además regresores como el logaritmo del IPC (y hasta la inflación) no tienen mayor capacidad predictiva y adolecen de los mismos problemas que se describen abajo.

²³ Esto puede deberse al rol de la innovación financiera. A causa de la generación de formas alternativas de pago (pago automático, RedCompra, tarjetas de crédito, etc.) pueden haberse producido modificaciones en la demanda de monedas que son difíciles de cuantificar. También se consideraron modelos que incorporaban una tendencia determinística que suele usarse para capturar los efectos que tienen las innovaciones financieras. Pese a que el coeficiente asociado a este componente era negativo (como se esperaba debido a que la presencia de medios alternativos de pago reduce la demanda de monedas), los efectos no eran estadísticamente significativos para algunas denominaciones. A la vez, los modelos presentaban los mismos problemas de inestabilidad que se reportan abajo.

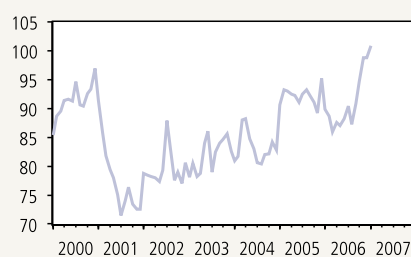
GRÁFICO 10

Cambio de 12 meses en los stocks
(millones de monedas: 1987:02-2007:01)

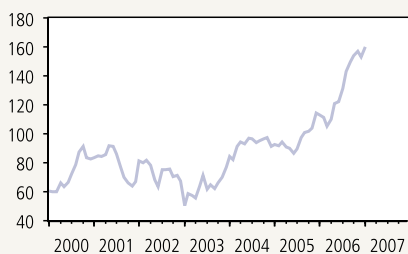
Moneda de \$1



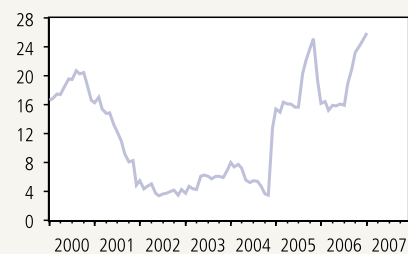
Moneda de \$5



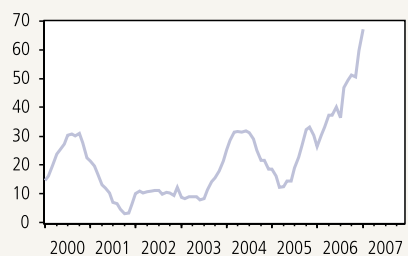
Moneda de \$10



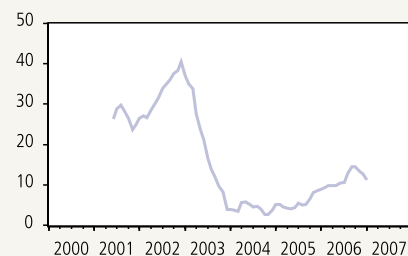
Moneda de \$50



Moneda de \$100



Moneda de \$500



Fuente: Elaboración propia basada en datos de la Gerencia de Tesorería del BCCCh.

factores en las proyecciones es que sean estables. Los indicios de no-linealidades documentados en el cuadro 1 hacen pensar que esta condición puede no ser satisfecha por estos modelos. El gráfico 11 muestra los tests de estabilidad estructural a la suma acumulada de cuadrados de los residuos de los modelos de demanda estimados con (6). Los resultados son coherentes con evidencia de inestabilidad en todas las estimaciones excepto una.

Luego de descartar los modelos de factores, comparamos el modelo antiguo con los modelos de series de tiempo. Una vez que se cuenta con proyecciones de giros, se calculan los stocks proyectados a distintos horizontes. La métrica con la que comparamos modelos es la raíz de los errores medios cuadráticos (RMSE) de proyección para distintos plazos. Así, sea $\hat{u}_{i,t}$ el error de proyección del modelo i ; definimos:

$$RMSE_i = \sqrt{\frac{1}{T^*} \sum_{t=T_0}^T \hat{u}_{i,t}^2}.$$

donde T_0 y T son los períodos iniciales y finales de evaluación, y T^* es el número de observaciones entre ambos.

Para comparar los resultados de un modelo contra otro, se realizan proyecciones fuera de muestra para distintos horizontes de proyección.²⁴ El cuadro 2 presenta los resultados de comparar los modelos de series de tiempo respecto al modelo utilizado antiguamente. Las ganancias en precisión son importantes. Así, por ejemplo, la raíz del error medio cuadrático de proyección del modelo antiguo es cinco veces la del modelo propuesto para la proyección de la demanda de monedas de \$1 a un horizonte de 12 meses. En todos los casos, las ganancias son de cuando menos un 11% en proyecciones a horizontes de 36 meses. En proyecciones a dicho plazo, los errores medios cuadráticos del modelo propuesto son 238%, 171%, 60%, 54%, 65% y 11% menores que los del modelo antiguo para las proyecciones de monedas de \$1, \$5, \$10, \$50, \$100 y \$500, respectivamente.

Las comparaciones se basan en proyecciones puntuales (utilizando medianas). Como el modelo

CUADRO 2

Razón entre RMSE del Modelo Antiguo y el Alternativo para distintos Horizontes

	12 meses	24 meses	36 meses
Moneda de \$1	4.98	3.85	3.38
Moneda de \$5	2.72	2.78	2.71
Moneda de \$10	1.38	1.55	1.60
Moneda de \$50	1.38	1.34	1.54
Moneda de \$100	1.19	1.45	1.65
Moneda de \$500	1.22	1.64	1.11

Fuente: Elaboración propia.

antiguo tiene un componente estimado y otro imputado (el colchón de volatilidad), es difícil construir intervalos de confianza para su proyección. Por el contrario, los modelos alternativos proveen estimadores de la media y la mediana, pudiendo además realizarse proyecciones de intervalos de confianza y de funciones de densidad. De este modo, la toma de decisiones puede basarse en criterios que incorporan la postura frente al riesgo y los costos asociados a subestimar y sobrestimar la demanda por parte del Banco Central. El gráfico 12 presenta las proyecciones de la evolución del stock de monedas de distintas denominaciones con intervalos de confianza de distintas coberturas.

3. Billetes

A diferencia de las monedas, los giros de billetes corresponden no solo a los cambios en el stock, sino también a la reposición de billetes no aptos (ecuación 5). Estos últimos corresponden a un múltiplo del stock disponible en el período anterior. En este caso, la variable estacionaria sobre la que se realizan las proyecciones no es el cambio en el stock (giros) por esa razón. Con los billetes, resulta mejor predecir los cambios porcentuales anuales en los stocks para con ellos recuperar los niveles (gráfico 13).

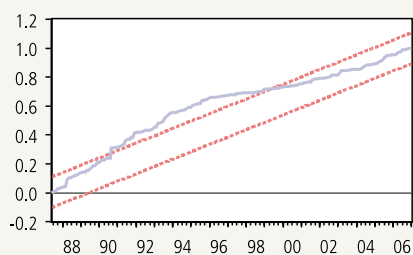
Pese a que esta variable provee proyecciones puntuales más confiables, puede provocar el problema de entregar intervalos de confianza más anchos que cuando se modelan directamente los cambios de stock.

²⁴ En el caso de los modelos univariados, las proyecciones corresponden a estimadores de la mediana obtenida mediante simulaciones utilizando bootstrap.

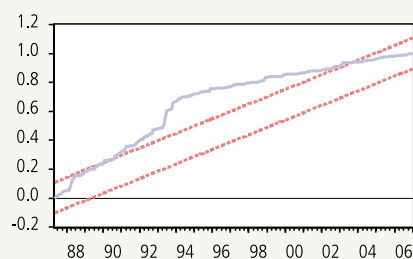
GRÁFICO 11

Test de Estabilidad Estructural

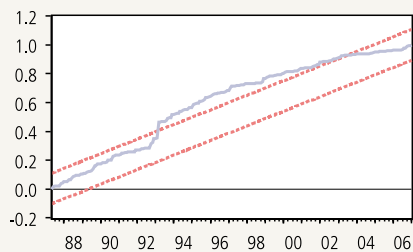
Moneda de \$1



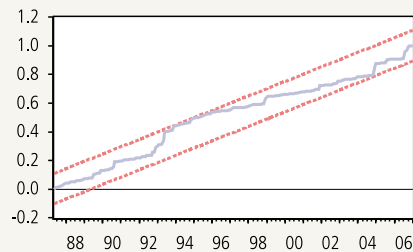
Moneda de \$5



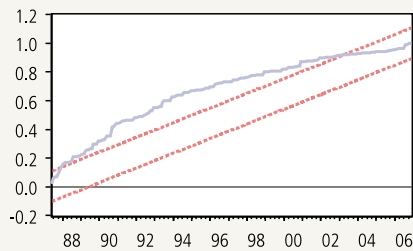
Moneda de \$10



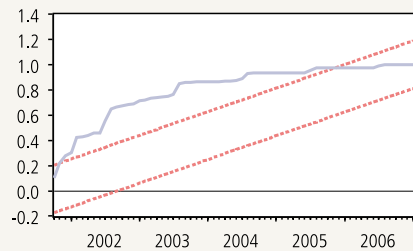
Moneda de \$50



Moneda de \$100



Moneda de \$500

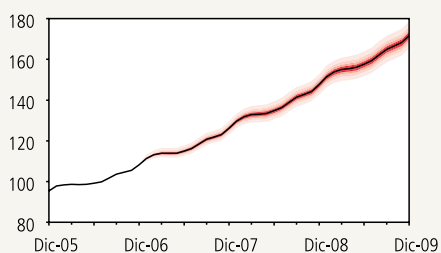


Fuente: Elaboración propia.

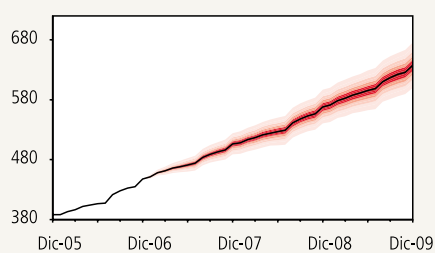
GRÁFICO 12

Proyecciones de Stocks de Monedas (en millones de piezas: 2007-2009)

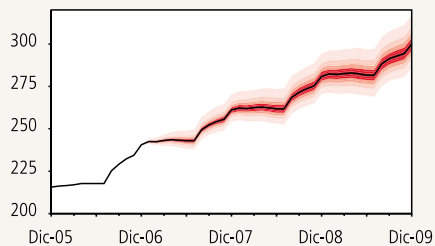
Moneda de \$500



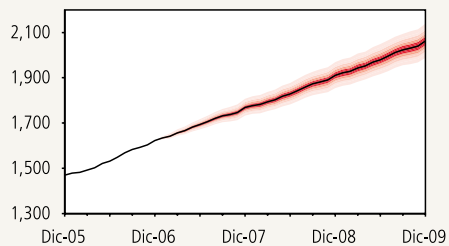
Moneda de \$100



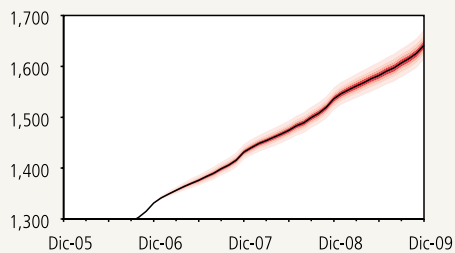
Moneda de \$50



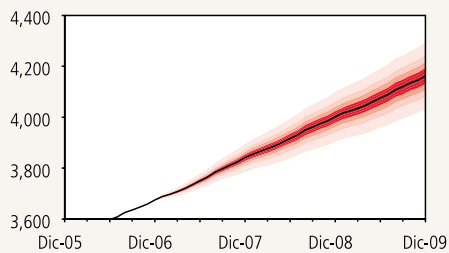
Moneda de \$10



Moneda de \$5



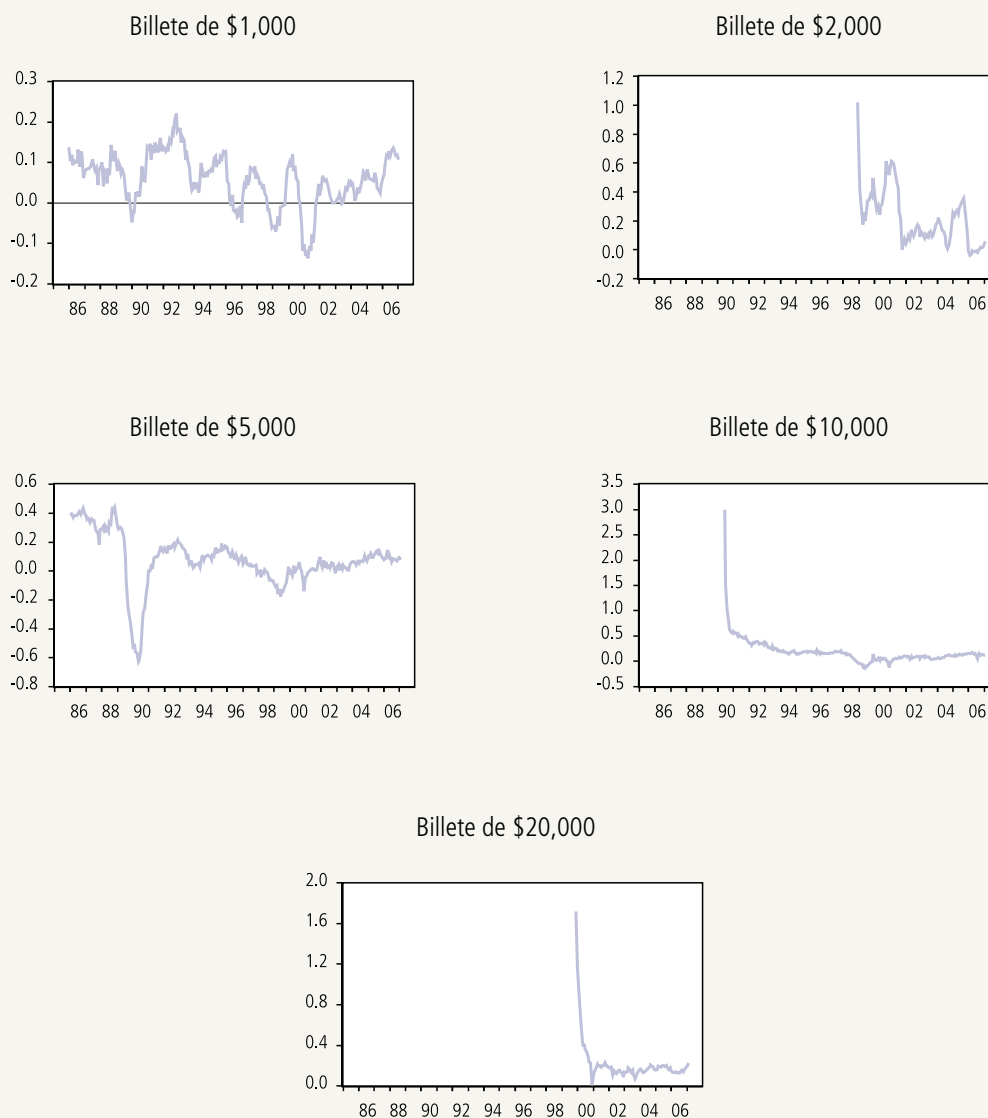
Moneda de \$1



Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO 13

Diferencia en 12 Meses del Logaritmo de los Stocks (1987:02-2007:01)



Fuente: Elaboración propia basada en datos de la Gerencia de Tesorería del BCCCh.

En este caso, se privilegia la proyección confiable del nivel, porque los costos de cobertura de incertidumbre son menores que en el caso de las monedas. Como se observa, luego de su introducción, las tasas de crecimiento de las distintas denominaciones fueron relativamente estables hasta el incremento producido en el último tiempo.²⁵

Como en el caso de las monedas, también se estiman modelos de factores como los de la ecuación (6) para cada denominación. El cuadro 3 presenta las estimaciones de las elasticidades (semielasticidades en el caso de la tasa de interés) de largo plazo para cada denominación. Encontramos que, en general, las estimaciones de las elasticidades ingreso son menos precisas que las de la tasa de interés. Cuando la elasticidad ingreso es positiva, es bastante superior a la unidad, y las semielasticidades con respecto a la tasa de interés son menores para denominaciones más altas. El cuadro muestra además que existe evidencia de no-linealidad omitida en tres de las cinco estimaciones.

Para evaluar la estabilidad de las especificaciones, utilizamos en este caso el test de suma acumulada de residuos. A diferencia del test con los cuadrados de los residuos utilizados para las monedas, en este caso la hipótesis nula de estabilidad es coherente con que la suma acumulada tenga esperanza cero y que su evolución se encuentre dentro del intervalo de confianza, que es creciente. Los resultados se muestran en el gráfico 14, donde hay evidencia de inestabilidad en tres de las cinco denominaciones, aunque se encuentra un fuerte deterioro de la estabilidad en la estimación de parámetros también en las otras dos denominaciones. Por lo tanto, además de presentar estimadores puntuales de elasticidad ingreso reñidos (en casos) con la teoría económica, los modelos de factores no son instrumentos recomendables para realizar proyecciones, debido a que, además, presentan evidencia importante de inestabilidad.

El cuadro 4 compara la raíz del error medio cuadrático de proyección de los modelos que se utilizan en la actualidad respecto a los modelos de series de tiempo

CUADRO 3

Estimación de modelos de factores

	Elasticidad ingreso	Semi-elasticidad tasa de interés	Ramsey
Billete de \$1,000	-0.20 (0.36)	-2.43 (0.73)	0.510
Billete de \$2,000	2.50 (0.51)	-5.32 (1.10)	0.001
Billete de \$5,000	-2.23 (0.55)	-9.37 (3.30)	0.174
Billete de \$10,000	1.98 (0.11)	-1.18 (0.17)	0.001
Billete de \$20,000	2.94 (0.21)	-1.40 (0.65)	0.001

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 4

Razón entre RMSE del Modelo Antiguo y el Alternativo para distintos Horizontes

	12 meses	24 meses	36 meses
Billete de \$1,000	1.03	1.28	1.34
Billete de \$2,000	2.78	1.70	1.00
Billete de \$5,000	9.36	6.72	4.94
Billete de \$10,000	11.89	6.64	4.29
Billete de \$20,000	14.67	14.85	11.04

Fuente: Elaboración propia.

propuestos aquí. Se demuestra que, si se utiliza la mediana como estimador puntual para la proyección fuera de muestra, los errores son menores que los del modelo que se utiliza en la actualidad (llegando en ocasiones a ser menos de la décima parte). De hecho, las ganancias en desempeño son más importantes en los billetes de mayor denominación.

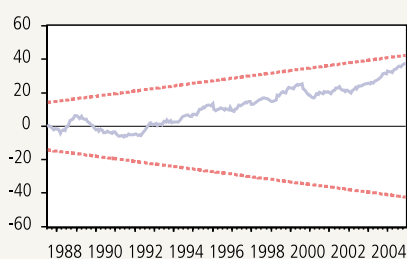
Finalmente, el gráfico 15 presenta la evolución de las proyecciones puntuales de los stocks para cada denominación hasta diciembre de 2009. Dado que se proyectan las tasas de crecimiento anual de los stocks (en lugar de los cambios anuales), los intervalos de confianza son bastante más anchos. Como se adelantara, las razones para usar esta variable en la proyección del stock son que provee estimaciones puntuales fuera de muestra más precisas, que los costos de cobertura de incertidumbre son menores, y que además hay que realizar aún proyecciones de giros que consideran el retiro de billetes no aptos.

²⁵ Como ocurre siempre que se introduce una nueva denominación, los cambios en los stocks son considerables en los primeros meses. Por ello, estas observaciones no se utilizan en la estimación.

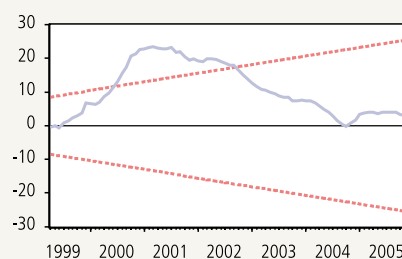
GRÁFICO 14

Test de Estabilidad Estructural

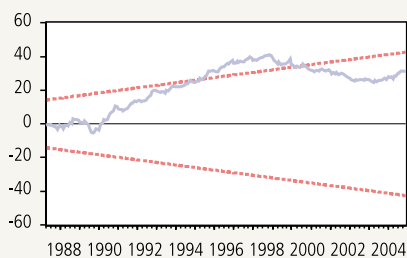
Billete de \$1,000



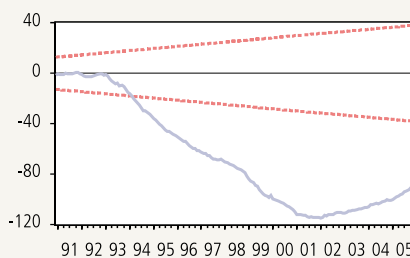
Billete de \$2,000



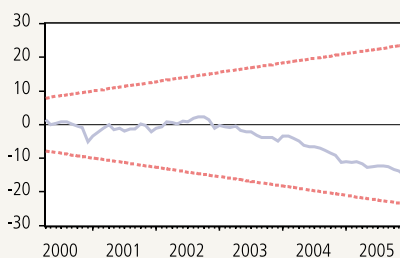
Billete de \$5,000



Billete de \$10,000



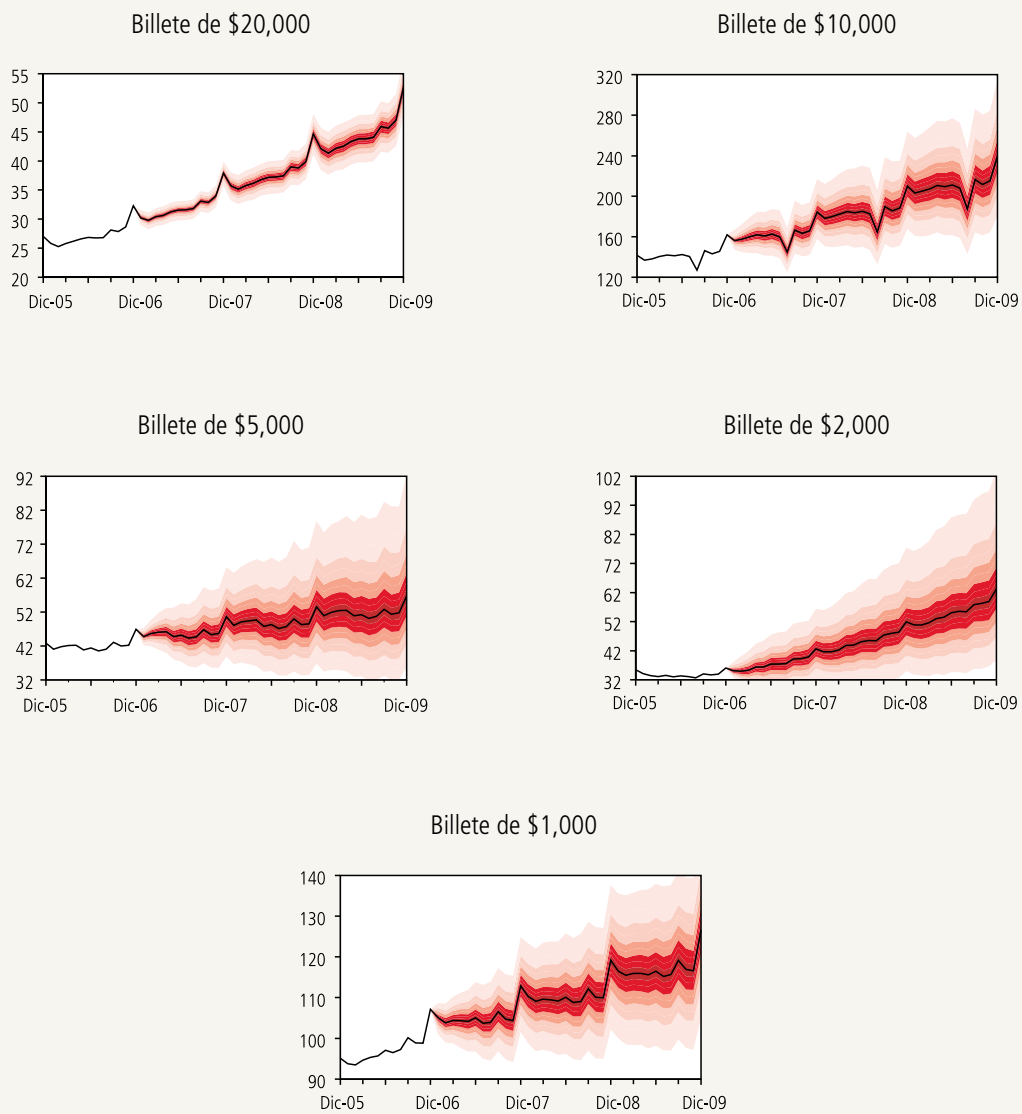
Billete de \$20,000



Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO 15

Proyecciones de Stocks de Billetes (en millones de piezas: 2007-2009)



Fuente: Elaboración propia.

**Razón entre RMSE del Modelo Antiguo
y el Alternativo para distintos Horizontes
(porcentajes)**

Año	Valor del programa		Piezas del programa	
	Contrato directo	Licitado	Contrato directo	Licitado
2000	94	6	96	4
2001	87	13	92	8
2002	89	11	92	8
2003	80	20	85	15
2004	70	30	68	32
2005	33	67	17	83
2006	14	86	30	70
2007	0	100	0	100

Fuente: Elaboración propia basada en información de la Gerencia de Tesorería del BCCh.

VI. PROGRAMAS DE ACUÑACIÓN E IMPRESIÓN

Para confeccionar los programas de impresión y acuñación, se utilizan las proyecciones de billetes y monedas por denominación. Los modelos antiguos proveían proyecciones puntuales directas (que no informaban respecto de la incertidumbre implícita en las mismas). Los modelos propuestos ahora proveen proyecciones de densidades. Las funciones de densidad proyectadas educan respecto de la incertidumbre que rodea la evolución futura de las variables y se pueden utilizar junto a las preferencias de la autoridad y las restricciones tecnológicas para elaborar los programas. Esta sección describe cómo se han realizado los programas hasta la fecha, y sugiere un nuevo marco para su elaboración.

1. Evolución de los Programas de Impresión y Acuñación

Los programas de impresión y acuñación han ido evolucionando hacia esquemas más competitivos y abiertos. Por razones que se discuten abajo, los gastos incurridos en los programas han aumentado de manera importante en los últimos dos años. Los costos de producción, transporte e inventarios de las monedas son superiores a los de los billetes. A la vez, en algunos casos, el costo de acuñación de las monedas excede su valor facial.

En cuanto a la política de abastecimiento, la acuñación de monedas se ha ido moviendo desde

un esquema de proveedor único con contratos directos hacia un programa totalmente abierto, licitado y con variedad de proveedores nacionales e internacionales (cuadro 5). Este cambio se debió, en parte, a que los costos de programas licitados para un mismo año y denominación podían ser bastante menores que los de contrato directo. Una razón por la que los contratos fueran generalmente más costosos, es que ofrecían un seguro. Las licitaciones se realizaban por volúmenes que no podían modificarse, en tanto que los contratos directos contemplaban la posibilidad de que el BCCh modificara los volúmenes por denominación hacia

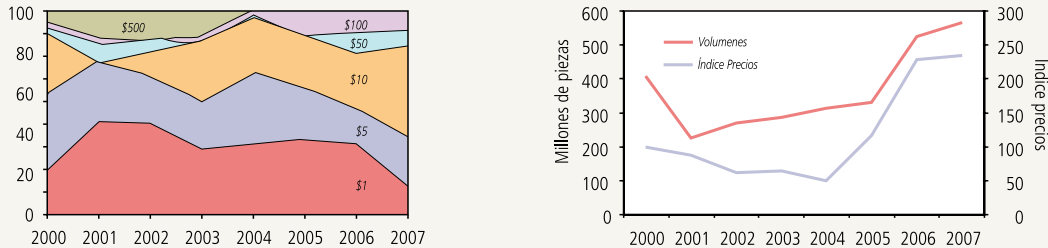
arriba o hacia abajo sin cambiar los precios previamente acordados. De este modo, el contrato de acuñación proveía un seguro que no estaba presente en la licitación. En la actualidad, las licitaciones permiten que el Banco Central modifique (hacia arriba) el volumen acordado con cambios en los precios que dependen del comportamiento de los costos de las materias primas.

Pese a que el BCCh haya preferido crecientemente la modalidad de licitación, los programas se han encarecido de manera significativa en los últimos años. Esto se debe a diversos factores: en primer lugar, el volumen de piezas acuñadas ha experimentado un crecimiento importante (segundo panel del gráfico 16). En segundo lugar, la distribución de monedas en los programas más recientes está más cargada hacia las de mayor denominación que, por su peso y composición, son las más costosas (primer panel del gráfico 16). Esto, sumado a la fuerte alza de los precios de las materias primas con las que se elaboran las monedas (cobre, níquel y aluminio) y al hecho de que los programas están indexados a estos, ha redundado en un incremento del costo promedio de los programas de acuñación (segundo panel del gráfico 16). Todo lo anterior se refleja en que el costo del programa de acuñación del año 2007 correspondió al 50% del gasto de apoyo operacional del BCCh en su conjunto.

A diferencia de las monedas, la política de abastecimiento de billetes ha favorecido históricamente las licitaciones (cuadro 6). De hecho, desde 2006

GRÁFICO 16

**Volúmenes, Índice de Precios y Distribución
por Denominación de los Programas de Acuñación**



Fuente: Elaboración propia basada en datos de la Gerencia de Tesorería del BCCh.

en adelante se licitan los programas de impresión de todas las denominaciones, salvo los billetes de polímero de \$2000 que, por razones tecnológicas, son provistos por la *Note Printing Australia* mediante un contrato directo de exclusividad.

Dado que, en promedio, los billetes de \$10000 y \$1000 representan más del 70% de las piezas de los programas, sus variaciones de precio y volumen tendrán efectos de primer orden en el costo del programa de impresión (gráfico 17).

Al igual que con la acuñación de monedas, el costo del programa de impresión también ha aumentado en los últimos años, por diversas razones. Primero, incrementos importantes en la cantidad total de billetes (aumentos de más de 10% en los últimos años); segundo, un cambio de sustrato de impresión que, en el caso del billete de \$2000, pasó de algodón a polímero. Aunque estos billetes tienen una mayor vida media, con lo que disminuye su reemplazo por deterioro, exigen costos iniciales importantes y sus beneficios se perciben recién a partir del tercer o cuarto año. Por otro lado, las políticas de inventarios de seguridad hicieron que se requiriese un mayor volumen de billetes.

CUADRO 6

**Composición de los Programas de Impresión
(porcentajes)**

Año	Valor del programa		Piezas del programa	
	Contrato directo	Licitado	Contrato directo	Licitado
2000	54	46	51	49
2001	62	38	57	43
2002	50	50	40	60
2003	40	60	37	63
2004	69	31	44	56
2005	48	52	37	63
2006	0	100	0	100
2007	27	73	13	87

Fuente: Elaboración propia basada en información de la Gerencia de Tesorería del BCCh.

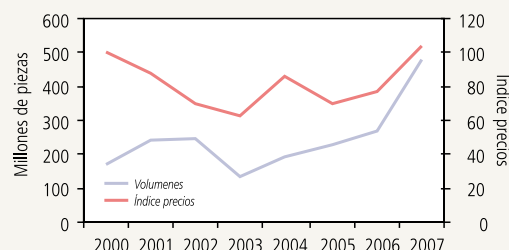
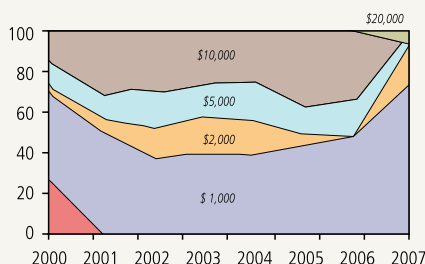
Estas consideraciones han llevado a que el costo del programa de impresión del año 2007 corresponda al 24% del gasto de apoyo operacional del BCCh en su conjunto.

2. Un Marco para la Elaboración de los Programas

Los programas realizados previamente utilizaban proyecciones puntuales de billetes y monedas, pero

GRÁFICO 17

Volúmenes, Índice de Precios y Distribución por Denominación de los Programas de Impresión



Fuente: Elaboración propia basada en datos de la Gerencia de Tesorería del BCh.

no incorporaban de manera explícita la incertidumbre respecto de las mismas, ni tomaban en cuenta consideraciones propias del proceso (que incluyen tecnología y preferencias).

Los modelos alternativos propuestos no solo son capaces de proveer estimaciones puntuales más confiables (como demuestran las reducciones notables del error de proyección con respecto a los modelos antiguos), sino que además proveen una manera precisa de dimensionar la incertidumbre asociada a la evolución futura de los stocks de billetes y monedas al permitir realizar proyecciones de funciones de densidad y distribución.

Sin embargo, las densidades proyectadas para la evolución de los stocks de las distintas denominaciones no son suficientes para diseñar los programas de acuñación e impresión. Los programas requieren de la elección de proyecciones puntuales. Para hacerlo de manera eficiente, debe disponerse de información adicional:²⁶

- **Preferencias de la autoridad:** es posible que la autoridad valore asimétricamente un error de subestimación respecto de una sobreestimación. Si este fuera el caso, obviando otras consideraciones, la elección del percentil de la función de distribución para realizar el programa no debe corresponder ni a la media ni a la mediana. Por ello, si se valora más (cuesta menos) proyectar

más que menos, la proyección puntual debería tomar un percentil superior a la mediana. Cuán superior, dependerá del criterio de la autoridad en lo referente a los costos relativos.

- **Mecanismo de cumplimiento del programa:** la elección de la proyección puntual no debería ser independiente de la modalidad en que se provean los billetes y monedas. Por ejemplo, la proyección puntual debería depender de si la licitación contempla o no la posibilidad de modificar las cantidades entregadas. Si la modificación puede hacerse solo hacia arriba (se garantiza un mínimo al proveedor) el percentil óptimo para escoger la proyección puntual podría ser distinto a si se puede modificar la cantidad hacia arriba o abajo.
- **Restricciones tecnológicas:** La evolución del stock público y la elección del percentil a escoger dependen también de restricciones tales como la vida del billete (que depende de su calidad y denominación), rezagos de entrega, etc.
- **Costos:** Como además de proveer el stock de billetes y monedas, quiere hacerse esto del modo más eficiente (mínimo costo sujeto a un nivel dado de calidad), todos estos puntos deben considerar se al momento de definir el programa.

²⁶ Massoud (2005) presenta un modelo determinístico de determinación y control de inventarios.

- Plazos: El período para el que se realiza una proyección es importante en la elección de percentiles y depende también de la modalidad de provisión.

Todo esto muestra que la elección del valor puntual de la proyección es endógena y simultánea con los demás factores. De hecho, las preferencias del BCCh con respecto a la sub o sobrestimación puede ser el resultado (forma reducida) de restricciones tecnológicas y otras que considere relevantes.

El siguiente ejemplo puede servir para aclarar este punto. Supóngase que, sobre la base de la información disponible hasta el período t , se tiene el estimador de la función de distribución acumulada de la demanda de billetes (o monedas) para la denominación i en el período $t+h$. Sea d_i la realización de esa variable para dicho período y sea e_i el valor elegido en el programa de acuñación realizado en el período t para satisfacer la demanda en $t+h$. Por lo tanto, el evento $d_i > e_i$ ocurre cuando el programa subestimó la demanda efectiva. El problema del Banco Central es escoger e_i tal que minimice los costos del programa, sujeto a la restricción:

$$k_i \Pr [d_i > e_i] \leq \Pr [d_i \leq e_i] \quad (7)$$

$$= k_i \{1 - F(e_i)\} \leq F(e_i),$$

donde $F(\bullet)$ es el estimador de la función de distribución acumulada y k_i es el factor de preferencias. Si $k_i > 1$, se tiene que es más costoso para el Banco Central subestimar la demanda.

Dado que el costo del programa es creciente en e_i , para que un programa minimice costos, la restricción (7) será activa y satisfecha con igualdad. De este modo, tenemos que:

$$e_i = F^{-1} \left(\frac{k_i}{1 + k_i} \right). \quad (8)$$

Claramente, si $k_i=1$, el estimador puntual que debe escogerse corresponde a la mediana de la distribución. Si es tres veces más costoso subestimar, e_i debería corresponder al percentil 75.

La elección de un percentil superior al 50 señalaría que es más costoso para el Banco Central subestimar la demanda. Sin embargo, eso no quiere decir que la

licitación del programa deba realizarse para cubrir ese percentil. Esto se debe a que aunque fuera, por ejemplo, tres veces más costoso subestimar que sobrestimar la demanda, el evento $d_i > e_i$ tiene un tercio de la probabilidad de ocurrencia del evento $d_i \leq e_i$. Dado que la modalidad de las licitaciones realizadas por el BCCh permite modificar hacia arriba la cantidad finalmente demandada sin modificar el precio original de licitación, lo óptimo para el Banco debería ser realizar una licitación por un valor inferior a e_i , pero permitir que el monto sea revisado entre los períodos t y $t+h$ si se considera que la demanda será superior a la originalmente proyectada. De este modo, una manera económicamente efectiva de realizar el programa es la de licitar w_i en el período t y permitir una revisión de $n_i\%$ que cubra el percentil, en función de las preferencias del Banco. Por lo tanto:

$$1 + n_i = \frac{e_i}{w_i}. \quad (9)$$

A continuación se utilizan esta y otras consideraciones para proponer un esquema para diseñar los programas de impresión y acuñación.

3. Esquema para Elaborar Programas

Contando con modelos confiables para la elaboración de proyecciones y con un criterio para seleccionar el percentil a utilizar, puede elaborarse un programa eficiente de acuñación e impresión.

Esquema para el programa de acuñación

El cuadro 7 muestra un esquema simplificado de la forma de cálculo de un programa de acuñación que se realiza hipotéticamente en marzo del año N . En las primeras tres columnas se deben ingresar los puntos de las proyecciones de requerimientos seleccionados para lo que resta del año N y los años $N+1$ y $N+2$ (columnas A que deben corresponder a w en (9)). Luego se deben presentar los inventarios existentes a la fecha (columna B). La diferencia entre la suma de las proyecciones de requerimientos de monedas y la suma entre inventarios y partidas por recibir definen lo que se denomina Necesidades Operativas (columna D), que son los requerimientos necesarios para cubrir los puntos proyectados. Como a la vez se requiere cubrir el riesgo de fallas

CUADRO 9

Crecimiento Observado y Proyectado por Denominación
(monedas, porcentajes)

Año	\$ 500	\$ 100	\$ 50	\$ 10	\$ 5	\$ 1
2004	4.5	5.5	7.0	7.2	7.9	3.3
2005	9.8	8.5	9.8	8.4	8.4	2.7
2006	13.4	15.4	11.5	10.4	8.0	3.4
Promedio	9.3	9.8	9.5	8.7	8.1	3.1
2.007	16.5	13.0	8.5	9.0	7.3	4.5
2.008	17.0	12.2	7.6	8.1	7.1	4.2
2.009	16.4	12.2	6.8	7.9	6.6	4.0
Promedio	16.6	12.5	7.6	8.3	7.0	4.2

Fuente: Elaboración propia.

en la provisión con un inventario de seguridad de M meses de requerimiento, se deben realizar los cálculos respectivos e ingresarlos en la columna F.²⁷ Las necesidades del programa serán las señaladas en la columna G (que corresponden a la suma de las columnas D y F). Finalmente, el esquema de compra del programa podría permitir que los volúmenes pactados se ajustaran en el segundo año del programa para cubrir el riesgo de incrementos de la demanda (esto corresponde a n en (9)). Para este cálculo, se deben considerar las dispersiones de las proyecciones de cada denominación, y en función de estas proponer una opción asociada a los requerimientos señalados en el año $N+2$, que permita cubrir un percentil mayor al punto elegido dentro de la distribución, ingresándolo en la columna (I).

Esquema para el programa de impresión

El cuadro 8 presenta un esquema para programas de impresión similar al de las monedas. Sin embargo, hay algunas diferencias importantes. En primer lugar, en el caso de los billetes, debe tomarse en cuenta la reposición de billetes no aptos conforme a la vida media de los billetes de cada denominación. A la vez, por las propiedades estadísticas de las trayectorias de los stocks de billetes y la presencia del factor de reemplazo, las proyecciones de los niveles requeridos de billetes son menos precisas. Esto hace que la cobertura ante incrementos de la demanda pueda ser mayor que en el caso de las monedas.

En el esquema del programa de impresión, toma mayor relevancia la columna B, que corresponde a los requerimientos de satisfacer los retiros, que a la vez están relacionados con el crecimiento del stock. Por ello, los cálculos de inventarios (F) y de opciones de cobertura (H) se realizan sobre las necesidades totales, crecimiento de stock más retiros (A+B). En definitiva, las necesidades operativas (E) (que excluyen inventario de seguridad y cobertura por demanda adicional) se estiman considerando la evolución proyectada del stock y los retiros. Los inventarios de seguridad (correspondientes a M meses de requerimientos) se deben ingresar en la columna F, los que, sumados a las necesidades operativas nos señalarán los requerimientos del programa. Las opciones del programa se calculan de igual manera que para las monedas, tomando en consideración las dispersiones de las proyecciones de stock y sus retiros asociados.

4. Consistencia Agregada

Un último punto a cubrir para evaluar la metodología de elaboración de un programa, es si este provee proyecciones agregadas del stock que son coherentes. Para ello, los cuadros 9 y 10 muestran los incrementos observados de los stocks de las distintas

²⁷ Una forma simple de cálculo es dividir la proyección del año $N+2$ por 12 y multiplicarla el número de meses de inventario deseado.

CUADRO 10

Crecimiento Observado y Proyectado por Denominación
(billetes, porcentajes)

Año	\$ 20,000	\$ 10,000	\$ 5,000	\$ 2,000	\$ 1,000
2004	17.8	11.3	7.3		5.7
2005	19.7	16.0	9.6		4.1
2006	19.5	14.3	9.5	5.5	12.7
Promedio	19.0	13.9	8.8	5.5	7.5
2.007	17.4	13.9	7.8	19.0	5.4
2.008	17.7	13.9	5.9	22.8	5.5
2.009	17.9	14.1	5.9	22.5	6.3
Promedio	17.7	14.0	6.5	21.5	5.7

Fuente: Elaboración propia.

denominaciones de billetes y monedas junto con los aumentos proyectados cuando se utilizan las medianas de las proyecciones de los stocks.

En el caso de las monedas, se evidencia que los modelos propuestos predicen tasas de crecimiento menores para las monedas de menor denominación. Esto claramente debería ocurrir por las razones expuestas en la sección III. En el caso de los billetes, tal como podría esperarse, los modelos proyectan aumentos promedio más altos para los billetes de mayor denominación (\$10000 y \$20000). Por otro lado, el modelo proyecta también un importante aumento en el crecimiento de los billetes de \$2000. Esto es algo que se espera debido a que se ha estado regulando la entrega de esta denominación para calzar los inventarios existentes, pero se sabe que existe una demanda insatisfecha y que ya deben iniciarse los reemplazos de billetes de polímero introducidos el año 2004.

Si tomamos en cuenta las proyecciones de billetes y monedas en su conjunto, el stock público proyectado por el modelo propuesto es de 14% promedio anual entre los años 2007 y 2009. En tanto, las proyecciones del stock público usando velocidad de circulación constante prevén un crecimiento de apenas 8% promedio. Por lo tanto, el stock proyectado con el modelo propuesto acá es más de un 16% mayor que el proyectado con velocidad de circulación constante para el año 2009. Si recordamos que la tasa de crecimiento del stock público en el año

2006 correspondió aproximadamente a 15%, que este crecimiento se mantuvo en los primeros meses del 2007, y que las condiciones en términos de crecimiento, costo de oportunidad de mantener dinero e inflación parecen ser coherentes con el escenario de evolución del stock observado recientemente, las proyecciones del modelo alternativo presentan un escenario agregado más robusto.

VII. RECOMENDACIONES FINALES

Este documento presenta modelos para proyectar la demanda de monedas y billetes de distintas denominaciones. Se muestra que los modelos propuestos dominan ampliamente a los que se utilizaban en el pasado reciente.

Los modelos propuestos tienen la ventaja de realizar proyecciones de densidades para distintos escenarios. Estas densidades deben utilizarse para elaborar los programas de impresión y acuñación, tomando en cuenta restricciones tecnológicas y de procedimientos, además de las preferencias de la autoridad, respecto de los costos de sobre o subestimar los requerimientos de billetes y monedas. Los programas propuestos deben considerar — además de los requerimientos normales de billetes y monedas y los retiros de billetes— demandas adicionales que surgen de la política de inventarios de seguridad del BCCh y políticas de cobertura de exceso de demanda que incorporan las preferencias del Banco.

Pese a que el programa está diseñado para implementarse en el statu quo (es decir, con las prácticas actuales), el análisis de las características de este proceso y la importancia que tiene esta función para el Banco Central, lleva a que sea natural el presentar algunas consideraciones y recomendaciones dignas de análisis.

Información de bancos

Para conocer los requerimientos de efectivo por parte del público es importante conocer la composición de saldos y flujos de caja de los bancos. Esto permitiría saber la manera en que los bancos distribuyen su efectivo y detectar el ciclo del efectivo entre los clientes de los bancos. En caso de mantener los subsidios al transporte, al contar con información pormenorizada del manejo de efectivo por denominación por parte de los bancos, se podrán evaluar sus requerimientos de billetes nuevos.

Clasificación de billetes como no aptos

Como el procesamiento y la clasificación de billetes como no aptos tiene un costo, los bancos tienen incentivos para minimizarlo, impactando con ello a la calidad de los billetes en circulación. Sintomáticamente, los bancos han retirado el mismo volumen de billetes durante los últimos cuatro años, a pesar de que el stock público ha aumentado en más de un 45% en el mismo período. Al no haberse producido cambios en la tecnología de fabricación, la vida media de los billetes aumentó. Esto puede haber ocurrido por cambios en el uso de los billetes por parte del público o porque los bancos cambiaron sus criterios de clasificación.

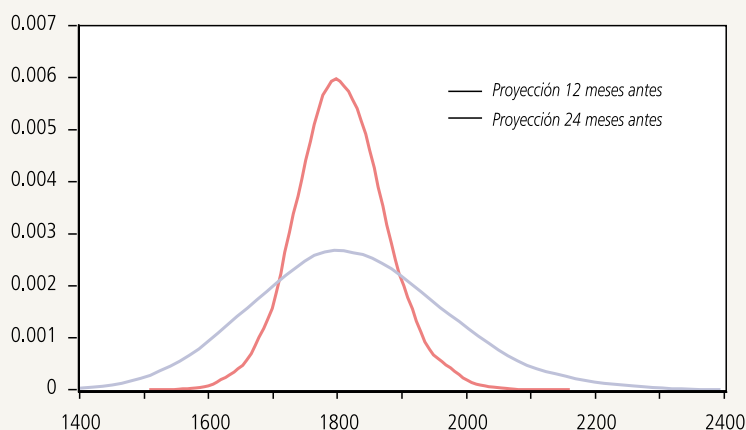
Si, por ejemplo, la vida media de los billetes aumentara en 5%, el Banco Central ahorraría aproximadamente 3 millones de dólares en su programa de impresión. Dada la magnitud de este ahorro de costos, el Banco Central de Chile debe realizar esfuerzos orientados a proveer estándares explícitos para la clasificación de billetes como aptos y no aptos.

Horizonte de proyección

Los programas de impresión y acuñación actuales requieren de proyecciones a 36 meses (tres años) de

GRÁFICO 18

Densidades Proyectadas a 12 y 24 meses



Fuente: Elaboración propia.

los stocks de billetes y monedas por denominación. Realizar proyecciones a horizontes más prolongados conduce a mayores niveles de incertidumbre. Esto quiere decir que, si se valora asimétricamente la sub y la sobrestimación, se deberá estar dispuesto a pagar más por contar con inventarios de seguridad y opciones de cobertura contra incrementos de la demanda. Como muestra el gráfico 18, las funciones de densidad proyectadas en horizontes más cercanos pueden ser bastante más precisas, proveyendo ahorros de consideración. El argumento a favor de programas de dos años es que permiten ahorrar en costos unitarios al negociar volúmenes mayores pero, por otro lado, la opción de revisión de programas puede tener un valor de hasta un 25% del programa original. Por ello, si los ahorros en costos son menores que ahorro en opción de cobertura de demanda, puede ser importante reconsiderar esta política.

Monitoreo de actores relevantes

Dada la importancia del programa para el Banco Central de Chile, es importante que la Institución realice esfuerzos por contar con información que permita conocer mejor el proceso y las características de la demanda de sus principales actores. Para ello, se requiere de información sistemática y frecuente de supermercados, bancos comerciales, metro, comercio, etcétera.

REFERENCIAS

- Boeschoten, W. (1991). "National Trends in Payment Systems and the Demand for Currency and Banknotes." Research Memorandum W0&E, 9005, De Nederlandsche Bank.
- Chumacero, R. (2004). "Comentario al Libro The Big Problem of Small Change." *Economía Chilena* 7(3): 73-5.
- Croushore, D. y T. Stark (2002). "Forecasting Coin Demand." Working Paper N°02-15, Federal Reserve Bank of Philadelphia.
- Kippers, J., E. van Nierop, R. Paap y P. Franses (2002). "An Empirical Study of Cash Payments." Discussion Paper N°TI 2002-075/4, Tinbergen Institute.
- Kohli, U. (1988). "A Note on Banknote Characteristics and the Demand for Currency by Denomination." *Journal of Banking & Finance* 12: 389-99.
- Massoud, N. (2005). "How Should Central Banks Determine and Control Their Bank Note Inventory?" *Journal of Banking & Finance* 29: 3099-119.
- Mies, V. y R. Soto (2000). "Demanda por Dinero: Teoría, Evidencia, Resultados." *Economía Chilena* 3(3). 5-32.
- Pardo, C. y D. Valdés (2006a). "Fundamentos Microeconómicos de la Demanda por Circulante en Chile." Mimeo, Banco Central de Chile.
- Pardo, C. y D. Valdés (2006b). "Análisis de la Vida Media y Tiempo de Circulación de los Billetes en Chile." Mimeo, Banco Central de Chile.
- Sargent, T. y F. Velde (2002). *The Big Problem of Small Change*, Princeton University Press.
- The Economist (2007). "The End of the Cash Era." *The Economist*: 17-23 de febrero.

ANÁLISIS DEL TIPO DE CAMBIO EN LA PRÁCTICA*

Rodrigo Caputo G.**

Marco Núñez N.**

Rodrigo Valdés P.***

I. INTRODUCCIÓN

El tipo de cambio juega un rol central en la economía y, por lo mismo, tiene especial importancia en la formulación de las políticas macroeconómicas. Ello no es una excepción en el marco de política basado en metas de inflación y flotación cambiaria (e intervenciones en casos extraordinarios) que ha seguido el Banco Central de Chile (BCCh) durante esta década. Debido a que el tipo de cambio influye en el comportamiento de una serie de variables claves y, a la vez, se ve afectado, entre otros factores, por la política monetaria y las intervenciones cambiarias (más en general, por eventuales cambios efectivos o esperados que realice el Instituto Emisor en su balance), es un precio relativo que ocupa un espacio relevante tanto en el análisis de la coyuntura como en la agenda de investigación económica.¹ Incluso, por ser una variable que podría tener efectos sobre la estabilidad financiera en caso de sufrir ajustes abruptos y demasiado amplios, también merece un análisis desde la perspectiva del normal funcionamiento de los sistemas de pago.

El tema cambiario no solo está presente en el análisis de la formulación de la política macroeconómica; también es un tema de recurrente interés público. Por ejemplo, la presencia de noticias relacionadas en la prensa escrita dan cuenta de ello. Es interesante, además, observar la notoria correlación entre la volatilidad del tipo de cambio y el número de noticias que aparecen en los principales medios escritos. Prueba de ello es la correlación que muestra el gráfico 1 (línea continua) entre el número promedio de noticias en la prensa y el desvío porcentual (en valor absoluto) del tipo de cambio nominal (TCN)

respecto del promedio de los dos meses previos.

Este artículo examina las principales herramientas con que el BCCh estudia el tipo de cambio y su interacción con variables macroeconómicas, en particular en lo que afecta a la toma de decisiones de política monetaria y cambiaria. El objetivo principal es dar cuenta de las perspectivas con las que se analiza el tema cambiario en la práctica habitual de política. En concreto, se revisan métodos que se utilizan efectiva y periódicamente para evaluar el tipo de cambio, explicitando, cuando corresponde, los supuestos críticos involucrados o los elementos de juicio necesarios.

Es posible distinguir dos contextos prácticos en los que es necesario hacer evaluaciones periódicas de la trayectoria pasada y futura probable del tipo de cambio, incluyendo un juicio sobre niveles a los cuales podría converger más adelante. En primer lugar, es una variable fundamental en el proceso de proyección de la inflación, lo que a su vez es un ejercicio central en el marco de política basado en metas

* Agradecemos la valiosa ayuda de Claudia Morales, David Rappoport y Bárbara Ulloa, así como los útiles comentarios de Luis Felipe Céspedes, Patricio Jaramillo, Aldo Lema, Jorge Selaive y demás participantes en el seminario Variables Inobservables en Macroeconomía, desarrollado el 8 de junio de 2007 en el BCCh. Agradecemos también a los participantes de la red de investigadores de bancos centrales de América Latina (CEMLA) por útiles comentarios y sugerencias recibidos en las conferencias del 2007 en Buenos Aires y Madrid. Los errores que persisten son de nuestra exclusiva responsabilidad. Las opiniones vertidas en este trabajo son de los autores y no comprometen al Consejo del Banco Central de Chile.

** Gerencia de Análisis Macroeconómico, Banco Central de Chile. E-mails: rcaputo@bcentral.cl; mnunez@bcentral.cl

*** Al momento de escribir este artículo, Gerente de División Estudios, Banco Central de Chile. E-mail: rodrigo.valdes@barclayscapital.com

¹ Como referencia, regularmente 7 de 27 cuadros/gráficos publicados en la sección de mercados financieros de los antecedentes para las reuniones de política monetaria están relacionados al tema cambiario. Asimismo, cerca del 10% de los documentos de trabajo y 25% de los documentos de política económica publicados hasta hoy por el BCCh tienen relación directa con el tema cambiario.

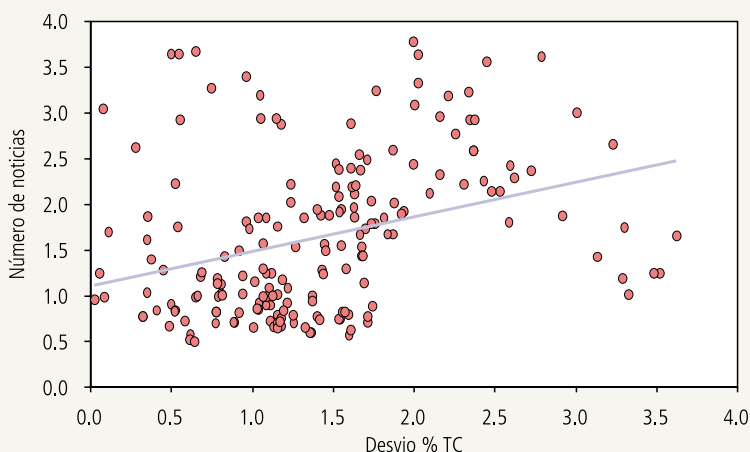
de inflación. Al influir sobre decisiones financieras, sobre la competitividad de sectores específicos y en el crecimiento, sobre los precios de bienes importados y la estructura de costos, y así, directa o indirectamente sobre la inflación, en un ejercicio de proyecciones es necesario incorporar una visión sobre lo que sucederá con el tipo de cambio y sus efectos. De hecho, la publicación que describe los modelos macroeconómicos y proyecciones del Banco especifica cómo se analiza el tipo de cambio en el modelo central de proyecciones. En lo básico, en esta se supone que el tipo de cambio evoluciona de acuerdo con diferenciales de tasas de interés hacia un tipo de cambio “de equilibrio”, al cual converge en el largo plazo. El documento menciona asimismo que, para determinar ese valor de largo plazo, se considera una visión ecléctica dado que no existe un paradigma único, por lo que esta es ponderada por el juicio de las autoridades del BCCh.²

Habitualmente, el *Informe de Política Monetaria* entrega los contornos sobre la visión que se tiene respecto del nivel actual del tipo de cambio real y hacia dónde podría converger más adelante, siendo más o menos explícito según las circunstancias. Por ejemplo, en el *Informe* de mayo de 2006, se dice que “se estima que el peso se ubicaría hoy en niveles marginalmente por debajo de varias estimaciones para el tipo de cambio real (TCR) coherente con sus (fundamentos) de largo plazo [...]” (p. 8). Asimismo, se indica que las proyecciones incluyen como supuesto una depreciación moderada del tipo de cambio. En otros *Informes* se da cuenta de una evaluación que no tiene un sesgo particular implícito sobre los movimientos futuros del tipo de cambio. Por ejemplo, el *Informe* de septiembre de 2005 señala que “se estima que el realineamiento del TCR observado hasta ese momento es persistente” (p.12). Aquí mostramos los principales modelos de análisis que se toman en cuenta en estas evaluaciones.

En segundo lugar, en el contexto de la política de flotación cambiaria y posible intervención en circunstancias excepcionales, es necesario evaluar si dichas circunstancias se cumplen. El BCCh

GRÁFICO 1

Noticias Relativas a Temas Cambiarios y Desvíos del TCN (noticias en la prensa y desvío del TCN respecto del promedio de los dos meses previos, promedio semanal de octubre 2005 a mayo 2006)



Fuente: Cálculos de los autores. Incluye como control la variación del tipo de cambio nominal.

señala en el recuadro II.4 del *Informe de Política Monetaria* de enero de 2003 que el tipo de cambio debe experimentar una sobre-reacción y que esta tenga consecuencias adversas en la economía como condiciones necesarias para definir una situación cambiaria como excepcional y, de esa manera, que eventualmente amerite una intervención. Si bien no existe una definición única de sobre-reacción, se entiende por esta un movimiento considerable del tipo de cambio que puede resultar pasajero, en un lapso más bien breve, como algunos meses. Estimaciones alternativas del TCR “de equilibrio” son ciertamente factores que se incluyen en ese análisis. Ello se complementa con otras perspectivas del funcionamiento del mercado cambiario y que también revisamos en este trabajo.

Este artículo no pretende ser una revisión de la literatura sobre determinantes del tipo de cambio ni un estudio sobre sus efectos. Las referencias habituales incluyen los trabajos de Edwards (1989), Isard (1995), Obstfeld y Rogoff (1996), Sarno y Taylor (2003) y De Grauwe (2005), entre muchos otros.³ Su foco está delimitado por las principales herramientas que se utilizan en el análisis del tipo de cambio en

² Ver Banco Central de Chile (2003), recuadro 2 y pp. 16-17.

³ Para una revisión de los enfoques teóricos y empíricos en economías en desarrollo, ver Edwards y Savastano (2000).

la práctica. Por supuesto, la práctica está lejos de ser inmutable, está más bien en constante progreso y se nutre de la investigación. Sin embargo, hemos querido centrar nuestra revisión en enfoques que se han utilizado efectivamente en el análisis de política macroeconómica en los años recientes en Chile.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. La sección II revisa los conceptos de tipo de cambio y las distintas medidas que se utilizan en la práctica. Se concluye que las medidas utilizadas por el BCCh tienen las características apropiadas. La sección III define, en términos generales, qué se entiende por TCR de equilibrio, destacando que se trata de un concepto que depende, de forma importante, del horizonte de tiempo al que se hace referencia. La sección IV presenta tres paradigmas de uso común para analizar el tipo de cambio real de largo plazo: los modelos de paridad del poder de compra (PPC), los modelos en que el tipo de cambio depende del equilibrio tanto del mercado interno como del externo (modelos conocidos como FEER), y los modelos de comportamiento (conocidos como BEER). Se discuten, además, los supuestos claves implícitos en cada uno y se presentan algunas cifras de referencia. La sección V describe algunos indicadores alternativos que informan sobre el funcionamiento del mercado cambiario en distinta frecuencia y que son de utilidad para evaluar el comportamiento de este precio relativo. Por último, la sección VI presenta algunos comentarios finales.

II. CONCEPTOS DE TIPO DE CAMBIO Y MEDICIONES

1. Tipo de Cambio y Competitividad

La competitividad internacional de un sector productivo específico se sintetiza en la comparación entre los costos de producción de ese sector y los costos de producir bienes o servicios comparables en otros países. Así, un sector es más competitivo si tiene menores costos relativos. Dado un precio internacional del bien o servicio en cuestión, un sector más competitivo es capaz de obtener mayores márgenes y rentabilidad, y/o una mayor cuota de mercado. Además, la rentabilidad y los márgenes relativos también se verán influidos por el precio

del bien o servicio que se produce. Para un país en su conjunto, la competitividad puede también asociarse a los costos de producción relativos a los de otros países, a la vez que la rentabilidad global del sector productor de bienes transables (que se comercian en los mercados internacionales) es influida tanto por su competitividad como por los precios que enfrenta. Una manera alternativa de definir competitividad se basa en qué tan amigables son las instituciones y políticas de un país en cuanto a facilitar que se logre el mayor nivel de producto posible con los recursos disponibles.⁴

La relación entre el tipo de cambio y la competitividad de un sector o país no es simple. Por un lado, existen distintos conceptos de tipo de cambio, algunos más y otros menos relevantes como indicadores de competitividad. Por otro, una variación de la competitividad también tiene efectos sobre el tipo de cambio, configurándose de esta manera una causalidad inversa.

Los conceptos de tipo de cambio que reciben más atención en la discusión económica son el tipo de cambio nominal (TCN) y el tipo de cambio real (TCR). El TCN bilateral entre Chile y EE.UU. influye en la competitividad en el corto plazo, pero no tiene una relación evidente con la competitividad a plazos mayores. En efecto, en el corto plazo, si parte de los costos están determinados en pesos, su transformación inmediata a moneda extranjera se verá influida por el TCN bilateral. A mayores plazos, sin embargo, en la medida en que la paridad entre el dólar y otras monedas cambia, se comercia con mercados distintos de EE.UU., cambian los costos de los competidores, o se modifican los costos internos (en pesos o en moneda extranjera), este concepto de tipo de cambio pierde su relación causal con la competitividad del país.

Lo anterior implica que el TCN, por sí solo, es un indicador más bien limitado de la competitividad relativa. Es por este motivo que agencias gubernamentales, bancos centrales, organismos internacionales e investigadores calculan y utilizan índices de TCR como una medida clave para analizar

⁴ Los rankings de competitividad internacional se refieren por lo general a este concepto ligado a instituciones y políticas.

la competitividad de sectores que compiten con el resto del mundo. Estos índices intentan cuantificar la evolución de los precios (o costos) de una determinada canasta de bienes y servicios producida en el exterior, con respecto a los precios (o costos) internos, cuando ambos se expresan en una moneda común.

Tras los movimientos del TCR hay modificaciones en los precios relativos, por lo que estos tienden a asociarse a cambios en la posición competitiva de un país. En particular, una apreciación real de la moneda local hace, *ceteris paribus*, que los bienes producidos en el país sean comparativamente más caros, situación que se asocia a una pérdida de competitividad.

Ahora bien, dado que el TCR es una variable altamente endógena, su vínculo con la competitividad no es mecánico. En particular, algunos de los elementos que determinan los cambios en la competitividad, como son los movimientos de la productividad relativa entre países, tienen efectos sobre el TCR. En concreto, si el país es más competitivo porque es más eficiente —digamos, porque las comunicaciones se tornan más económicas por avances tecnológicos o mayor competencia en ese sector—, es posible que parte de estos aumentos de productividad se traspase a los salarios y precios⁵ y, por lo tanto se traduzcan en caídas del TCR. Así, la competitividad puede aumentar y, *al mismo tiempo*, el TCR disminuir. Como es obvio, en este contexto una apreciación del TCR no implica una pérdida de competitividad, sino que es la mayor competitividad relativa la que causa la apreciación cambiaria.

El hecho de que el vínculo entre competitividad y TCR no sea mecánico, ni vaya en una dirección específica, no invalida el uso de este indicador como medida de competitividad relativa. Lo anterior genera, sin embargo, la necesidad de identificar cuáles son los elementos que están tras de los movimientos del TCR, antes de adelantar conclusiones respecto de su impacto sobre la competitividad. En particular, se puede concluir que, dada una cierta tecnología de producción, una apreciación reduce la competitividad de la economía y viceversa. Por el contrario, si a nivel agregado hay ganancias de productividad por cambios tecnológicos, se da un escenario en el que coexisten aumentos de competitividad relativa con apreciaciones cambiarias.

2. Construcción de Índices de Tipo de Cambio Real

El índice de TCR, q_t , se construye a partir de la siguiente fórmula:

$$q_t = \frac{P_t^* e_t}{P_t} \quad (1)$$

donde el numerador representa el precio (costo) en el exterior, medido como el producto entre el índice de precios externo medido en dólares, P_t^* , y el tipo de cambio nominal peso dólar, e_t , y el denominador, P_t , mide el precio (costo) interno.

Ahora bien, si un sector de la economía compite con más de un país, el índice de precios externo, P_t^* , corresponde en realidad a un promedio ponderado, con los pesos apropiados, de los índices de precios (expresados en dólares) de los países con los cuales se compite. Entonces, el TCR se redefine como:

$$q_t = \frac{(P_{1,t}^*)^{w1} (P_{2,t}^*)^{w2} \dots (P_{n,t}^*)^{wn} e_t}{P_t}, \quad (2)$$

donde n es el número de países con los que se compite, y w indica la importancia relativa de cada uno de ellos en el comercio de bienes y servicios. De esta forma, un incremento de q_t , o depreciación real, muestra que los precios (costos) externos se incrementan respecto de los internos, lo que indica que la economía es relativamente más competitiva o eficiente en la producción. Por el contrario, una apreciación real está asociada con una pérdida de competitividad relativa. Al considerar los países relevantes en el comercio, la definición anterior corresponde a la del TCR multilateral.

3. Asuntos Prácticos en las Mediciones

En términos prácticos, la construcción de este índice requiere establecer algunos criterios respecto de: (i) la canasta de bienes y servicios que se desea comparar, (ii) el o los países que compiten en los distintos mercados (n) así como su importancia relativa (w) y

⁵ La relación positiva entre aumentos de productividad y precios se sustenta en la teoría de Harrod-Balassa-Samuelson. Para más detalle, ver De Gregorio (2007), pp.241-246.

(iii) la elección de un índice que refleje los precios (o costos) internos, P_i , y externos, P_i^* , de la canasta.

Respecto de la canasta de bienes y servicios, como notan Lafrance y St.Amant (1999), la mayoría de las instituciones que calculan índices de tipo de cambio real sugiere considerar aquellos bienes y servicios que estén expuestos a competencia internacional, es decir, bienes transables.⁶ También se sugiere excluir de esta definición las materias primas con mercados profundos, ya que los precios de estas se determinan a nivel internacional, y no pueden diferir de forma significativa entre países, aunque cambie la competitividad relativa de los países productores. Por lo tanto, los índices de precios en (1) deberían hacer referencia, idealmente, a canastas de bienes transables distintos de materias primas.

Una vez que se ha establecido la categoría de bienes y servicios a considerar, es necesario determinar qué países se incluirán y la importancia relativa que se asignará a cada uno de ellos. El método habitual con que esto se hace es a través de los datos de comercio internacional. Esto permite identificar tanto los países con los que se compite como los mercados en que esta competencia ocurre. La competencia puede tener lugar en el mercado interno o en el exterior. Más específicamente, las importaciones de bienes y servicios desde un país compiten con la producción nacional, mientras las exportaciones compiten con la producción externa. En este sentido, un índice de competitividad que considere la competencia tanto en el mercado local como en el exterior debe tener en cuenta la importancia tanto de las exportaciones como de las importaciones de bienes y servicios. En concreto, es posible determinar la importancia, o peso relativo, de un país j a partir de su participación en el flujo de comercio internacional:

$$w_j = \frac{X_j + M_j}{\sum_{i=1}^n X_i + M_i}, \quad (3)$$

donde $w_1 + w_2 + \dots + w_n = 1$, y X_j y M_j representan, respectivamente, el volumen de exportaciones e importaciones hacia y desde un país j . De esta forma, en el cálculo del tipo de cambio real, los índices de precios externos del país con el que se tiene un mayor vínculo comercial tendrán una ponderación mayor.⁷

Habiéndose establecido los bienes a considerar, así como la importancia relativa otorgada a cada país, es necesario determinar cuál es el índice de costos internos, P_i , y externo, P_i^* , más relevante. En principio, este índice puede basarse en indicadores de precios o directamente en indicadores de costos. Estos últimos reflejan mejor la posición competitiva de la economía que un indicador basado en precios. En particular, las firmas podrían disminuir sus precios, a través de la compresión de márgenes, para enfrentar un ciclo económico adverso y mantener su participación de mercado. Lo anterior, sin embargo, no necesariamente significa que la competitividad relativa (costos) haya cambiado. Es por este motivo que los indicadores de costos podrían ser —en principio— más informativos para el cálculo del TCR. En la práctica, sin embargo, su uso es problemático por dos motivos: no hay indicadores globales de costos disponibles, lo que obliga a utilizar indicadores parciales, como los costos laborales unitarios, y estos últimos se encuentran disponibles en forma oportuna solo para un grupo reducido de países (en su mayoría desarrollados), lo que restringe su utilidad si se quiere considerar un grupo amplio de competidores.

Debido a la dificultad de construir índices de costos oportunamente, la mayoría de los productores de estadísticas de TCR ha optado por utilizar índices de precios para su cálculo. De estos índices, los más comunes son el índice de precios al por mayor (IPM), el índice de precios al consumidor (IPC) y el índice de precios al productor (IPP). Estos índices tienen la ventaja de que se calculan en forma periódica, habitualmente con frecuencia mensual y se conocen con poco rezago.

De acuerdo con Lafrance y St.Amant (1999), es recomendable utilizar aquellos que reflejen mejor los costos al productor. Por lo tanto, en la medida que este

⁶ Esta elección refleja que los cambios en el TCR afectan a la actividad económica, principalmente a través del impacto que estos cambios tienen sobre la competitividad del sector productor de bienes y servicios transables.

⁷ Una limitación de este cálculo es que no considera la competencia en terceros mercados. En particular, es posible competir con un determinado país, con el que no se tiene vínculos comerciales directos, si ambos países compiten en un tercer mercado. En la actualidad el Banco Central de Chile trabaja en la estimación de un índice que incorpora, además de la competencia bilateral, la competencia en terceros mercados.

disponible, sería conveniente utilizar el IPP. Sin embargo, un factor que ha limitado el uso de este índice, a favor del IPC, es que este último en general se encuentra disponible con una frecuencia mayor y es calculado de forma más oportuna. En el caso de Chile, el IPP se calcula recién desde abril del 2003.

Por otro lado, se utilizan, con menor frecuencia, el deflactor del PIB, el índice de precios de las exportaciones o el índice de precios de las importaciones. Estos dos últimos, sin embargo, son indicadores de un subconjunto de los bienes transables y, por lo tanto, más limitados para construir indicadores globales de competitividad. Una dificultad adicional con los deflactores es que su frecuencia es solo trimestral y se conocen con rezagos. Con todo, son indicadores que entregan información que puede resultar útil y que en principio tienen una relación más directa con la rentabilidad del sector respectivo.

4. Medidas de Tipo de Cambio Real

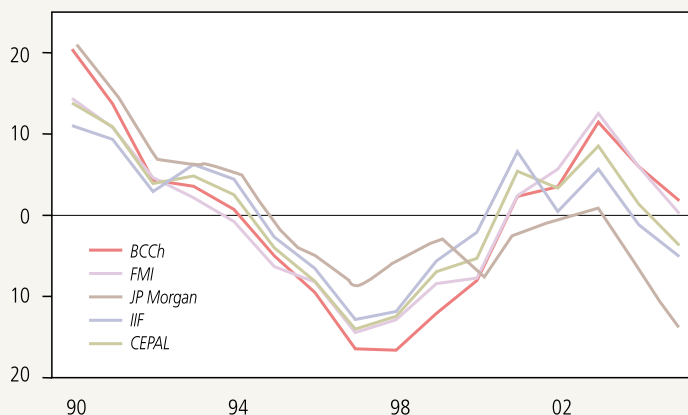
Instituciones internacionales y TCR para Chile

El Fondo Monetario Internacional (FMI) calcula índices de tipo de cambio real para los países miembros y los hace públicos a través del *International Financial Statistics* (IFS). En general, como notan Zanello y Desruelle (1997), solo es posible construir índices de tipo de cambio real basados en costos laborales unitarios para 21 países, todos ellos desarrollados. Para el resto de los países, entre los que se incluye Chile, se reportan cálculos basados en índices de precios al consumidor (IPC).

Por otro lado, la metodología que utiliza el FMI para calcular la importancia relativa de cada país (o ponderación), w_i , considera la importancia de la competencia bilateral así como la competencia en terceros mercados. Recientemente, Bayoumi, Lee y Jayanthi (2005) actualizaron estas ponderaciones para un grupo amplio de países, Chile incluido. Estas ponderaciones incorporan competencia en terceros mercados y, en su uso regular, ellas permanecen fijas. El Banco Mundial no realiza cálculos propios respecto

GRÁFICO 2

Medidas Alternativas de TCR para Chile (desvío porcentual respecto del promedio 1990-2005)



Fuente: Banco Central de Chile, FMI, JP Morgan, CEPAL, IIF.

del tipo de cambio real. Las series que se reportan corresponden a las que calcula el FMI.

Por otro lado, la CEPAL calcula el tipo de cambio real para un grupo amplio de países, entre los que incluye a Chile. Este cálculo se reporta en cifras trimestrales, y utiliza ponderaciones basadas en la estructura de comercio bilateral con los principales socios comerciales.

Otra institución que reporta índices de tipo de cambio real para Chile, y en general para un conjunto amplio de países es el *Institute for International Economics* (IIE). Los cálculos se reportan con frecuencia anual. Este índice utiliza, al igual que el del FMI, el índice de precios al consumidor como indicador de costos. Por otro lado, considera los cinco principales socios comerciales, ponderados por su importancia relativa en el comercio bilateral.

Por último, el banco de inversión JP Morgan calcula una serie de tipo de cambio real para Chile dentro de un grupo amplio de países. Estos cálculos, que se presentan incluso en frecuencia diaria, se basan en ponderaciones que incorporan la competencia en terceros mercados, que no cambian con frecuencia y utilizan datos del comercio de manufacturas. El índice de precios, tanto para los socios comerciales como para Chile, corresponde al índice de precios al por mayor, IPM (ver JP Morgan, 1993).

Como se puede observar en el gráfico 2, varias de las medidas alternativas de TCR que se calculan

CUADRO 1

Importancia Relativa de Distintos Países en el Comercio Chileno

	1990-1995	1996-2000	2001-2005
Estados Unidos	31.4	30.7	25.2
Japón	16.6	12.2	8.7
Brasil	11.0	8.7	9.1
Alemania	9.5	5.6	4.0
Argentina	8.1	9.4	8.2
Francia	4.1	3.4	3.3
España	3.9	3.8	3.3
Italia	3.4	4.0	2.8
Reino Unido	4.2	3.7	3.2
Perú	2.1	2.3	2.9
Canadá	2.4	2.6	2.3
Corea	3.4	4.0	3.2
México		5.3	5.2
Taiwán		1.9	1.6
Colombia		1.9	2.0
Países Bajos		2.0	2.8
Bélgica		1.8	1.5

Fuente: Banco Central de Chile.

para Chile muestran un comportamiento similar. En particular, en los años 1997 y 1998 el TCR estuvo por debajo de su promedio histórico (1990-2005), para recuperarse a partir del 2000. En lo más reciente, el TCR ha estado en torno al promedio, salvo según el indicador de JPM que lo muestra muy por debajo (esto podría obedecer a una mayor influencia del precio del petróleo en el IPM de Chile respecto de los socios). En definitiva, más allá de las fuentes que se utilicen, el diagnóstico sobre la evolución del TCR en los últimos años es similar.

5. Medidas de TCR Construidas en el Banco Central de Chile

Medidas de Publicación Habitual

El BCCh publica de manera regular y con frecuencia mensual dos indicadores de TCR.⁸ El primero, “tipo de cambio real multilateral”, o simplemente “TCR” considera como precio externo relevante el índice de precios al por mayor (IPM) de los principales socios comerciales según su importancia en el comercio total de Chile con el exterior.⁹ Se

excluyen de este cálculo las exportaciones de cobre y las importaciones de petróleo, combustibles y derivados. En la actualidad, se consideran 22 países, cuyos ponderadores, w , se muestran en el cuadro 1. China ha ido incrementando su importancia relativa en los últimos años, en tanto Estados Unidos, Japón, y los países europeos la han disminuido. Estos ponderadores se utilizan para construir un índice de precios externos, IPE, que incorpora la inflación (en dólares) de los principales socios comerciales. El cálculo de los ponderadores se actualiza una vez al año, frecuencia superior a la utilizada por el FMI y algunos otros bancos centrales.

Como índice de precios interno se considera el IPC, que tiene frecuencia mensual, se conoce con muy poco rezago y se encuentra disponible desde hace varias décadas.

Además del cálculo del TCR multilateral, el BCCh publica un índice que considera solo un grupo de países desarrollados (Estados Unidos, la Zona Euro, Japón, el Reino Unido y Canadá), con ponderadores según su importancia en el comercio. Este índice se denomina TCR-5.

Hasta el 2001, el cálculo del IPE y el IPE-5 consideró, en cada caso, la variación del IPE a partir del promedio ponderado de las inflaciones de los socios comerciales o de las cinco principales monedas. Caputo y Dominichetti (2005) muestran que esta aproximación es válida cuando la inflación de los socios es reducida; de lo contrario, la aproximación puede sobrestimar la variación del IPE. Para evitar este problema, sugieren calcular la variación del IPE directamente sin utilizar la aproximación logarítmica implícita en los cálculos previos, cálculo que se realiza desde el 2002 en adelante. Caputo y Dominichetti (2005) presentan cálculos a partir de 1977. Estas series alternativas (TCR_CD

⁸ Además, publica una serie de medidas nominales con frecuencia diaria. Las más importantes son el dólar observado, que se refiere al promedio de las transacciones en el mercado interbancario del día anterior, el TCM, equivalente al TCR, pero nominal, y el tipo de cambio acuerdo, que corresponde al valor de cambio de la moneda nacional establecido por la autoridad monetaria sobre la base de una canasta de monedas extranjeras. El valor de dicha canasta se corrige en función de la meta de inflación del Banco Central de Chile de 3%.

⁹ Cuando el IPM de un determinado país no se encuentra disponible, se utiliza el IPC.

y TCR-5_CD), y las series oficiales se presentan en los gráficos 3 y 4.

La serie TCR_CD muestra un nivel inferior a la serie TCR. Lo anterior es el resultado de importantes procesos inflacionarios en algunos socios comerciales, lo que genera variaciones mayores en el IPE calculado en la serie TCR. En términos generales, sin embargo, ambas series presentan una evolución parecida en términos cualitativos. A partir de 1990, su diferencia es prácticamente constante, y al estimar modelos de determinación de tipo de cambio real, ambas series arriban a resultados similares.

Por otro lado, las series de TCR5 y TCR5_CD presentan niveles comparables ya que, en este caso, la inflación de los países considerados en el cálculo de los precios externos ha sido históricamente moderada. Es por este motivo que la aproximación logarítmica a variaciones del IPE implícita en el cálculo del TCR5, genera resultados similares al cálculo exacto implícito en la serie TCR5_CD.

A modo de resumen, el cuadro 2 presenta las principales características metodológicas detrás del cálculo de series de TCR para Chile. Se presentan los cálculos realizados por organismos internacionales, FMI-Banco Mundial, IIF, JP Morgan, y por el BCCh.

Indicadores Alternativos de TCR para Chile

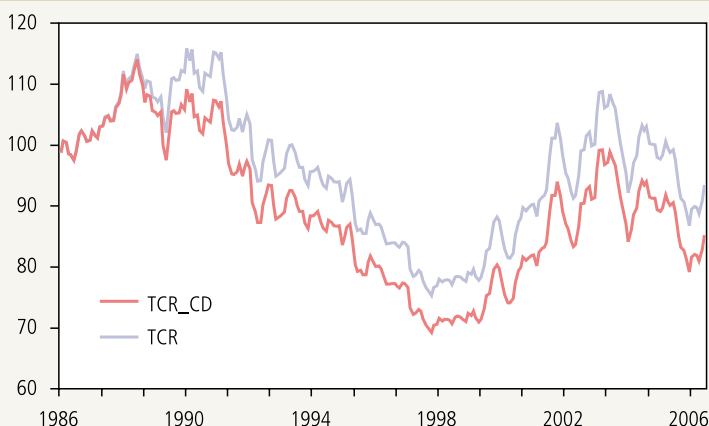
Utilizar los IPM de los principales socios comerciales de Chile como medida de precios externos podría no reflejar bien los precios específicos que enfrentan determinados sectores exportadores e importadores en el exterior. Además, estos índices podrían desvincularse de los costos externos de producción por algún tiempo. Por lo tanto, cabe preguntarse en qué medida cambian los índices de TCR cuando se consideran medidas alternativas de precios externos. Esporádicamente —y en función del análisis requerido— el BCCh publica indicadores alternativos para el TCR (v.gr., recuadro II.1, *Informe de Política*

Monetaria, enero 2006). Algunas medidas consideran mediciones directas de los precios de exportación e importación. Otras se calculan a partir de la comparación entre los costos laborales unitarios en Chile y algunos socios comerciales.

Los índices basados en el precio de las exportaciones e importaciones tienen como principal ventaja entregar una medida más directa de los precios que enfrentan los productores chilenos y, de esa manera, acercarse a los márgenes efectivos. Las desventajas son que estos índices se obtienen con rezago, en

GRÁFICO 3

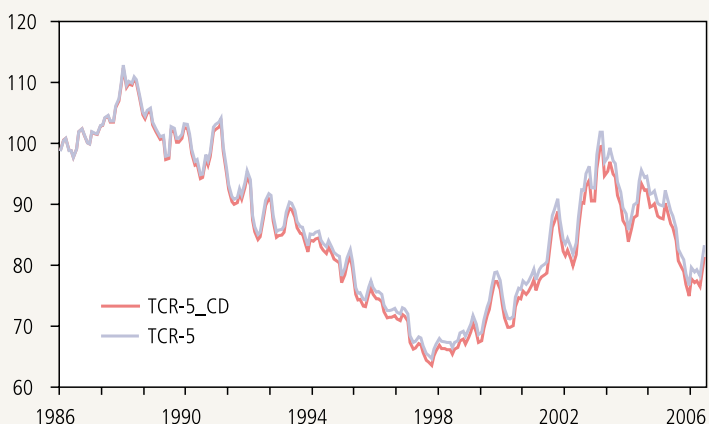
TCR y TCR_CD (base 1986=100)



Fuente: Banco Central de Chile y Caputo y Dominichetti (2005)

GRÁFICO 4

TCR-5 y TCR-5_CD (base 1986=100)



Fuente: Banco Central de Chile y Caputo y Dominichetti (2005)

frecuencia que es, por lo general, trimestral y no son índices propiamente de precios sino de valor unitario. En el gráfico 5 se presentan dos medidas de TCR basadas en índices de valor unitario de las exportaciones (IVUX). Una considera el precio de todas las exportaciones, TCR_x , y la otra el precio de las exportaciones distintas de cobre, TCR_{xNC} .

Es evidente que el TCR_x está muy influenciado por la evolución del precio del cobre. En particular, este

índice presenta una caída entre 1997 y 1999, y una importante recuperación a partir del 2004. Por otro lado, el índice TCR_{xNC} presenta menor volatilidad y una evolución comparable a la del índice TCR.

También es posible construir índices TCR para sectores específicos a partir de precios particulares. Así, por ejemplo, a partir del índice de precios de las exportaciones agrícolas e industriales es posible calcular, respectivamente, las series TCR_{AGR} y TCR_{IND} (gráfico

CUADRO 2

Cálculo de Índices de TCR

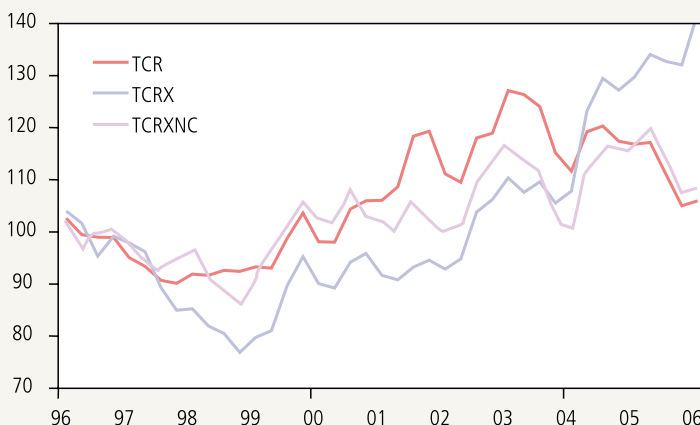
Criterio socios comerciales	Frecuencia cambio de ponderadores	Indicadores de precios	Comentario
FMI- Banco Mundial – TCR			
Socios y competencia en terceros mercados. Exportaciones e Importaciones ex cobre y petróleo	Aproximadamente cada 10 años	IPC para precios internos e IPC socios para precios externos	Ponderadores calculados con metodología de Zanello y Desruelle (1997). Actualización en Bayoumi et al (2005a). Frecuencia mensual.
IIF – TCR			
Exportaciones e Importaciones a cinco principales socios ex. cobre y petróleo	Aproximadamente cada año	IPC para precios internos e IPC socios para precios externos	Frecuencia anual
Chile – TCR			
Exportaciones e Importaciones ex. cobre y petróleo	Anual	IPM para precios externos e IPC para internos.	Uso de IPC de socios cuando IPM no están disponibles. Frecuencia mensual. Cálculo alternativo en Caputo-Dominichetti (2005).
Chile – TCR5			
Exportaciones e Importaciones ex. cobre y petróleo c/r a 5 socios más industrializados	Anual	IPM para precios externos e IPC para internos	Uso de IPC de socios cuando IPM no están disponibles. Frecuencia mensual. Cálculo alternativo en Caputo-Dominichetti (2005).
JP Morgan-TCR			
Se construye en base a la estructura de comercio de las manufacturas. Se incorpora competencia en terceros mercados	Aproximadamente cada 10 años	IPM para precios externos e internos	Se presentan datos hasta en frecuencia diaria.

6). El TCR_{AGR} es algo más volátil que la serie TCR agregada, mostrando una caída notoria en los últimos tres años. Por su parte, la serie TCR_{IND} sigue de cerca la serie de TCR hasta el 2001 para después seguir un patrón similar aunque a un nivel algo menor. Evidentemente, la evolución del TCR a nivel sectorial puede diferir bastante del TCR agregado por cambios de precios relativos en los distintos sectores individuales.

Los sectores exportadores no son los únicos que están expuestos a la competencia internacional. El sector productor de bienes sustitutos de importaciones también ve afectada su competitividad cuando el precio de las importaciones y el tipo de cambio se modifican. El gráfico 7 presenta medidas de TCR construidas con información de los índices de valor unitario de las importaciones ($IVUM$).¹⁰ Consideramos dos medidas, una construida en base al índice agregado de precio de las importaciones, TCR_M , y otro basado en un índice de precios que excluye las importaciones de combustibles, TCR_{MNC} . Ambos índices tienden a mostrar niveles más bajos que el indicador agregado, TCR , lo que está influido por el crecimiento más moderado de los precios en dólares de las importaciones, toda vez que la competencia internacional se ha intensificado. Además, y como es de esperar, desde el 2000 el índice que excluye los combustibles, el TCR_{MNC} , tiende a apreciarse de forma importante, reflejo de los menores precios de mercaderías producidas en países como China.

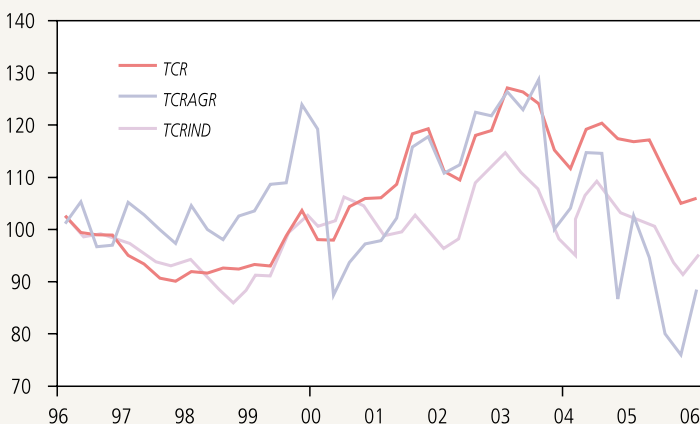
Una definición alternativa de TCR , que utiliza directamente información de los precios que enfrentan los productores, es la razón entre el precio de los bienes transables y no transables en una economía, PT/PN . Bajo ciertos supuestos, es de esperar que el TCR , definido como en (1), sea proporcional a la razón PT/PN . En particular, si el IPM de los socios comerciales (expresado en pesos) fuera idéntico al precio interno de los transables, PT , entonces $TCR = (PT/PN)^{1-\alpha}$,

GRÁFICO 5
Tipo de Cambio Real y Precio de Exportaciones Totales y No Cobre
(base 1996=100)



Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Central de Chile. $TCRX$ construido en base al índice de valor unitario de las exportaciones totales ($IVUX$), el $TCRXNC$ es construido en base al $IVUX$ que excluye cobre.

GRÁFICO 6
Tipo de Cambio Real y Precio de Exportaciones Industriales y Agrícolas
(base 1996=100)



Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Central de Chile. $TCRAGR$ construido en base al índice de valor unitario de las exportaciones agrícolas $IVUX$ agrícola, el $TCRIND$ es construido en base al $IVUX$ industrial.

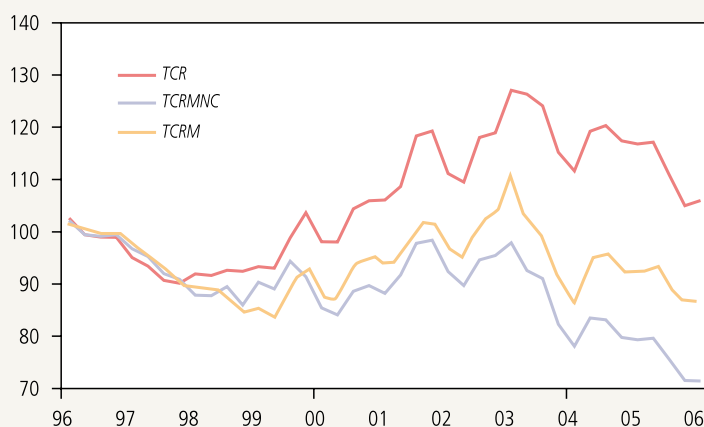
donde $1-\alpha$ representa la importancia del precio de los no transables en el IPC nacional. El gráfico 8 presenta la evolución de PT/PN y del índice TCR .¹¹

¹⁰ Los $IVUM$ no incorporan los aranceles de importación.

¹¹ El PT se construye como el deflactor de los sectores transables de la economía (agropecuaria-silvícola, pesca e industria manufacturera) que excluyen el sector minero, mientras PN corresponde al deflactor del resto de los sectores (excluyendo minería).

GRÁFICO 7

Tipo de Cambio Real y Precio de Importaciones Totales y No Combustibles (base 1996=100)



Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Central de Chile. TCRMNC construido en base al índice de valor unitario de las importaciones no combustibles (IVUM no combustibles), el TCRM es construido en base al IVUM total.

GRÁFICO 8

Tipo de Cambio Real y Precio Transables/No Transables (base 1996=100)



Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Central de Chile e INE.

La razón PT/PN no captura la dinámica del TCR y es bastante más estable en el período estudiado. Lo anterior, sumado al hecho de que en la práctica es difícil separar con precisión los sectores transables de los no transables, tiende a limitar el uso de este indicador.

Las mediciones presentadas hasta ahora suponen que los índices de precios se correlacionan con los costos en el sector transable tanto en Chile como en el exterior. Así, la eficiencia relativa de la producción

sería capturada por las distintas medidas de TCR. Como se comentó, un enfoque alternativo para medir la competitividad es a través de índices que comparen la evolución relativa de los costos laborales unitarios (CLU) entre Chile y sus principales competidores. Para tal efecto, en el análisis habitual se calcula el índice de costos laborales unitarios relativos (ICLR). El ICLR es la razón entre el promedio de costos salariales por unidad de bien en tres de los principales socios comerciales (expresada en pesos) y los costos en Chile (expresados en pesos). En principio, se deberían incluir los costos medios de todos los sectores transables en los principales socios comerciales de Chile. Por limitaciones de datos, sin embargo, solo se consideran los CLU de Alemania, Estados Unidos y Japón, que son los socios industrializados más importantes y representan en conjunto cerca del 40% del flujo de comercio de Chile con el exterior. Los resultados de este cálculo se presentan en el gráfico 9.¹²

La evolución del ICLR es similar a la del índice de TCR. En particular, de todos los índices alternativos, este índice es el que tiene la correlación contemporánea más alta con las medidas TCR y TCR-5 (cuadro 3). El resto de las medidas vistas hasta ahora evidencian una correlación menor. Solo dos índices basados en precios de exportaciones, el TCR_{XNC} y el TCR_{IND} , tienen una correlación contemporánea de más de 0.7 con las medidas TCR, TCR-5 e ICLR.

La revisión realizada muestra que hay muchas formas alternativas de calcular índices de TCR. En principio, el índice basado en costos laborales unitarios, el ICLR, es el que mejor refleja la evolución

¹² En los casos de Chile y Alemania, utilizamos el CLU total, mientras para Japón se utiliza el CLU del sector manufacturero y para Estados Unidos el CLU del sector comercio. Las últimas tres series se obtienen de Bloomberg.

de la competitividad relativa. Además, es el indicador que más se relaciona a las medidas que publica el BCCh, el TCR y el TCR-5. Lo anterior tiende a validar las series publicadas por el BCCh como indicadores relevantes. Estos están disponibles en frecuencia mayor y con menor rezago que los indicadores basados en costos. Además, el análisis de índices de TCR basados en precios de sectores específicos revela una importante heterogeneidad intersectorial. En particular, los índices basados en precios de exportaciones tienen una correlación mayor con el ICLR y con las medidas más amplias que publica el BCCh, mientras aquellos basados en precios de importaciones tienen una correlación bastante menor.

Revisada la construcción y significado de los índices de TCR, cabe averiguar cuáles son los factores que determinan la evolución de estos índices y cómo se podrían calcular los valores a los cuales converge en ausencia de *shocks*. En las siguientes secciones se abordan estas interrogantes, introduciendo, por una parte, distintos conceptos de TCR de equilibrio y, por otra, distintos métodos que permiten la estimación empírica de los valores de equilibrio del TCR.

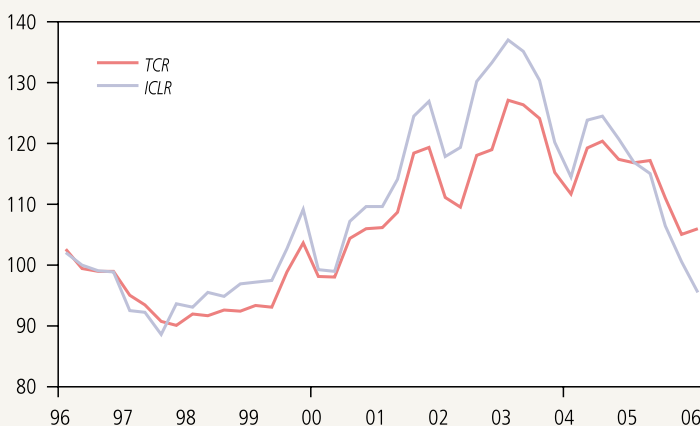
III. CONCEPTOS DE EQUILIBRIO PARA EL TCR

El concepto de equilibrio en el mercado cambiario, como destacan Driver y Westaway (2004), es algo elusivo. En particular, puede tener diferentes interpretaciones para distintos agentes económicos y/o en distintos horizontes de tiempo. Por ejemplo, se podría argumentar que, dado que el valor del tipo de cambio nominal se determina por la interacción entre la oferta y la demanda de divisas, el mercado cambiario está siempre en equilibrio. Sin embargo, para entender los movimientos del TCR, es necesario establecer un marco de análisis que permita ir más allá de esta definición tautológica de equilibrio. En particular, se requiere un marco de análisis que muestre cómo distintas variables afectan el comportamiento del TCR.

Siguiendo a Clark y MacDonald (1999), el tipo de cambio real, q_t , como cualquier precio relativo, está determinado por una serie de variables económicas

GRÁFICO 9

Tipo de Cambio Real e ICLR (base 1996=100)



Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Central de Chile, INE y Bloomberg.

CUADRO 3

Importancia Relativa de Distintos Países en el Comercio Chileno

	TCR	TCR5	ICLR
TCR	1.00		
TCR5	0.99	1.00	
ICLR	0.95	0.96	1.00
TCRX	0.61	0.61	0.38
TCRXNC	0.84	0.83	0.71
TCRIND	0.78	0.77	0.79
TCRAGR	0.42	0.44	0.58
TCRM	0.55	0.50	0.59
TCRMNC	-0.11	-0.15	0.06

Fuente: Cálculo de los autores.

y *shocks* aleatorios. Algunas de estas variables económicas pueden tener efectos permanentes sobre el nivel del TCR, mientras otras tienen un efecto que es solo transitorio. En términos concretos, la evolución de q_t puede ser caracterizada por la siguiente ecuación de forma reducida y dinámica:

$$q_t = \beta Z_t + \theta T_t + \varepsilon_t, \quad (4)$$

donde Z_t es un vector de variables económicas, o fundamentos, que explican el comportamiento del tipo de cambio real en el mediano y largo plazo, y

T_t representa un vector de variables transitorias que tienen un impacto en la dinámica de corto plazo, pero que a plazos mayores no afectan el TCR. Estas últimas variables pueden incluir valores contemporáneos y rezagados de variables no fundamentales, así como valores rezagados de cambios en los Z . Por su parte, ε_t contiene *shocks* aleatorios, mientras β y θ son vectores de coeficientes. En este contexto, las variables fundamentales y transitorias a ser incluidas estarán determinadas por la teoría, y los valores específicos que tomen estas variables determinarán el tipo de equilibrio al que se está haciendo referencia.

En términos prácticos, y sin desconocer que el precio que se determina entre oferta y demanda es segundo a segundo un equilibrio, es posible definir tres conceptos de TCR de equilibrio. Cada uno de estos está asociado a diferentes horizontes de tiempo y, a su vez, a distintos valores para las variables contenidas en Z_t , T_t y ε_t .

1. Equilibrio de Corto Plazo

El equilibrio de corto plazo se define como el valor de q_t que prevalece cuando las variables fundamentales, Z_t , y transitorias, T_t , se encuentran en los valores observados y no existe influencia de elementos aleatorios, es decir, ε_t es cero. Por lo tanto, el tipo de cambio real de equilibrio, en el corto plazo, se define como:

$$q_t = \beta Z_t + \theta T_t \quad (5)$$

Este concepto de equilibrio corresponde a lo que Williamson (1983) denomina equilibrio contemporáneo.

2. Equilibrio de Mediano Plazo

En el corto plazo existen rigideces que entran en el ajuste de los precios relativos necesario para equilibrar los mercados. En el mediano plazo, sin embargo, cuando estas rigideces se disipan, se logra que la economía alcance un equilibrio de precios flexibles, caracterizado por un nivel de producto efectivo igual al potencial, así como por una tasa de desempleo igual a la natural. En este caso, se dice que la economía está en una situación de *balance interno*, en el sentido de que el PIB y el empleo se encuentran en niveles que son sostenibles. De forma análoga, se puede decir

que, en el mediano plazo, si las rigideces nominales se disipan en el resto del mundo, existirá un balance interno en el resto de los países. Lo anterior, desde el punto de vista interno, equivale a la existencia de un *balance externo* caracterizado por una cuenta corriente sostenible.¹³

En este contexto, el valor de equilibrio de mediano plazo para el tipo de cambio real, es aquel que es coherente con el balance interno y externo de la economía:

$$\hat{q}_t = \beta \hat{Z}_t, \quad (6)$$

donde las variables con “^” se refieren a los valores de mediano plazo, que no consideran *shocks* aleatorios ni tampoco la influencia de variables transitorias, es decir, se supone que tanto ε_t como T_t son cero.

3. Equilibrio de Largo Plazo

El equilibrio de largo plazo se define como aquel que prevalece cuando todos los agentes de la economía han alcanzado el equilibrio entre stock y flujo. En particular, en el equilibrio de mediano plazo, el stock de activos puede estar todavía ajustándose a través del tiempo, mientras que en el largo plazo la razón de activos a riqueza o PIB es constante. Por lo tanto, el equilibrio de largo plazo ocurre cuando la economía ha llegado a un nivel de estado estacionario. En este caso, el tipo de cambio real de equilibrio se define como:

$$\bar{q}_t = \beta \bar{Z}_t \quad (7)$$

donde las variables con “—” hacen referencia a los valores de largo plazo, tanto para el tipo de cambio como para las variables explicativas.

El cálculo de los distintos conceptos de equilibrio requiere una estructura formal que, una vez estimada, permita tener una noción tanto de las variables fundamentales y transitorias, Z_t y T_t , que afectan el TCR, como de los valores que estas deberían alcanzar en el corto, mediano y largo plazo. Asimismo, se requiere conocer los valores

¹³ El hecho de que la cuenta corriente se encuentre en un nivel sostenible no implica que esta sea cero, pero sí que es coherente con una convergencia al valor de largo plazo de la razón de activos internacionales a PIB.

de los coeficientes β y θ . En la siguiente sección se muestra la estimación de distintos modelos teóricos y cómo se puede calcular cada uno de los valores de equilibrio.

IV. PARADIGMAS PARA ESTIMAR EL TIPO DE CAMBIO REAL DE LARGO PLAZO

La sección previa ha definido distintos conceptos de equilibrio. En esta sección se revisan los principales paradigmas utilizados para calcular, en la práctica, los valores de equilibrio para el TCR.¹⁴ Se pone especial énfasis en el equilibrio de mediano y largo plazo, aunque varios de los paradigmas se pueden utilizar para calcular valores de equilibrio de corto plazo. En este sentido, cabe mencionar que no existe una relación biunívoca entre un determinado concepto de equilibrio y un paradigma específico: un determinado paradigma puede utilizarse para aproximar distintos conceptos de equilibrio. De igual forma, los distintos paradigmas pueden utilizarse de manera complementaria para calcular el TCR de equilibrio de mediano y largo plazo y, por lo tanto, estos enfoques no son necesariamente excluyentes.

Los tres paradigmas más utilizados para analizar el TCR de largo plazo son: la paridad del poder de compra (PPC), el nivel del TCR coherente con un déficit de la cuenta corriente que puede mantenerse en el tiempo y un nivel de pleno empleo (equilibrio externo e interno) y la relación empírica entre el tipo de cambio y sus fundamentos teóricos. En la literatura, el segundo paradigma se conoce como FEER (por *Fundamental Equilibrium Exchange Rate*), y el tercero como BEER (*Behavioral Equilibrium Exchange Rate*).¹⁵ Los tres paradigmas tienen implícitos conceptos de equilibrio para el tipo de cambio, que revisamos en esta sección.¹⁶ Como señalan Edwards y Savastano (2000), cada uno de estos enfoques es susceptible de críticas. A pesar de lo anterior, estos modelos entregan elementos que permiten generar un diagnóstico respecto de la evolución del TCR y en particular acerca de un eventual desalineamiento de este respecto de niveles de equilibrio de mediano y largo plazo. Por ejemplo, estudios recientes en el FMI utilizan este tipo de modelos para entender la dinámica del TCR en un grupo amplio de países, Bayoumi, Faruqee y

Lee (2005), así como para países en particular como China (Dunaway et al., 2006), Brasil (Paiva, 2006) y Sudáfrica (Frenkel, 2007).

1. Modelos PPC

La paridad del poder de compra se basa en la noción de que, en el mediano y largo plazo, una moneda debería ser capaz de comprar una misma canasta de bienes en distintos lugares (Pearce, 1992). Aunque para ser válida necesita que se cumplan varios supuestos extremos, la intuición es simple: se debería propender a la igualación del nivel de precios del mismo bien (expresado en la misma moneda) comerciados dentro y fuera del país, gracias a la presión que ejercen las oportunidades de arbitraje. En efecto, si un bien es más caro en un lugar que en otro, debería exportarse desde el lugar barato al caro, haciendo subir los precios en el primero y bajar en el segundo. Bajo esta premisa, el tipo de cambio real de largo plazo sería unitario. Esto, porque el precio de una canasta interna fija sería P mientras la canasta internacional debería ser EP^* . Alternativamente, el tipo de cambio nominal debería ser igual a la razón entre los niveles de precios.

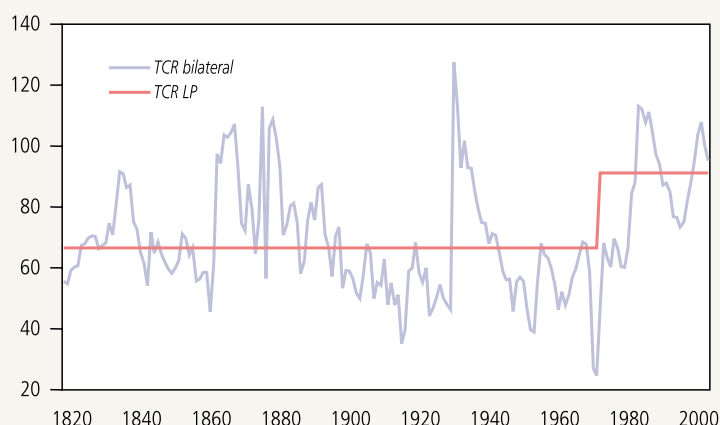
Es evidente que la presencia de costos de transacción, incluyendo costos de transporte y aranceles —que en el extremo dan pie a la existencia de bienes no transables internacionalmente— y de bienes no homogéneos hacen que la PPC literal no se cumpla. La poca movilidad del capital y el trabajo entre países también dificulta otro canal por el que podrían igualarse los precios. Sin embargo, en la medida en que estos impedimentos al arbitraje no cambien, o se den estructuras de comercio y producción particulares, es posible que se dé una forma de PPC algo más débil: que el TCR de largo plazo no sea unitario pero sí igual

¹⁴ Existe un número amplio de metodologías adicionales que pueden eventualmente ser utilizadas. Para una revisión más exhaustiva, ver Driver y Westaway (2004).

¹⁵ Driver y Westaway (2004) presentan una revisión de distintos paradigmas y modelos. El objetivo aquí no es revisar la literatura, sino describir los modelos que efectivamente se han utilizado en el BCCh.

¹⁶ En términos prácticos, los modelos de serie de tiempo y de equilibrio fundamental para el TCR se estiman utilizando las series calculadas por Caputo y Dominichetti (2005). Los desequilibrios cambiarios que se obtienen (como porcentaje) se aplican a las series oficiales que publica el BCCh de forma que los valores de equilibrio sean comparables con las series oficiales.

TCR Bilateral con EE.UU. y Valor de Equilibrio de LP (TCR 2004=100)



Fuente: Actualización en base a Calderón y Duncan (2003).

a una constante. Ello tiene una implicancia de primer orden: los movimientos del TCR serían transitorios, al menos a horizontes de mediano y largo plazo. En términos estadísticos, el TCR debería ser una serie estacionaria. Intuitivamente, existiría una especie de elástico atando el TCR a un nivel fijo.¹⁷

Existe vasta literatura empírica internacional que evalúa si el TCR tiene o no una tendencia a volver hacia una constante. El consenso, aunque nada claro, es que el TCR tendería a cierto valor, pero las desviaciones serían relativamente duraderas. Este resultado se corrobora en especial en muestras largas (v.gr., más de 100 años de datos) y paneles que consideran decenas de países a la vez. La vida media de un *shock*, esto es, el tiempo necesario para que se deshaga la mitad de una desviación, estaría entre tres y cinco años (Rogoff, 1996).¹⁸ Sin embargo, Cashin y McDermott (2006), dan cuenta de una gran variabilidad entre países. Usando las mejores técnicas de estimación disponibles, encuentran que en 40% de los países los *shocks* serían permanentes. También muestran que en economías desarrolladas y en economías con sistemas de flotación, los *shocks* parecen ser transitorios. Por último, dan cuenta de una duración de los shocks bastante mayor: ocho años de vida media en países desarrollados.

En el caso particular de Chile, Calderón y Duncan (2003) analizan datos desde 1810 y encuentran evidencia a favor de la PPC en el comportamiento del

TCR bilateral con EE.UU. y multilateral, considerando a EE.UU. y el Reino Unido como socios comerciales. Este resultado es robusto a distintas definiciones de los precios, período considerado y metodologías alternativas. Más aún, encuentran evidencia de un cambio estructural en el nivel al cual converge el TCR en 1973, lo que los autores explican por la apertura comercial que experimentó la economía a partir de ese año. Estos autores estiman que la vida media de un *shock* sería de entre 1.6 y 2.1 años, dependiendo del período bajo análisis.

El gráfico 10 presenta los datos de TCR bilateral utilizados por Calderón y Duncan (2003) actualizados a 2005. Se

presentan también las medias muestrales tomando en cuenta el cambio estructural del año 1974. En este caso, el TCR bilateral de equilibrio se encontraría en 91.2, con una desviación estándar de 8.3 (línea horizontal en el gráfico 10). Por otra parte, si el cambio estructural se hubiese producido el año 1982, el TCR bilateral de equilibrio se encontraría en 96, con una desviación estándar de 8.6.

Es interesante constatar también que Cashin y McDermott (2006), a partir de un TCR multilateral basado en los IPC desestacionalizados de distintos países, también encuentran resultados coherentes con la existencia de una PPC débil en Chile. Con datos mensuales para el período marzo 1973 – marzo 2002, encuentran que la vida media de un *shock* en el TCR en Chile sería de 2.75 años (2.5 años si usan los métodos estadísticos habituales y menos sofisticados), cifra muy por debajo del promedio de los países de la muestra.

Todo lo anterior significa que comparar el nivel *absoluto* del TCR con una media histórica es un ejercicio que tiene buenos fundamentos empíricos y teóricos. Sin duda, resulta crucial definir el largo de ese promedio si se quiere determinar el TCR de equilibrio en

¹⁷ Técnicamente, una PPC débil implica estacionariedad, pero no al revés.

¹⁸ Calderón y Duncan (2003) presentan una revisión de los principales estudios.

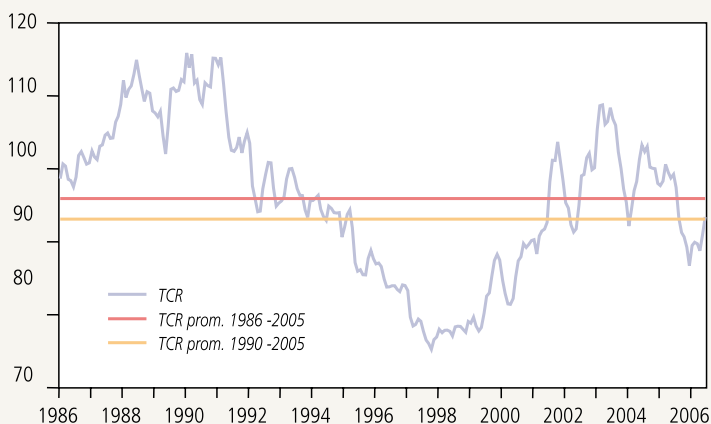
este paradigma y, en principio, no existe una guía única para ello. Dependiendo de la ocasión, en las presentaciones oficiales del mismo Banco Central se han utilizado el promedio de los últimos 10, 15 ó 20 años y el promedio desde 1986 ó desde 1990. En el gráfico 11 se presenta el TCR multilateral, y los promedios 1986-2005 y 1990-2005 cuyos valores son, respectivamente, 96.1 y 93.6. Si se utiliza la serie publicada en Caputo y Dominichetti (en una base comparable) estos valores son 98.3 y 94.2.

Una aplicación del paradigma de PPC que también entrega luces respecto del nivel actual de la paridad, es la comparación del precio de un bien particular. El caso más conocido es el construido por *The Economist* a partir del precio de la misma hamburguesa McDonald's en alrededor de 50 países y que se recoge dos veces al año.¹⁹ Aunque a primera vista un ejercicio de este tipo parece ingenuo, cabe destacar que, más allá de una constante, el Mc Index multilateral (ponderado por socios comerciales) para Chile parece revelar con bastante claridad períodos de sub y sobreapreciación del tipo de cambio en Chile. No sucede lo mismo con la medición bilateral respecto de EE.UU. En particular, en mayo del 2006 el índice se ubicaba 5% por encima del de los socios comerciales, lo que es coherente con un TCR de largo plazo de 93.9 (ver Gráfico 12).

En su conjunto, la evidencia revisada da cuenta de que la PPC se cumple, en el largo plazo, en Chile. Su uso práctico, sin embargo, encuentra al menos dos dificultades. Primero, se debe determinar la media a la cual debería tender el TCR, ejercicio que depende críticamente de la muestra escogida (y debería tener un intervalo de confianza asociado). Segundo, el hecho de que no rechazar la validez de la hipótesis nula no demuestra que esta sea correcta. Ello exige considerar otros paradigmas.

GRÁFICO 11

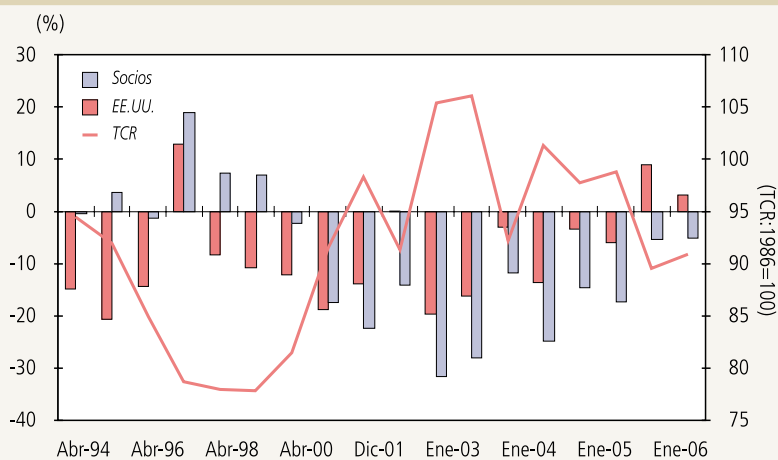
TCR y valores promedio a diciembre 2005 (TCR 1986=100)



Fuente: Banco Central de Chile.

GRÁFICO 12

Desvíos en Índice Big-Mac y TCR en Chile (diferencia porcentual de precio en US\$ del Big Mac en Chile, socios comerciales y EE.UU., y TCR)



Fuente: The Economics y Banco Central de Chile.

2. Modelos de Equilibrio Fundamental: TCR y Cuenta Corriente

Un segundo paradigma se basa en los modelos de equilibrio fundamental o FEER, los que permiten el cálculo de un TCR que sería coherente simultáneamente

¹⁹ Cumby (1996) muestra que, más allá de una constante, las desviaciones del precio relativo de un Big Mac entre países tienden a desaparecer con bastante rapidez (vida media en torno a un año). Además, las desviaciones ayudan a predecir movimientos de los tipos de cambio.

con el equilibrio externo e interno. De acuerdo con Wren-Lewis (1992), los FEER hacen referencia al concepto de equilibrio de mediano plazo. El equilibrio interno se logra cuando el producto está en su nivel potencial (la brecha de producto es cero), mientras el externo se logra cuando la cuenta corriente está en un nivel sostenible.

La implementación práctica de estos modelos se puede hacer utilizando al menos dos enfoques alternativos. El primero se basa en un enfoque de equilibrio general, en que se deriva el TCR que logra que la brecha de producto sea cero y al mismo tiempo genera un nivel estable y sostenible de la cuenta corriente. El segundo enfoque, y que es el utilizado con mayor frecuencia, es de equilibrio parcial. En él se especifica una relación entre la cuenta corriente, la brecha del PIB, el TCR y los términos de intercambio, y se obtiene el TCR que prevalecería cuando, simultáneamente: (i) la cuenta corriente está en un nivel sostenible, (ii) la brecha de producto es cero y (iii) los términos de intercambio se ubican en niveles similares a los de tendencia. Por definición:

$$\frac{CC_t}{YN_t} = \frac{BC_t}{YN_t} + \frac{PNEF_t}{YN_t}, \quad (8)$$

donde CC/YN es la cuenta corriente como porcentaje del PIB nominal, BC/YN es la balanza de bienes y servicios no factoriales sobre el PIB y $PNEF/YN$ es el pago neto a factores del exterior más transferencias netas, también como porcentaje del producto. Por otro lado, la balanza de bienes y servicios no factoriales se puede expresar de la siguiente forma:

$$\frac{BC_t}{YN_t} = \left(\frac{Px}{P} \right)_t \left(\frac{X}{Y} \right)_t - \left(\frac{Pm}{P} \right)_t \left(\frac{M}{Y} \right)_t \quad (9)$$

donde $YN_t = P_t Y_t$ mientras que $(Px/P)_t$ y $(Pm/P)_t$ son, respectivamente, los precios de las exportaciones e importaciones respecto del deflactor del PIB.

El volumen de exportaciones de bienes y servicios como porcentaje del PIB real, X/Y , y el volumen de las importaciones de bienes y servicios, M/Y , dependen del TCR, q , y de la brecha de producto, Y/YP . En particular, se supone la siguiente relación:

$$\left(\frac{X}{Y} \right)_t = u_0 q_t^{\chi_x} + \varepsilon_t^x \quad (9.1)$$

$$\left(\frac{M}{Y} \right)_t = u_1 q_t^{-\chi_m} \left(\frac{Y}{YP} \right)_t^{\chi_y} + \varepsilon_t^m \quad (9.2)$$

donde χ corresponde al coeficiente de elasticidad respectivo, u_0 y u_1 son constantes, y ε_t^x y ε_t^m son *shocks* aleatorios a las exportaciones e importaciones, respectivamente. Así, (9) se puede reformular como:

$$\frac{BC_t}{YN_t} = \left(\frac{Px}{P} \right)_t (u_0 q_t^{\chi_x}) - \left(\frac{Pm}{P} \right)_t \left(u_1 q_t^{-\chi_m} \left(\frac{Y}{YP} \right)_t^{\chi_y} \right) + \varepsilon_t, \quad (10)$$

$$\text{donde } \varepsilon_t = \left(\frac{Px}{P} \right)_t (\varepsilon_t^x) - \left(\frac{Pm}{P} \right)_t (\varepsilon_t^m).$$

Cálculo a partir de un período base

Una vez estimado este modelo, y dado un valor para BC/YN , niveles de Px , Pm y P , y de brecha del PIB, se puede calcular el TCR, q , que resuelve la ecuación (10). El TCR de equilibrio será aquel que resuelva esta ecuación suponiendo una brecha de producto nula y precios externos en niveles de largo plazo.

Hay un número de supuestos clave en este cálculo del equilibrio. Primero, se deben escoger las constantes u_0 y u_1 . Ellas permiten que la BC/YN proyectada sea igual a la efectiva para algún período de referencia o base. En particular, se pueden escoger constantes $u_{0, \text{BASE}}$ y $u_{1, \text{BASE}}$, tales que en el período base las proyecciones de exportaciones e importaciones como porcentaje del PIB, a partir de (9.1) y (9.2), sean iguales a los valores observados. Lo anterior requiere que en los períodos base los residuos de (9.1) y (9.2) sean cero. Esto se logra si se impone que, en dicho período, las constantes sean:

$$u_{0, \text{BASE}} = \frac{\left(\frac{X}{Y} \right)_{\text{BASE}}}{q_{\text{BASE}}^{\chi_x}}$$

$$u_{1, \text{BASE}} = q_{\text{BASE}}^{\chi_m} \frac{\left(\frac{M}{Y} \right)_{\text{BASE}}}{\left(\frac{Y}{YP} \right)_{\text{BASE}}^{\chi_y}}$$

Habitualmente, en el análisis del BCCh se han considerado dos períodos base, el año 1994 y el promedio desde 1990. Por otro lado, se debe suponer cierto nivel sostenible de la BC/YN , que denotamos como una constante, ϕ . Además, hay que fijar los precios de referencia para las exportaciones e importaciones, $(\widehat{Px/P})$ y $(\widehat{Pm/P})$. Así, el tipo de cambio real de equilibrio se obtiene como el valor de q que resuelve la siguiente ecuación:

$$\phi = \left(\frac{\widehat{Px}}{P} \right) \left(u_{0,BASE} \hat{q}^{\chi_x} \right) - \left(\frac{\widehat{Pm}}{P} \right) \left(u_{1,BASE} \hat{q}^{-\chi_m} \right). \quad (12)$$

Respecto del valor de referencia sostenible, dado que Chile es deudor neto, suponemos que la balanza comercial (que incorpora tanto bienes como servicios) sostenible tiene un pequeño superávit. En particular, se supone que $\phi = 0.1\%$, lo que está en línea con el superávit de balanza comercial como porcentaje del PIB promedio entre los años 1990 y 2003.²⁰

El valor del TCR de equilibrio también dependerá de las elasticidades de exportaciones e importaciones al TCR, χ_x y χ_m respectivamente, las que en principio se pueden estimar a partir de datos históricos, o calcular desde modelos teóricos microfundados.²¹

De acuerdo con (12), un aumento del precio de tendencia de las exportaciones, *ceteris paribus*, requerirá un tipo de cambio real de equilibrio más apreciado. Por el contrario, un aumento de precio de las importaciones requerirá un tipo de cambio real de equilibrio más depreciado.

Cálculo a partir de las cantidades físicas actuales

Un enfoque alternativo para calcular el TCR de equilibrio, en el marco de los FEER, considera como punto de partida la cuenta corriente actual valorada a precios de largo plazo. En este caso, primero se compara este valor con un valor de referencia que se estime sostenible. Luego se estima cuánto debería cambiar el TCR para que la cuenta corriente sea coherente con un nivel sostenible. Implícitamente, este método supone que la relación entre la cuenta corriente actual (las cantidades físicas) está bien

representada por (10) y que los shocks, ε_t^X y ε_t^M , son cero. En otras palabras, se supone que existe una relación precisa entre TCR y la cuenta corriente en la actualidad.

Este método requiere de tres cálculos complementarios. Primero, determinar un nivel de cuenta corriente sostenible (CCS). Segundo, calcular la cuenta corriente para un año determinado (en este caso el 2005), valorando las mismas cantidades físicas observadas, a los precios de tendencia para las principales exportaciones e importaciones. Este cálculo corresponde a la cuenta corriente valorada a precios de tendencia (CCT). Y tercero, determinar la depreciación o apreciación real requerida para que la CCT sea igual a la CCS usando la relación (10). El TCR de equilibrio corresponde al TCR observado durante el período analizado, corregido por la depreciación o apreciación requerida.

Siguiendo a Edwards (2005), una manera de determinar la CCS es suponer una razón de pasivos internacionales netos (PIN) a PIB constante, lo que equivale a suponer que la tasa de crecimiento del PIB en dólares debe ser igual a la tasa de crecimiento de la PIN. Dado que el déficit de cuenta corriente corresponde al cambio en la PIN, esto se traduce en que

$$\frac{\Delta AIN}{AIN} = \frac{CC}{PIN} = g + \Pi - \Delta e \quad (13)$$

donde g es la tasa de crecimiento real del producto, Π es la inflación (medida como variación porcentual del deflactor del PIB) y Δe es la tasa de depreciación nominal. Si además suponemos que, luego de un eventual ajuste en el nivel, el TCR se mantiene constante (lo que equivale a suponer que $\Pi - e = \Pi^*$), entonces la expresión anterior se simplifica a:

$$\frac{CC}{PIN} = g + \Pi^*, \quad (14)$$

que alternativamente puede expresarse como:

²⁰ El valor específico indica que, a pesar de ser un deudor neto, el superávit es relativamente pequeño, lo que es coherente con pasivos internacionales bajos en relación con el PIB.

²¹ Estimaciones recientes sitúan el valor de χ_x y χ_m en 0.3 y 1.2, respectivamente.

$$CCS = (g + \Pi^*) \frac{PIN}{PIB}, \quad (15)$$

donde *CCS* corresponde a la cuenta corriente sostenible (como % del PIB). Si la tasa de crecimiento del PIB de largo plazo es 5%, la inflación externa es $\Pi^*=2\%$ y la *PIN/PIB* es 30%, la *CCS* es -2.1%. Este último número representa un déficit algo menor que el experimentado por Chile en el período 1986-1996 (en torno a -3.0%). Como nota De Gregorio (2005), la relación en (15) puede ser coherente con distintas trayectorias para el TCR, y no determinada en un nivel particular para esta variable en el largo plazo. Para poder determinar este nivel, y en cierto modo la trayectoria que cabría esperar, es necesario introducir elementos adicionales. En concreto, se debería conocer el valor de la *CCT* y el nivel del TCR en un año particular.

En el *Informe de Política Monetaria* de enero del 2006, se estimó que la *CCT* para el 2005 llegó a -2.5%. De esta forma, para que la *CCT* se aproxime a la *CCS*, se habría requerido generar un menor déficit equivalente a 0.7% del PIB ese año. Dadas las elasticidades de las exportaciones e importaciones al TCR, ello habría requerido una depreciación del TCR de 1.4% el 2005. Considerando que el TCR observado el 2005 fue de 95.2, el TCR de equilibrio, de acuerdo con este método, habría llegado a 96.6.

3. TCR y Determinantes Fundamentales en Series de Tiempo

Los modelos basados en series de tiempo (BEER) buscan capturar cómo distintas variables determinan la dinámica del TCR. En este sentido, estos modelos no solo buscan entender el tipo de cambio en el mediano y largo plazo, sino que también podrían explicar su dinámica de corto plazo. De hecho, un método habitual para evaluar la dinámica de corto plazo del tipo de cambio se basa en los diferenciales entre las tasas de interés interna y externa.

De acuerdo con Faruqee (1995), una forma conveniente de analizar teorías que difieren de la PPC es dividir los determinantes el TCR en dos categorías: aquellos que actúan a través de la cuenta corriente (flujo comercial) y aquellos que actúan a través de la cuenta de capitales

(la posición neta de activos del país). Esta división permite aislar determinantes del TCR que afectan la posición de flujos de la posición de stocks. Dentro de la posición de flujo comercial de un país, y una vez que se supone la existencia de bienes no transables, se distinguen a lo menos tres focos de desviaciones del TCR respecto del nivel que predice la PPC. Estos son el efecto Balassa-Samuelson, el tamaño relativo del gasto del gobierno y, eventualmente, los términos de intercambio y los aranceles. Por su parte, la posición de stock de activos internacionales resume los factores que determinan la propensión del país a ser deudor o acreedor neto en el concierto internacional. Por lo tanto, es posible expresar una relación entre el TCR y sus fundamentos:

$$q_t = \beta + \beta_1 TNT_t + \beta_2 TDI_t + \beta_3 (G/Y)_t + \beta_4 (AIN/Y)_t + \beta_5 ARAN_t \quad (16)$$

La expresión anterior no incorpora elementos que afecten de forma transitoria al TCR (como diferenciales de tasas de interés), ni tampoco *shocks* aleatorios. La variable *TNT* se refiere a la razón entre la productividad del sector transable y el no transable (efecto Balassa-Samuleson) mientras *G/Y* es el gasto gubernamental como proporción del PIB.²² La variable *TDI* son los términos de intercambio y *AIN/Y* se refiere a los activos internacionales netos del país como porcentaje del producto (variable de stock). Por último, *ARAN* tiene que ver con el nivel de gravámenes a las importaciones que Chile realiza.

La especificación en (16) corresponde a la forma reducida de un modelo teórico más general.²³ En todo caso, se espera que los β_i sean negativos, en un contexto en que el precio de los transables es

²² En teoría, estas variables deberían expresarse como razón de las mismas variables de los socios comerciales. Por falta de datos, y para tener una frecuencia mayor de estimaciones, se utilizan las variables sin compararlas con las externas. En cualquier caso, si las productividades relativas y el gasto de gobierno como porcentaje del PIB son estables en los socios comerciales, omitir las variables externas tendría un impacto menor sobre la estimación de (16).

²³ Detalles del modelo teórico y la derivación de (16) pueden encontrarse en Calderón (2004).

determinado en el mercado internacional y que es, por lo tanto, exógeno a la economía interna.

En efecto, un aumento de la productividad del sector transable relativa a la del no transable incrementa el salario en el sector transable. Con movilidad de factores, cabe esperar un desplazamiento del empleo hacia el sector transable, lo que haría aumentar el salario y el precio en el sector no transable. Como resultado de lo anterior, el tipo de cambio real tendería a apreciarse reflejando un incremento en los costos internos de producción de no transables.

Por otro lado, un incremento de los términos de intercambio genera un efecto riqueza positivo, el que, a su vez, genera presiones de demanda en la economía. Estas se traducen en un incremento del precio de los bienes no transables, lo que aprecia el tipo de cambio real.

Por su parte, un incremento en el gasto fiscal genera una mayor presión de demanda, lo que conlleva un aumento de precio de los bienes no transables. Este aumento será mayor en la medida que el gasto fiscal sea relativamente más intensivo en bienes no transables. Por lo tanto, es de esperar una relación negativa entre gasto fiscal y tipo de cambio real.

Por otro lado, como nota Faruquee (1995), un mayor volumen de activos internacionales netos, como porcentaje del PIB, refleja mayores pagos netos a factores desde el extranjero y, por lo tanto, un mayor déficit sostenible en la balanza comercial. Este mayor déficit es solo coherente con un tipo de cambio real más apreciado. Luego, los AIN/Y tienen correlación negativa con el TCR.

Por último, como muestran Edwards (1987) y Conolly y Deveraux (1997), un aumento en los aranceles a las importaciones puede tener un impacto en la evolución del tipo de cambio real. En particular, este aumento desplaza la demanda agregada desde bienes transables hacia bienes no transables, lo que eleva el precio de estos últimos y, por esa vía, contribuye a una apreciación real. Al mismo tiempo, se genera un efecto ingreso negativo que disminuye la demanda por ambos bienes, lo que contribuye a una depreciación. Por último, si la elasticidad de demanda por importaciones es baja (debido a poca sustitución por bienes de origen nacional), la demanda relativa

por bienes internos cae, lo que tiende a depreciar el TCR. Por lo tanto, el efecto de los aranceles es, a priori, incierto. Sin embargo, la evidencia empírica de diversas economías latinoamericanas sugiere una relación negativa.

Típicamente, la relación en (16) es estimada con métodos de cointegración. En particular, se estima un modelo de corrección de errores en que el TCR se mueve de modo de corregir desvíos en el nivel de largo plazo:

$$\Delta q_t = -\lambda(q_{t-1} - \beta_1 TNT_{t-1} - \beta_2 TDI_{t-1} - \beta_3 (G/Y)_{t-1} - \beta_4 (AIN/Y)_{t-1} - \beta_5 ARAN_{t-1}) + \theta \Delta T_t \quad (17)$$

donde $\theta \Delta T$ son variables que tienen efectos transitorios en el TCR.

Para Chile existen diversos estudios que han estimado una relación como la de (17). En particular, y en orden cronológico, Arellano y Larraín (1996), Soto y Valdés (1998), Céspedes y De Gregorio (1999), Valdés y Délano (1999), Calderón (2004), Caputo y Dominichetti (2005) y Cerda et al. (2005) estiman en frecuencia trimestral los coeficientes de largo plazo, β_i . En general, se concluye que existe una relación, como la que sugiere la teoría, entre las variables fundamentales y el tipo de cambio real. En concreto, la mayoría de las estimaciones concluyen que los β_i son negativos y estadísticamente significativos.

En algunos casos, como Cerda et al. (2005), se incorpora como variable fundamental la razón entre gasto agregado y PIB nominal. La intuición detrás de esto es que un incremento de esta razón se traduciría en aumentos de la demanda tanto por transables como por no transables, lo que estaría asociado a una apreciación. Si bien esta variable puede tener incidencia sobre el TCR, estos efectos se darían en la dinámica de corto plazo. En el largo plazo, esta razón debería ser constante y sin implicancias para la dinámica del TCR. La razón de gasto interno a PIB (que está inversamente relacionada a la balanza comercial), es una variable de flujo que debería tener un impacto sobre la posición de activos externos netos, y esta variable

de stock está ya incorporada, en la mayoría de las especificaciones empíricas, en la variable AIN/Y . Así, existen dos motivos que nos llevan, en la práctica, a no incorporar la variable gasto interno a PIB en el vector de cointegración: i) esta variable no tiene un impacto en la dinámica de largo plazo del TCR y ii) cualquier impacto que esta variable tenga sobre la posición de activos externos netos ya está incorporado en la variable AIN/Y .

Habiendo estimado los coeficientes del modelo anterior, es posible calcular el tipo de cambio real de equilibrio de corto y mediano plazo. En particular, el TCR de equilibrio de corto plazo, haciendo abstracción de elementos transitorios y *shocks* aleatorios, puede calcularse como:

$$q_t = \beta_{BASE} + \beta_1 TNT_t + \beta_2 TDI_t + \beta_3 (G/Y)_t + \beta_4 (AIN/Y)_t + \beta_5 ARAN_t \quad (18)$$

El equilibrio de corto plazo está determinado por los valores contemporáneos de los fundamentos. La diferencia entre el valor efectivo del tipo de cambio real y el que deriva de la ecuación (18) se puede explicar por *shocks* no anticipados y por fenómenos transitorios, que muchas veces no son observables. Por otro lado, cabe hacer notar que la constante de la estimación —el coeficiente β — se ajusta de modo de reflejar el hecho de que en el período de estimación los promedios de las series (que es lo que refleja el coeficiente β) no siempre corresponden a los niveles de equilibrio de las mismas. Para tal efecto, primero se determina, de forma criteriosa, un período de tiempo (denominado *base*) en que se cree que las variables explicativas y el TCR estuvieron en equilibrio.²⁴ Luego se calcula el valor del TCR predicho por la ecuación (16) en el período base, y se compara con el valor que efectivamente tomó. La diferencia entre ambos valores se incorpora a la constante, de modo que en el período base el valor que predice (18) y el valor efectivo sean iguales. Este procedimiento se denomina “ajuste de constante” y evita que, por falta de datos, los promedios calculados difieran de lo que deberían ser los valores de equilibrio de las series.

El equilibrio de mediano plazo, por su parte, requiere la determinación de valores sostenibles, o de tendencia, para las variables fundamentales. Este equilibrio puede calcularse mediante la siguiente expresión:

$$\hat{q}_t = \beta_{BASE} + \beta_1 \hat{TNT}_t + \beta_2 \hat{TDI}_t + \beta_3 (G \hat{Y})_t + \beta_4 (\hat{AIN} / Y)_t + \beta_5 \hat{ARAN}_t \quad (19)$$

donde el símbolo “ $\hat{}$ ” indica que la variable toma su valor de mediano plazo (o sostenible).

Una práctica habitual para obtener estos valores es aplicar filtros estadísticos a los fundamentos, como el de Hodrick y Prescott. Ello permite separar los componentes cíclicos de los de tendencia, siendo estos últimos los que se consideran como valores de mediano plazo. Esta alternativa de cálculo, sin embargo, genera valores para el tipo de cambio real de equilibrio que son similares a los que se obtendrían simplemente filtrando la serie de TCR y tomando su valor de tendencia. Por lo tanto, esta alternativa puede ser poco informativa para evaluar eventuales niveles de desalineamiento cambiario.

Una alternativa más interesante es determinar los valores sostenibles de los fundamentos a partir del comportamiento histórico de las series y aplicando elementos de juicio. Al igual que en el caso anterior, aquí también se incorpora un ajuste de constante relacionado al período *base*. Tanto este último como la elección del nivel de los fundamentos tienen efectos de primer orden sobre la estimación final. En particular, los cambios en el período base se trasladan uno a uno a la estimación del TCR de equilibrio (en la sección siguiente se presentan aplicaciones empíricas a partir de estos modelos).

Ahora bien, más allá de la forma en que se determinan los valores de largo plazo de las variables fundamentales, existe la inquietud respecto del impacto que pueden haber tenido cambios recientes, como la implementación de la regla de superávit estructural hace algunos años, sobre la dinámica

²⁴ Por ejemplo, en los análisis realizados al interior del BCCh se consideran dos períodos alternativos como base: el año 1994 y el período 1990 a 2002.

del TCR. Esta interrogante ha sido abordada en Caputo et al. (2007), y se concluye que la elasticidad del TCR a los términos de intercambio es mucho más estable cuando se utilizan los términos de intercambio que excluyen el cobre (ver gráfico 13). La razón es que la existencia de un marco de política fiscal distinto, en que se ahorra parte importante del ingreso adicional por el mayor precio del cobre, atenúa el impacto de los términos de intercambio sobre el TCR.²⁵

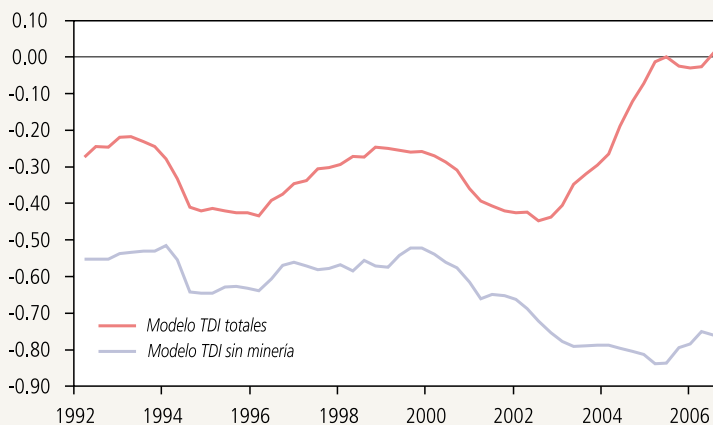
4. Aplicación a 2005

Utilizando los tres paradigmas revisados, es posible calcular valores para el TCR de equilibrio en Chile. Si bien los modelos son útiles para calcular valores de equilibrio de corto plazo, el uso que se les da en la práctica es el de proveer de estimaciones de mediano y largo plazo para el TCR. La razón es que estas estimaciones permiten evaluar en qué medida los valores de TCR observados se alejan de los valores que deberían prevalecer en horizontes más largos.

El cálculo anterior requiere determinar los valores de mediano y largo plazo de los fundamentos, en los modelos FEER y BEER, así como el intervalo de tiempo en que la PPC se podría haber cumplido. El ejercicio que aquí se presenta corresponde a los valores que se habrían obtenido el año 2005, en términos de valores de ese año, tanto para el TCR observado como para fijar una perspectiva del valor de los determinantes fundamentales de mediano y largo plazo. Eso significa que las estimaciones son válidas para ese año particular, y estimaciones del TCR “de equilibrio” para otros momentos requieren de una reevaluación de esos valores fundamentales. El paso desde estas estimaciones a un tipo de cambio nominal peso/dólar debe considerar, adicionalmente, diferenciales acumulados entre la inflación interna y externa y los movimientos de las demás paridades relevantes. En todos los casos se entrega el valor de referencia comparable al TCR publicado por el BCCh (en base 1986 = 100) que alcanzó un valor promedio de 95.1 en el 2005 y 86.8 en diciembre del mismo año.

GRÁFICO 13

Evolución de Elasticidad del TCR a los Términos de Intercambio (TDI) en (17) (cálculo en base a ventana con fecha de inicio fija: 1977.1 y fecha de término t)



Fuente: Caputo, Nuñez y Valdés (2007).

Las estimaciones se acompañan de una estimación de la desviación estándar del valor de TCR calculado que toma en cuenta solo la incertidumbre de la estimación de las ecuaciones clave. Este cálculo de la precisión de la estimación no considera la incertidumbre asociada al valor que efectivamente tienen los fundamentos del TCR; es decir, supone que los valores supuestos son los correctos.

Como se señaló más arriba, el uso de cada método requiere de una serie de supuestos claves, además de la estimación, cuando corresponde, de la relación entre fundamentos y TCR. En el caso de la PPC, el período muestral escogido como referencia para el cálculo de la media incondicional de convergencia es determinante en el resultado. En el caso de BEER, son dominantes los supuestos del valor de convergencia de los fundamentos y la elección de una constante que representa un período base en que el TCR estuvo efectivamente cerca de su equilibrio. En el caso de los FEER, hay dos clases de supuestos clave. Si se utiliza un período ancla en el que se supone existió cercanía entre el TCR observado y su valor de equilibrio, la elección de dicha ancla resulta determinante. Por otro lado, si se utiliza la versión en que se relaciona

²⁵ Además de la regla fiscal, algunos cambios que permitan suavizar el impacto de choques transitorios sobre la dinámica de consumo —como una mayor integración financiera, por ejemplo— pueden ser explicaciones complementarias de este fenómeno.

el TCR con un cierto nivel deseado de la cuenta corriente evaluada a términos de intercambio de tendencia, resultan esenciales la elección de dicho nivel, el supuesto de precios de importaciones y exportaciones, y la validez de suponer que la relación entre el TCR y la cuenta corriente efectivos no tienen nada de anormal.

En el cuadro 4 se presentan las estimaciones. Bajo el paradigma de PPC se presentan cálculos a partir de los datos de TCR de Calderón y Duncan (2003) actualizados a 2005, del TCR oficial y del cálculo de Caputo y Dominichetti (2005). En el primer caso se consideran quiebres en los valores de convergencia en 1975 y en 1982. En los demás casos se usan datos mensuales con muestras 1986-2005 y 1990-2005. Existen argumentos para defender la validez de cada una de estas muestras considerando que hubo cambios relevantes en la estructura económica al comienzo de cada período.²⁶

Bajo el paradigma de BEER, se calcula el TCR suponiendo que los valores de las variables explicativas en (19) se encuentran en su nivel de mediano plazo. En particular, se supone que la variable de productividad relativa crece a la tasa histórica desde el año base, que los términos de intercambio son coherentes con un precio del cobre de 99 centavos de dólar la libra (valor determinado para el cálculo del presupuesto fiscal estructural de ese año), un precio del petróleo de US\$35 el barril,²⁷ y que el gasto de gobierno se proyecta según una tendencia lineal a partir del año 1999. Por último, se supone que la posición de AIN/Y relevante es igual al promedio de los últimos cuatro trimestres y que los aranceles no cambian respecto del último valor observado. Se consideran dos períodos base: el año 1994 y el período 1990 a 2005.

Se utilizan, además, definiciones alternativas de productividad: la productividad media del trabajo (PME) y la productividad total de factores (PTF). Al utilizar esta última medida, los resultados no difieren significativamente, por lo que estos no se reportan. Además, la posición de activos externos netos se mide como el valor acumulado de los déficits en cuenta corriente, que corresponde a la variable AIN/Y . En este caso, para incorporar los potenciales efectos de valoración que puedan existir, se calculan los AIN/Y en dólares constantes (promedio 1986).²⁸

Alternativamente, el departamento de balanza de pagos del BCCh calcula, en frecuencia semestral y con cierto rezago, la posición de activos externos netos que incorpora los efectos de valoración. Con esta serie, los resultados, en términos del TCR de equilibrio, no muestran cambios importantes.

El conjunto de estimaciones entrega un promedio de 93.3 para el TCR de equilibrio. Respecto de este promedio, el valor mínimo, 89.3, se encuentra un 4% por debajo, mientras que el valor máximo, 98.3, se encuentra un 5% por arriba. De esta forma, la amplitud del rango de estimaciones no es mayor que la amplitud que está implícita en cada uno de los modelos individuales.

Para evaluar el impacto de un movimiento de los términos de intercambio, se recalcula el TCR de equilibrio tanto en los BEER como en los FEER, pero con un precio del cobre de 1.21 centavos de dólar la libra y un precio de petróleo mayor, de US\$50 dólares el barril. Los resultados de este ejercicio se presentan en el cuadro 5. En la mayoría de los modelos, el TCR de equilibrio tiende a apreciarse respecto del cálculo inicial. La razón es que, con base en los supuestos alternativos, los términos de intercambio mejoran, lo que hace que tanto los modelos BEER como los modelos FEER basados en la balanza comercial arrojen como resultado un TCR de equilibrio más apreciado.

El modelo basado en una cuenta corriente sostenible, sin embargo, entrega resultados distintos. En este caso, a pesar de la mejora en los términos de intercambio, la cuenta corriente a precios de tendencia cae desde un -2.8% del PIB (para el año 2005) a un -3.7%. Esta caída, que a primera vista parece contraintuitiva, se explica porque, a pesar de que la mejora de los términos de intercambio genera una balanza comercial más superavitaria, las mayores rentas remesadas al exterior (producto

²⁶ El cálculo se realiza sobre medias simples. La desviación estándar se calcula a partir del error estándar de la media de convergencia, suponiendo un proceso AR(1) para cada serie y bajo MCO.

²⁷ Ver recuadro III.2 del Informe de Política Monetaria de enero 2006, para más detalles

²⁸ Existen, sin embargo, potenciales efectos de valoración, tales como ganancias de capital no asociadas a las variaciones cambiarias.

CUADRO 4

Aplicación Empírica: Cálculo de TCR de Equilibrio según Modelos Alternativos

	Descripción datos	Comentario	Equilibrio	Desviación estándar
PPC				
[1]	Mensual, multilateral, serie oficial	Promedio 1986-2005	96.1	8.0
[2]	Mensual, multilateral, serie oficial	Promedio 1990-2005	93.6	5.7
[3]	Mensual, multilateral, Caputo y Domenichetti (2005)	Promedio 1986-2005	98.3	13.5
[4]	Mensual, multilateral, Caputo y Domenichetti (2005)	Promedio 1990-2005	94.2	6.3
[5]	Anual, bilateral con EE.UU., Calderón y Duncan (2003)	Quiebre en 1975	91.2	8.3
[6]	Anual, bilateral con EE.UU., Calderón y Duncan (2003)	Quiebre en 1982	96.0	8.6
[7]	Big-Mac Index Multilateral (2006)	Calculado como el TCR que, a las paridades de mayo del 2006, es coherente con el tipo de cambio nominal que iguala el precio de un Big-Mac en Chile y en los soc. Comerciales.	93.4	ND
FEER				
[8]	Modelo Balanza Comercial , base 1990-2005	Precio de cobre de 99 cent.US\$ la libra y de US\$35 el barril de petróleo	96.0	ND
[9]	Modelo Balanza Comercial , base 1990-2005	Precio de cobre de 99 cent.US\$ la libra y de US\$35 el barril de petróleo	92.6	ND
[10]	Modelo C.Corriente Sostenible , a partir de la cantidades físicas de exp. e imp. del 2005	CC Sostenible=-2,1% del PIB ; CC a Precios de Tendencia=-2,8% del PIB	96.6	ND
[11]	Trimestral, multilateral, Caputo y Domenichetti (2005)	Base 1994 y productividad relativa entre transables y no transables.	92.0	9.4
[12]	Trimestral, multilateral, Caputo y Domenichetti (2005)	Base 1990-2005 y productividad relativa entre transables y no transables.	90.1	9.7
[13]	Trimestral, multilateral, Caputo y Domenichetti (2005)	Base 1994 y productividad media	90.4	8.5
[14]	Trimestral, multilateral, Caputo y Domenichetti (2005)	Base 1990-2005 y productividad media	89.3	8.6

del mayor precio de cobre) tienen un impacto neto negativo sobre la cuenta corriente. Por lo tanto, las rentas remesadas al exterior por parte de las mineras de cobre de propiedad extranjera más que compensan el superávit en balanza comercial generado por el mayor precio del metal. Así, el TCR de equilibrio basado en este último modelo, se depreciaría desde 96.6 a 98.8. Cabe mencionar que, si se excluye el efecto rentas, la cuenta corriente a precios de tendencia mejoraría, pasando desde un -2.8% del PIB (para el año 2005) a un -2.5% y, como resultado, el tipo de cambio se apreciaría desde 96.6 a 95.9, es decir, cerca de un 1%, lo que está en línea con la apreciación que muestran los modelos BEER (cuadro 5). De igual forma, si el precio de tendencia del petróleo no se incrementa a US\$50 por barril, la cuenta corriente a precios de tendencia mejoraría, aun considerando el efecto de las rentas, o sea que en este caso el TCR de equilibrio también se apreciaría.

Los resultados previos muestran la importancia de distinguir el origen de los movimientos de las variables determinantes del TCR. En particular, cuando los términos de intercambio se modifican por cambios ajenos al precio del cobre, la dirección en que

se mueve el TCR es la misma, independientemente del modelo utilizado. Sin embargo, cuando el cambio es generado por una variación del precio del cobre junto a movimientos del precio de algunas importaciones como el petróleo, los resultados pueden diferir entre los distintos modelos, dependiendo del efecto final sobre las rentas, la balanza comercial y, en consecuencia, sobre la cuenta corriente.

V. INDICADORES DEL FUNCIONAMIENTO DEL MERCADO CAMBIARIO

Además de comparar el TCR con estimaciones alternativas de sus valores de mediano y largo plazo, existe un número de indicadores que complementan el análisis del comportamiento del mercado cambiario. En su conjunto, esta información ayuda a evaluar si existe un comportamiento inusual o circunstancias excepcionales en el mercado. En esta sección revisamos algunos de estos indicadores. Dejamos de lado el análisis técnico y el análisis de los flujos de orden²⁹.

²⁹ Para más detalle, ver Abarca et al. (2007) y Selaive (2005).

CUADRO 5

Cálculo de TCR de Equilibrio según Supuestos Alternativos

Descripción datos		Equilibrio inicial (Pcu:0,99 US\$/libra, POIL: US\$ 35)	Equilibrio alternativo (Pcu:1,21 US\$/libra, POIL: US\$ 50) */
FEER			
[8]	Modelo Balanza Comercial, base 1994	96,0	94,3
[9]	Modelo Balanza Comercial, base 1990-2005	92,6	90,9
[10]	Modelo C.Corriente Sostenible, a partir de la cantidades físicas de exp. e imp. del 2005	96,6	98,8
BEER			
[11]	Base 1994 y productividad relativa entre transables y no transables.	92,0	91,5
[12]	Base 1990-2005 y productividad relativa entre transables y no transables.	90,1	89,4
[13]	Base 1994 y productividad media	90,4	90,1
[14]	Base 1990-2005 y productividad media	89,3	88,8

*/ En el caso del modelo de cuenta corriente sostenible, el cambio en el precio del cobre y de petróleo llevan a una cuenta corriente a precios de tendencia algo más deficitaria (desde -2,8% a -3,7% del PIB), la razón es el ajuste de las rentas al exterior, que son más altas producto del mayor precio de cobre.

1. Dinámica de Corto Plazo y “Fundamentos”

Los determinantes fundamentales del tipo de cambio revisados bajo los modelos tipo BEER no solo influyen en la trayectoria de mediano y largo plazo del TCR, sino también en su dinámica de corto plazo. En efecto, si estos determinantes son excepcionalmente favorables, es posible que el valor de la moneda interna se aprecie, aun cuando se trate de una situación transitoria. La ecuación (18) da cuenta de este tipo de dinámica.

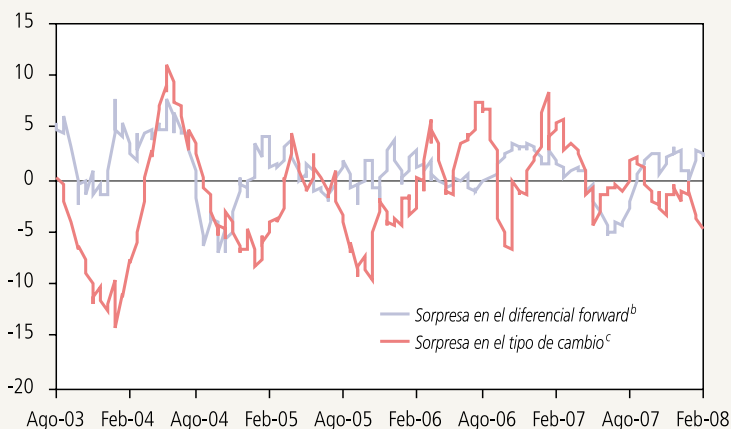
En la taxonomía de conceptos de TCR de equilibrio revisada más arriba, el “equilibrio contemporáneo” entrega un *benchmark* interesante de comparación. Esto, porque la evaluación de si el valor de los fundamentos efectivamente observado es o no capaz de explicar los movimientos, y el nivel del tipo de cambio constituyen información valiosa si se quiere determinar si existe un comportamiento anómalo, como una burbuja. Por ejemplo, si el peso se aprecia en términos nominales con respecto al dólar de EE.UU. y, al mismo tiempo, el dólar se deprecia en los mercados internacionales o el precio de las exportaciones chilenas aumenta significativamente, podría concluirse que no hay nada peculiar en la apreciación. La evaluación podría ser distinta si no se percibe un cambio de fundamentos que explique esa dinámica, abriéndose la posibilidad de que exista una burbuja específica en este mercado.³⁰

Existen diversas maneras de analizar la dinámica de corto plazo del tipo de cambio. En el BCCh se utilizan desde modelos construidos a partir de información de frecuencia diaria hasta modelos tipo BEER de frecuencia trimestral. Este tipo de análisis ha permitido cuantificar la importancia de los movimientos del precio del cobre y del petróleo y del apetito por riesgo existente en mercados internacionales en la determinación del tipo de cambio. Por ejemplo, Cowan et al. (2006) y Rebucci (2002) muestran que el precio del cobre y lo que sucede en los mercados de monedas regionales explican una porción grande de la variabilidad de alta frecuencia del tipo de cambio.

El análisis habitual de la dinámica de corto plazo del tipo de cambio está fuertemente influido por el

GRÁFICO 14

Variación del TCN Efectiva e Indicada por Cambio de Tasas (1) (porcentaje)



Fuente: Banco Central de Chile.

a. “Explicación del movimiento del tipo de cambio ¿qué aporta el diferencial de tasas?”. Economía Chilena 7(3): 57-66.

b. Cambio de diferencial acumulado a 6 años.

c. Noticia respecto de 12 semanas atrás.

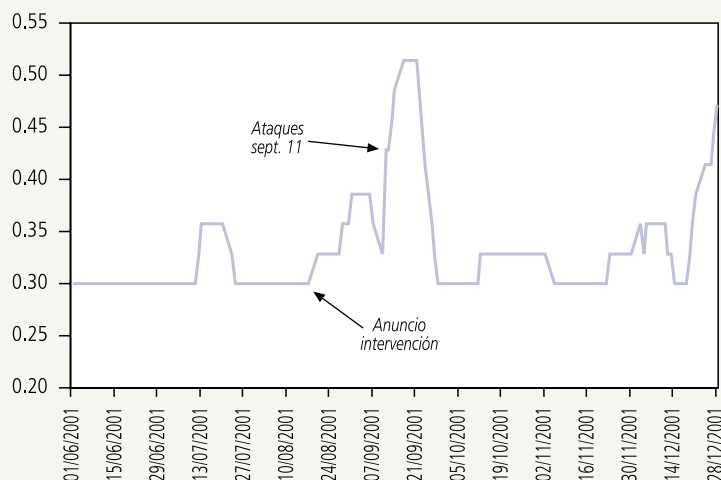
concepto de paridad descubierta de tasas de interés (*uncovered interest rate parity*, UIP). De acuerdo con esta, el tipo de cambio nominal entre dos monedas debería moverse según el diferencial de tasas de interés (corregidas por premios por riesgo) entre esas dos monedas de manera que fuese igualmente rentable invertir en una u otra desde una perspectiva ex ante. Si esto no ocurriera, existiría la posibilidad de arbitraje a través de endeudarse en una de las monedas e invertir en la otra, generándose una ganancia esperada positiva. De esta manera, un aumento (transitorio) de la tasa de interés interna debe apreciar la moneda nacional, para luego depreciarse poco a poco mientras el diferencial de tasas de interés respecto de la situación inicial se mantenga.

A pesar de que las implicancias de la UIP fallan desde el punto de vista empírico, en especial para la dinámica de corto plazo (Isard, 2006), ello no ha disminuido su relevancia en el análisis habitual de la dinámica del tipo de cambio en diversos ámbitos. En el BCCh normalmente se analiza qué sucede con los diferenciales de tasas de interés y cuánto de la dinámica cambiaria pueden explicar sus movimientos. Por ejemplo, Broer y Dominichetti (2004) presentan

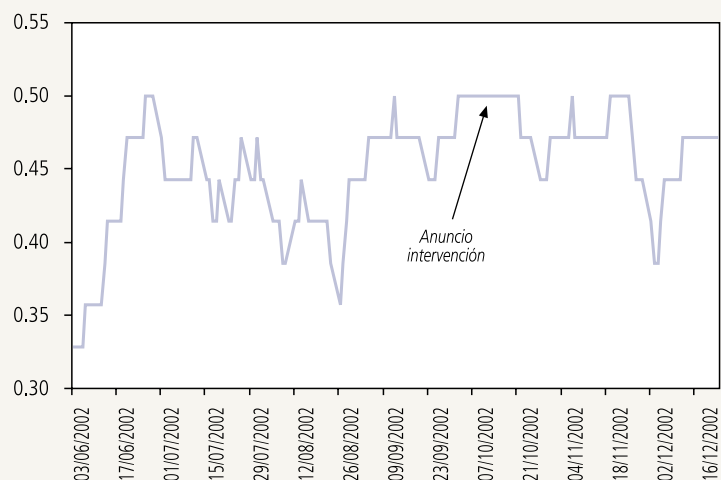
³⁰ Evidentemente, también podría suceder que una burbuja en un fundamento generara movimientos extremos en el tipo de cambio.

Bid-Ask Spread (diferencial medido en pesos)

A. Junio – diciembre de 2001



A. Junio – diciembre de 2002



Fuente: Banco Central de Chile.

un método simple para distribuir movimientos del tipo de cambio que obedecen a variaciones de los diferenciales de tasas de interés y otros motivos. El gráfico 14 es una lámina habitual del paquete de información que se analiza en una reunión de política monetaria basada en ese método.

Otras aplicaciones empíricas de UIP en la economía chilena se encuentran en Zettlemeyer (2003) y Naudon et al. (2003). El primero analiza cómo afectan el tipo de cambio las noticias relacionadas a la estructura de tasas de Chile y EE.UU., y concluye que el tipo de cambio reacciona con fuerza a noticias de las tasas de interés

en EE.UU., pero menos claramente a noticias de tasas en Chile. El segundo muestra que la baja correlación que se observa en Chile entre el premio por riesgo soberano y el tipo de cambio se puede explicar por el efecto del tipo de cambio sobre las finanzas públicas y, por esa vía, en el premio por riesgo.

2. Liquidez y Bid-Ask Spread

Otro indicador que contiene información para evaluar el comportamiento del mercado cambiario es la diferencia entre las puntas vendedoras y compradoras o *bid-ask spread*. Habitualmente existe un precio para comprar (punta vendedora) y un precio para vender (punta compradora) moneda extranjera. Su diferencia mide cuánto se pierde, en valor esperado, por comprar y luego vender el mismo activo suponiendo que su precio no cambia. Si bien el concepto de liquidez —cómo se afecta el precio al vender cierto activo— es difícil de operacionalizar, existe la presunción de que una mayor liquidez está asociada a un diferencial más pequeño. En efecto, en mercados profundos, más transparentes y competitivos, con muchos participantes y grandes volúmenes transados, este diferencial tiende a ser menor. Asimismo, si existe una mayor volatilidad en el tipo de cambio, el diferencial tiende a ser mayor pues es más riesgoso mantener posiciones en moneda extranjera.

El diferencial vendedor-comprador se observa directamente en el mercado interbancario en Chile y es un indicador que se monitorea con regularidad. Un aumento repentino y persistente del diferencial podría indicar cierta pérdida de liquidez y la posibilidad de que el mercado opere de manera imperfecta.

El gráfico 15 presenta el comportamiento del promedio de los últimos siete días hábiles del cierre diario de este

diferencial (medido en pesos) durante los dos períodos en que el BCCh ha intervenido en el mercado cambiario desde el inicio de la flotación en 1999. Previo a la intervención anunciada el 16 de agosto de 2001, desencadenada por la inestabilidad que provocó el término de la caja de convertibilidad de Argentina, no se aprecia un aumento notorio del diferencial. Este, sin embargo, aumenta considerablemente luego de los trágicos eventos del 11 de septiembre de 2001 y la volatilidad de mercados que generaron. En el segundo período, asociado a la incertidumbre sobre el desempeño futuro de Brasil, el diferencial se amplió persistentemente hacia \$0.5 antes de que se anunciara la intervención el 10 de octubre de 2002, la que se materializó en una colocación de documentos (BCD) del BCCh, denominados en dólares y pagaderos en pesos. Por último, cabe señalar que el diferencial vendedor-comprador mostró un aumento considerable durante los ataques especulativos que sufrió el peso en 1998.

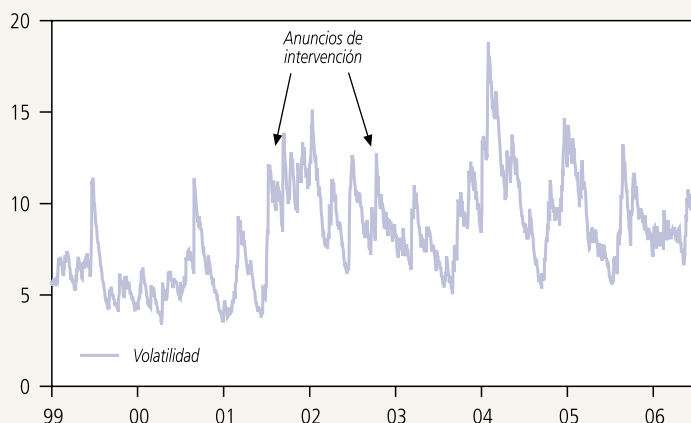
3. Volatilidad

Tal como se menciona en el *Informe de Política Monetaria* de enero del 2004 (recuadro II.1), la flotación cambiaria implica, por definición, un aumento de la volatilidad del tipo de cambio en los mercados de moneda extranjera en períodos más cortos. Esta mayor volatilidad en el corto plazo no implica necesariamente que el *valor presente* de dichas fluctuaciones sea mayor para regímenes cambiarios flexibles. Tal como muestra la evidencia internacional, son precisamente los regímenes cambiarios fijos los que han sufrido los mayores desalineamientos de su tipo de cambio real. En su gran mayoría, estos últimos han sido corregidos mediante grandes devaluaciones nominales, por lo que la *verdadera* volatilidad de estos regímenes puede estar siendo subestimada. Cabe agregar que la evidencia internacional indica que, cuando el grado de desarrollo económico y financiero es más alto, la volatilidad cambiaria no tiene efectos negativos sobre el comercio internacional, la inversión o el crecimiento económico.³¹

La existencia de volatilidad no implica, necesariamente, un comportamiento anormal. Corresponde, más bien,

GRÁFICO 16

Volatilidad del tipo de cambio (% anualizado)



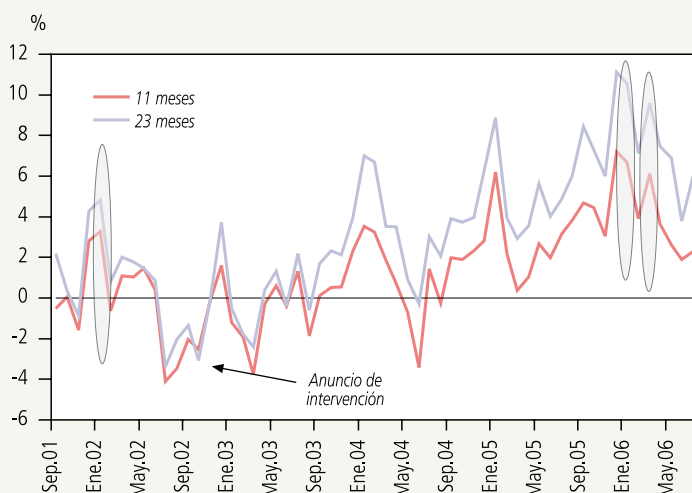
Fuente: Banco Central de Chile.

al arribo de nueva información y su procesamiento por parte del mercado y a la interacción de muchos agentes. Sin embargo, un aumento repentino de la volatilidad podría dar cuenta de un comportamiento anómalo. Si no existe una razón clara para esa mayor volatilidad, la anomalía se hace más evidente.

En el BCCh se analizan tanto volatilidades *ex post* —calculadas a partir de datos de la evolución del tipo de cambio— como *ex ante*, que se basan en las perspectivas del mercado. El método estándar para calcular la volatilidad *ex post* se basa en *Riskmetrics* (González y Jaque, 2005, lo revisan y comparan con otros). Este supone que el tipo de cambio sigue un proceso GARCH (1,1), es decir que el nivel del (log) del tipo de cambio sigue un camino aleatorio con innovaciones cuya volatilidad sigue a su vez un proceso autorregresivo de primer orden. Esto significa que la volatilidad es persistente. El gráfico 16 presenta la evolución de la volatilidad del tipo de cambio desde 1999, identificando los períodos de intervención. Los valores promedio son algo menores que los observados en países desarrollados. En concreto, de acuerdo con el modelo GARCH, la volatilidad cambiaria durante el 2007 (hasta el 17 de mayo) en Chile fue de 4.9%, en tanto en las economías desarrolladas, esta fue de 6.6%.

³¹ Ver Broda (2004) y Rogoff et al. (2003).

Expectativas del tipo de cambio derivadas de la EEE (variación esperada al periodo indicado, porcentaje)



Fuente: Banco Central de Chile.

Las mediciones ex ante de la volatilidad se basan en el precio de contratos de opciones efectivamente ofrecidos. Cuando un banco ofrece una opción, el precio de ese contrato se determina a partir de fórmulas de arbitraje que requieren como insumo la volatilidad del activo subyacente (el tipo de cambio en este caso). De los precios observados, por lo tanto, es fácil calcular la volatilidad que el mercado percibe en el activo subyacente. Durante el primer semestre de 2006, la volatilidad implícita en la paridad peso/dólar llegó a 10.2% anual. Este valor está en el rango alto en comparación con países desarrollados.

4. Expectativas Privadas

Para evaluar posibles movimientos del tipo de cambio, también es útil recurrir a las expectativas de los propios analistas. La encuesta mensual de expectativas que realiza el BCCh a un grupo de aproximadamente 40 analistas, académicos y observadores de la economía nacional permite calcular expectativas de apreciación/depreciación a horizontes de 2, 11 y 23 meses.

Sin duda, en la medida en que las expectativas de mercado implícitamente señalen un cambio en la paridad, ello es un antecedente que apoya una proyección en el mismo sentido. Lo que es más importante, si esa expectativa es especialmente marcada, ello favorece la evaluación de una sobre-reacción actual del tipo de cambio, ya que detrás de expectativa de apreciación

o depreciación abultada está la percepción de que los valores actuales no se mantendrán en el tiempo.

El cálculo de estas expectativas debe tener especial consideración respecto del momento en que se levanta la encuesta, puesto que no tendría mayor sentido comparar expectativas de un momento dado con el tipo de cambio efectivo de otro momento. El gráfico 17 presenta las expectativas de apreciación y depreciación a horizontes de 11 y 23 meses, tomando como referencia el tipo de cambio observado al día de cierre de la encuesta respectiva. Es interesante notar que, previo al período de intervención de 2002, existían expectativas de apreciación relativamente intensas, apoyando la evaluación de que el tipo

de cambio pasaba por circunstancias excepcionales (no se dispone de información de 2001). Por otro lado, se puede destacar que en el escenario central de proyecciones del algunos *Informes de Política Monetaria* se ha incorporado, como supuesto de trabajo, una depreciación del tipo de cambio real en el horizonte de proyección. Como se observa en el gráfico 17 (óvalos, en enero de 2002, y enero y mayo de 2006) este supuesto ha coincidido con expectativas privadas que van en la misma dirección.

VI. COMENTARIOS FINALES

Este documento ha revisado cómo se analiza en la práctica el tipo de cambio en el contexto del análisis de política del BCCh. En particular, hemos examinado la construcción de distintas medidas de TCR de uso habitual. También pasamos revista a los principales paradigmas utilizados regularmente para estimar valores del TCR de mediano y largo plazo o “TCR de equilibrio”, con aplicaciones para el año 2005. Estas estimaciones dan cuenta de la variabilidad de los resultados y del rol que cumplen algunos supuestos clave en dichos cálculos. Por último, repasamos algunos indicadores que informan del normal funcionamiento del mercado cambiario.

No es extraño que el tipo de cambio ocupe un lugar destacado en la agenda de análisis, ya que es una

variable central para la dinámica macroeconómica y la toma de decisiones de política económica. Al mismo tiempo, considerando que el avance de la economía como disciplina es aún insuficiente para una comprensión plena de su comportamiento y coexisten distintos ángulos para analizar el tema, es necesario mantener simultáneamente diversos prismas de observación. Ello no implica que todos los prismas sean correctos al mismo tiempo, pero sí que no existe evidencia suficiente para que uno prime por sobre otro bajo todas las circunstancias. También es claro que hay una cuota ineludible de juicio en el análisis del tipo de cambio. Por ejemplo, la técnica no puede sustituir la elección de supuestos balanceados y coherentes, o la determinación de valores específicos que originen decisiones de política. La rigurosidad técnica, sin embargo, es imprescindible para lograr un análisis bien informado.

REFERENCIAS

- Abarca, A., F. Alarcón, P. Pincheira y J. Selaive (2007). "Tipo de Cambio Nominal Chileno: Predicción en Base a Análisis Técnico." Documento de Trabajo N°425, Banco Central de Chile.
- Arellano, S. y F. Larrain (1996). "Tipo de Cambio Real y Gasto Público: Un Modelo econométrico para Chile" *Cuadernos de Economía* 33(98):47-75.
- Banco Central de Chile (2003). *Modelos Macroeconómicos y Proyecciones*.
- Banco Central de Chile. *Informe de Política Monetaria*. Varios números.
- Bayoumi, T., J. Lee y S. Jayanthi (2005). "New Rates for New Weights." IMF Working Paper N°05/99.
- Bayoumi, T., H. Faruquee y J. Lee (2005). "A Fair Exchange? Theory and Practice of Calculating Equilibrium Exchange Rates." IMF Working Paper N°05/229.
- Broda, C. (2004). "Terms of Trade and Exchange Rate Regimes in Developing Countries." *Journal of International Economics* 63: 31-58, mayo.
- Broer, T.P. y B. Dominichetti (2004). "Explicación del Movimiento del Tipo de Cambio: ¿Qué Aporta el Diferencial de Tasas?" *Economía Chilena* 7(3): 57-63.
- Calderón, C. y R. Duncan (2003). "Purchasing Power Parity in a Emerging Market Economy: A Long-Span Study for Chile." Documento de Trabajo N°215, Banco Central de Chile.
- Calderón, C. (2004). "Un Análisis del Comportamiento del Tipo de Cambio Real en Chile." *Economía Chilena* 7(1): 5-29.
- Caputo, R y B. Dominichetti (2005). "Revisión Metodológica en el Cálculo del IPE e Implicancias sobre los Modelos de Series de Tiempo para el TCR." *Economía Chilena* 8(1): 77-88.
- Caputo, R, M. Núñez y R. Valdés (2007). "Fiscal Policy Rule and the Real Exchange Rate in Chile." Mimeo, Banco Central de Chile.
- Cashin, P. y C.J. McDermott (2006). "Parity Reversion in Real Exchange Rates: Fast, Slow, or Not at All?" *IMF Staff Papers* 53(1): 89-119.
- Céspedes, L.F. y J. De Gregorio (1999). "Tipo de Cambio Real, Desalineamiento y Devaluaciones: Teoría y Evidencia para Chile." Mimeo, DII Universidad de Chile.
- Cerda, R., A. Donoso y A. Lema (2005). "Análisis del Tipo de Cambio Real: Chile 1986-1999." *Cuadernos de Economía* 42(noviembre): 329-56.
- Clark, P.B. y R. MacDonald (1999). "Exchange Rates and Economic Fundamentals: a Methodological Comparison of BEERs and FEERs." En MacDonald, R. y J. Stein, *Equilibrium Exchange Rates*. Boston, MA, EE.UU.: Kluwer Academic Publishers.
- Connolly, M. y J. Deveraux (1997). "The Equilibrium Real Exchange Rate: Theory and Evidence for Latin America." En *Fundamental Determinants of Exchange Rates*, editado por J. Stein, P. Reynolds-Allen y Asociados. Oxford, R.U.: Oxford University Press.
- Cowan, K., D. Rappoport y J. Selaive (2006). "High Frequency Dynamics of the Exchange Rate in Chile." Mimeo, Banco Central de Chile.
- Cumby, R.E. (1996). "Forecasting Exchange Rates and Relative Prices with the Hamburger Standard: Is What You Want What You Get With McParity?" NBER Working Paper N°5675, julio.
- De Grauwe, P. (2005). *Exchange Rate Economics. Where do We Stand?* Cambridge, MA, EE.UU.: MIT Press.
- De Gregorio, J. (2007). *Macroeconomía: Teoría y Políticas*. Lebanon, IN, EE.UU.: Pearson Prentice Hall.
- De Gregorio, J. (2005). "Global Imbalances and Exchange Rate Adjustment" Documento de Política Económica N°15, Banco Central de Chile.
- Driver, R.L. y P.F. Westaway (2004). "Concepts of Equilibrium Exchange Rates." Working Paper N°248, Banco de Inglaterra, diciembre.
- Dunaway, S., L. Leigh y X. Li. (2006). "How Robust are Estimates of Equilibrium Real Exchange Rates: The Case of China." IMF Working Paper N°06/220.

- Edwards, S. y M. Savastano (2000). "Exchange Rates in Emerging Economies: What Do We Know? What Do We Need to Know?" En *Economic Policy Reform: The Second Stage*, editado por Anne Krueger. Chicago, IL, EE.UU.: University of Chicago Press.
- Edwards, S. (1989). *Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment*. Cambridge, MA, EE.UU.: MIT Press.
- Edwards, S. (1987). "Tariffs, Terms of Trade, and the Real Exchange Rate in an Intertemporal Optimizing Model of the Current Account." NBER Working Paper N°2175.
- Edwards, S. (2005). "Is the U.S. Current Account Deficit Sustainable? And If Not, How Costly Is Adjustment Likely to Be?" *Brookings Papers on Economic Activity* 2005(1): 211-88.
- Ellis, L. (2001). "Measuring the Real Exchange Rate: Pitfalls and Practicalities." Research Discussion Paper N°2001-04. Reserve Bank of Australia.
- Faruquee, H. (1995). "Long-Run Determinants of the Real Exchange Rate: A Stock-Flow Perspective." *IMF Staff Papers* 42(1): 80-107.
- Frenkel, J. (2007) "On the Rand: Determinants of the South African Exchange Rate." NBER Working Paper N°13050.
- Fondo Monetario Internacional. *Estadísticas Financieras Internacionales*. Varios números.
- González, H. y F. Jaque (2005). "Revisión de Medidas Alternativas de Volatilidad Cambiaria." Mimeo, Banco Central de Chile.
- Hargreaves, D. y B. White (1999). "Measures of New Zealand's Effective Exchange Rate." *Reserve Bank of New Zealand Bulletin* 62(3): 3-15.
- Isard, P. (1995). *Exchange Rate Economics*. Cambridge, MA, EE.UU.: Cambridge University Press.
- Isard, P. (2006). "Uncovered Interest Parity." IMF Working Paper N°06/96.
- JP Morgan (1993). "Currency Indices for Emerging Markets." *Economic Research Note*.
- Lafrance, R. y P. St.Amant (1999). "Real Exchange Rate Indexes for the Canadian Dollar." *Bank of Canada Review*, otoño.
- Loretan, M. (2005). "Indexes of the Foreign Exchange Value of the Dollar." *Federal Reserve Bulletin*, invierno.
- Naudon A., I. Vera y R. Valdés (2003). "Relación entre el Tipo de Cambio y el *Spread* Soberano: ¿Es Chile Diferente?" *Economía Chilena* 6(2): 71-5.
- Obstfeld, M. y K. Rogoff (1996). *Foundations of International Macroeconomics*. Cambridge, MA, EE.UU.: MIT Press.
- Paiva, C. (2006). "External Adjustment and Equilibrium Exchange Rate in Brazil." IMF Working Paper N°06/221.
- Pearce, D.W. (1992). *The MIT Dictionary of Modern Economics*. Cambridge, MA, EE.UU.: MIT Press.
- Rebucci, A. (2002). "The Determinants of the Chilean Peso/US Dollar Spot Rate under Free Floating: Is There an Argentinean Factor?" Chile: *IMF Staff Country Report* N°02/163.
- Rogoff, K., A. Husain, A. Mody, R. Brooks y N. Oomes (2003). "Evolution and Performance of Exchange Rate Regimes." IMF Working Paper N°03/243.
- Rogoff, K. (1996). "The Purchasing Power Parity Puzzle." *Journal of Economic Literature* 34(3): 647-68.
- Sarno, L. y M. Taylor (2003). *The Economics of Exchange Rate*. Cambridge, MA, EE.UU.: Cambridge University Press.
- Selaive, J. (2005). "Actividad del Mercado Cambiario y Movimientos en el Tipo de Cambio Nominal" *Economía Chilena* 8(3): 75-83.
- Soto, C. y R. Valdés (1998). "Desalineamiento del Tipo de Cambio Real en Chile." Mimeo, Banco Central de Chile.
- The Economist*. Varios números.
- Valdés, R. y V. Délano (1999). "Crecimiento de la Productividad y Apreciación del Tipo de Cambio Real." *Revista de Análisis Económico* 14(1): 3-21.
- Williamson, J. (1983). "The Exchange Rate System." Institute of International Economics, Washington, DC: Policy Analyses in International Economics N°5.
- Wren-Lewis, S. (1992). "On the Analytical Foundations of the Fundamental Equilibrium Exchange Rate." En *Macroeconomic Modelling of the Long Run*, editado por C.P Hargreaves, Aldershot, Hants: Edgard Elgar.
- Zanillo, A. y D. Desruelle (1997). "A Primer on the IMF's Information Notice System." IMF Working Paper N°97/71.
- Zettelmeyer, J. (2003). "Impacto de la Política Monetaria sobre el Tipo de Cambio Bilateral: Chile y Estados Unidos." *Economía Chilena* 6(2): 29-43.

LA PREDICCIÓN DE LA INSOLVENCIA DE EMPRESAS CHILENAS*

Felipe Zurita L.**

I. INTRODUCCIÓN

Este trabajo desarrolla, discute y compara modelos cuantitativos de predicción de insolvencia de empresas chilenas. La utilidad potencial de estos modelos proviene, por una parte, de su aporte a nuestra comprensión del fenómeno de la inestabilidad financiera de empresas del sector real, y por otra, de su aprovechamiento para producir indicadores de alerta temprana que permitan anticipar episodios de insolvencia generalizada.

Existen distintos eventos de interés en relación con la salud (o falta de) salud financiera de una empresa. El incumplimiento ocurre cuando la empresa no cumple algún compromiso financiero en su integridad, como el pago de una cuota de un crédito o el cupón de un bono, ya sea en la fecha establecida (atraso o mora), o en el monto establecido. La insolvencia (o quiebra) económica ocurre cuando el valor económico de los activos es inferior al valor de las obligaciones de la empresa. La insolvencia (o quiebra) contable ocurre cuando el patrimonio contable es negativo, esto es, el valor contable del activo es menor que el del pasivo. Finalmente, la quiebra legal es el procedimiento de liquidación ordenada de los activos de una empresa en situación de insolvencia, declarada en el caso chileno por un Tribunal Civil y de acuerdo con lo estipulado en la Ley N°18.175. Si la preocupación es la cadena de pagos, entonces el incumplimiento debería ser la principal variable a estudiar. En cambio, si la preocupación es la producción del sector real, entonces debería mirarse la insolvencia.

Si bien existe una evidente relación entre estos eventos, esta no es tan estrecha como podría pensarse en primera instancia. Por ejemplo, el incumplimiento, si bien puede ser una señal de insolvencia, no siempre

la predice. El atraso en el pago de obligaciones puede deberse a un problema de liquidez, pasajero. A la inversa, ni la insolvencia económica ni la insolvencia contable son necesariamente precedidas de incumplimiento. En efecto, y aunque no es usual, la quiebra económica se podría producir sin que la empresa hubiese incurrido nunca en mora; piénsese, por ejemplo, en el caso de una empresa que viera caer de modo repentino sus perspectivas de ventas y hubiese emitido bonos cuyos cupones fueran pagaderos en un futuro lejano. La quiebra contable puede, asimismo, ocurrir en una empresa con flujos de caja y activos intangibles (no considerados en el balance) abundantes. Por último, si bien la quiebra legal debe estar precedida de incumplimiento de obligaciones comerciales, este puede no haber afectado a prestamistas o tenedores de bonos (nuestra definición de incumplimiento) sino a proveedores o empleados. A modo de ejemplo, el cuadro 1 resume información de 2794 sociedades anónimas chilenas que existieron en algún período entre 1977 y 2004. De estas, 251 quebraron y 219 tuvieron alguna vez un patrimonio contable negativo, pero solo 28 cumplieron ambas condiciones. Así, solo un 13% de las que tuvieron patrimonio negativo a la larga quebró, y solo un 11% de las que quebraron había tenido alguna vez un patrimonio negativo en el período considerado. El gráfico 1 compara la evolución de ambos indicadores en la misma base de datos.

La relación entre estos cuatro tipos de evento es, entonces, débil y parcial en un sentido estadístico, y sin

* Agradezco los valiosos comentarios de dos árbitros anónimos, así como de Kevin Cowan, Consuelo Edwards, Rodrigo Fuentes, Valeria García, Luis Óscar Herrera, Mariela Iturriaga, Alejandro Jara, Alejandro Micco y Eric Parrado, y especialmente los de Cristián Echeverría. Agradezco también el invaluable apoyo de Dieter Lineberg. Todos los errores son de mi exclusiva responsabilidad.

** Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile; e-mail: fzurita@faceapuc.cl

embargo los cuatro son de interés por sus repercusiones sobre el sistema de pagos. La literatura financiera, por su parte, ha recurrido a todos ellos alguna vez. La quiebra legal es, no obstante, la que probablemente ha recibido mayor atención.

La literatura es también amplia y variada en lo metodológico. Entre los modelos estadísticos se encuentran los de análisis discriminante (Altman, 1968), los modelos *probit* y *logit* (Shumway, 2001; Bunn y Redwood, 2003; Chava y Jarrow, 2004) y los modelos de duración (Duffie y Wang, 2004). Estos modelos, aunque contruidos sobre la base de modelos probabilísticos distintos, comparten el propósito de identificar variables que se comporten distinto cuando el evento ocurre que cuando no lo hace, o que se comporten distinto en empresas que eventualmente han quebrado o caído en insolvencia que en aquellas que no lo han hecho.

Por otro lado encontramos los modelos basados en la teoría de opciones, en la tradición iniciada por Merton (1974), también llamados modelos teóricos o de riesgo de crédito. Este tipo de modelo es de amplia utilización en la industria financiera en la evaluación de riesgo de crédito de corporaciones. Una de sus variantes, el modelo KMV, fue desarrollada por Vasicek (1984) para la corporación KMV (filial de la clasificadora de riesgo Moody's). El eje central del modelo es el cálculo del índice ordinal de distancia a la insolvencia, que corresponde al número de desviaciones estándar (del valor de los activos de la empresa) que separan el valor de la empresa actual de aquel en que se produciría la insolvencia, para un horizonte determinado. A cada distancia al incumplimiento le corresponde una probabilidad de incumplimiento similar a la que se obtendría de un modelo *logit*, *probit*, o de duración. A diferencia de estos, sin embargo, existe una teoría económica formal que la justifica.

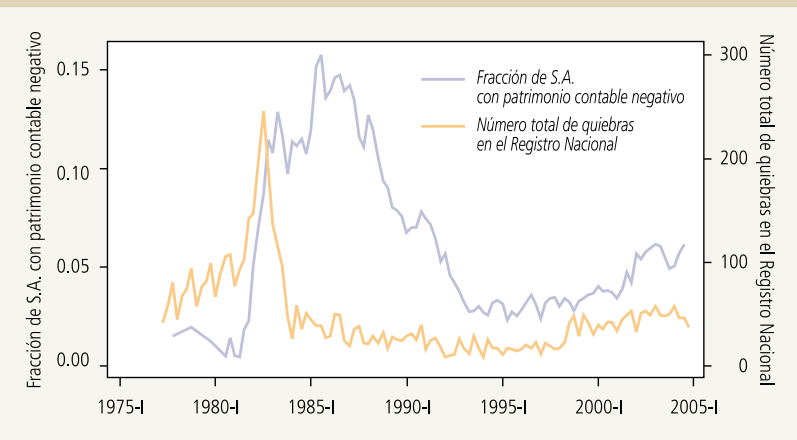
Típicamente, los modelos teóricos estiman probabilidades de quiebra mucho mayores que los modelos estadísticos, estando estos últimos determinados por la frecuencia histórica de

CUADRO 1
Quiebra Legal y Patrimonio Contable

¿Alguna vez...	...tuvo patrimonio contable negativo?		
...quebró legalmente?	No	Sí	Total
No	2352	191	2543
Sí	223	28	251
Total	2575	219	2794

Fuente: Banco Cálculos del autor a partir de Fecus de S.A. (SVS) y Registro Nacional de Quiebras.

GRÁFICO 1
Quiebras y Patrimonio Negativo



Fuente: Cálculos del autor.

ocurrencia de quiebras. Es útil, entonces, distinguir entre riesgo y frecuencia: los modelos teóricos pueden entenderse como señales de alerta sobre la viabilidad de la empresa de no tomarse medidas correctivas. Pero estas medidas de hecho se toman: las empresas en problemas renegocian sus pasivos, reestructuran su deuda, se fusionan, se venden, etc. Por esto no debe sorprender que un modelo teórico acuse un riesgo quizás alto, aun cuando no se registren casos de quiebra.

Respecto de las variables a nivel de empresa usadas como predictores de incumplimiento, en la literatura se han explorado las de origen contable (Altman, 1968, Zmijewski 1984), las variables de mercado, como capitalización bursátil y volatilidad de los retornos accionarios (Shumway, 2001), y las basadas en variables de mercado, como la distancia al incumplimiento (Duffie y Wang, 2004). Diversos autores subrayan que los modelos que ocupan exclusivamente variables contables y macroeconómicas alcanzan niveles de precisión

inferiores en la predicción de la insolvencia (Bunn y Redwood, 2003). Por otro lado, modelos estadísticos que incluyen la distancia al incumplimiento (o la probabilidad estimada de insolvencia) tienden a alcanzar mayor precisión que los modelos de riesgo de crédito (Duffie y Wang, 2004).

Este trabajo estudia alternativas para producir un indicador de riesgo de insolvencia de empresas. Si bien la literatura internacional sirve de guía para este propósito, el análisis empírico del caso chileno presenta desafíos peculiares. Por una parte, la historia de las quiebras en las últimas décadas ha sido muy dispar. Una mayoría abrumadora de las quiebras de sociedades anónimas ocurrieron hace más de veinte años; en la última década casi no las hubo. Por otra parte, la disponibilidad de datos es muy restrictiva más allá de la última década. La combinación de estos hechos implica que no es posible estimar un modelo estadístico mixto (esto es, uno que incluya variables de mercado o de distancia al incumplimiento) como los recomendados por Shumway (2001) o Duffie y Wang (2004). En cambio, se debe optar por (a) un modelo teórico (de riesgo) sin validación directa,¹ aplicado sobre la historia reciente, o (b) un modelo estadístico (de frecuencia) sin base teórica explícita, que puede abarcar un período cuya extensión depende de las variables explicativas que se quiera incorporar. En este estudio se estiman ambos.

Así, este trabajo describe, estima y compara los siguientes modelos: (i) el modelo de riesgo de crédito básico de Merton (1974), de acuerdo con la adaptación empírica de Duffie y Wang (2004); (ii) un modelo *probit* para la estimación del riesgo de quiebra legal; (iii) un modelo *probit* para la estimación del riesgo de salida por razones ajenas a la quiebra, y (iv) un modelo de duración que considera simultáneamente los dos eventos: salida por quiebra y por cualquier otra razón.

Las principales conclusiones son las siguientes:

- El modelo de Merton produce un indicador de riesgo de crédito de buenas propiedades, y que se adelanta en hasta tres trimestres a, por ejemplo, los indicadores de riesgo de la banca. Estima, sin embargo, probabilidades de quiebra demasiado altas en comparación con la frecuencia empírica.
- La tasa de variación del PIB, la tasa de interés y el tipo de cambio real explican razonablemente bien el comportamiento agregado de la tasa de quiebra, tanto en el modelo *probit* como en el de duración. La quiebra a nivel individual, sin embargo, permanece en gran medida inexplicada en un sentido estadístico.
- Las salidas por razones ajenas a la quiebra estarían explicadas en parte por la tasa de variación del PIB, y en mayor parte por factores que al presente estudio se le escapan. Al mismo tiempo, se destaca la estrecha relación entre quiebras y salidas por otras razones, lo que sugiere la utilidad de monitorear esta segunda variable en el análisis de la inestabilidad financiera del sector real.

El resto de este trabajo se organiza como sigue. La sección II describe todos los modelos probabilísticos consultados. La sección III describe los datos utilizados, en tanto la sección IV entrega los detalles de su estimación. La sección V presenta y compara los resultados. La sección VI concluye.

II. MODELOS

1. Modelo de Riesgo de Crédito: Distancia a la Insolvencia

En los modelos derivados de la teoría de opciones, el punto de partida es pensar en el valor de los activos de la empresa como una variable aleatoria. Si denotamos por V el valor de mercado de los activos de la empresa, y por L el valor de su deuda, el cálculo de la probabilidad de quiebra corresponde al cálculo de la probabilidad del evento $\{V < L\}$, valor de los activos menor que el valor de la deuda. Lo esencial del modelo es, entonces, la forma que se le da a la variable aleatoria (o mejor dicho, al proceso estocástico), valor de los activos. La dificultad empírica proviene del hecho de que el

¹ Siempre es posible construir probabilidades a partir de un modelo teórico: en lo medular, se estiman los parámetros de la volatilidad del valor de los activos y se calcula la probabilidad de que este esté por debajo de un determinado umbral. Su validación empírica requeriría, sin embargo, de la existencia de casos de quiebra.

valor económico de los activos no es observable. La teoría de opciones ayuda en su estimación.

Existen diversos modelos de valoración de opciones. Para empresas para las que se conozca el precio de mercado de su propiedad (su patrimonio bursátil), es posible invertir la fórmula de valoración escogida para obtener una estimación tanto del valor de mercado de los activos, como de los parámetros del proceso estocástico que se les atribuye. Los modelos se diferencian en dos aspectos: (1) la forma funcional que se le atribuye a la variable aleatoria V , y (2) el tipo de opción que se considera.

Respecto de la forma funcional, lo habitual es suponer una distribución lognormal para V , de manera que su tasa de variación se distribuya según una distribución normal. Además de su simplicidad, en modelos de tiempo continuo esta elección es natural si se supone que las variaciones porcentuales infinitesimales de V son independientes e idénticamente distribuidas, por el teorema del límite central. Por otro lado, los modelos más sencillos (y comunes) de valoración de opciones permiten obtener soluciones analíticas cerradas bajo este supuesto, lo que constituye una ventaja evidente.

En efecto, en general se supone que el valor del activo en la fecha t denotado indistintamente por $V(t)$ o V_t sigue el proceso browniano geométrico:

$$\frac{dV_t}{V_t} = \mu_A dt + \sigma_A dZ_t, \quad (1)$$

donde dZ_t es un proceso de Wiener estándar, μ_A la tasa media de crecimiento de V y σ_A su desviación estándar. La incertidumbre sobre el valor del activo proviene del riesgo propio del negocio de la empresa (ventas, costos, etc.), que se traduce en riesgo sobre el valor de mercado de los bienes de capital y otros intangibles (por ejemplo, reputación), resumidos en V .

Desde la perspectiva de la fecha $t < T$, esto significa que:

$$\ln V_T \sim N \left(\ln V_t + \left(\mu_A - \frac{1}{2} \sigma_A^2 \right) (T-t), \sigma_A^2 (T-t) \right) \quad (2)$$

Por lo tanto, tenemos:

$$\frac{\ln V_T - \ln V_t - (\mu_A - \frac{1}{2} \sigma_A^2) (T-t)}{\sigma_A \sqrt{(T-t)}} \sim N(0, 1). \quad (3)$$

La insolvencia en T ocurre si $V_T < L_T$. Luego, la probabilidad (en t) de insolvencia en T está dada por:

$$\begin{aligned} \Pr(\{V_T < L_T\}) &= \Pr \left\{ \left| \frac{\ln V_T - \ln V_t - (\mu_A - \frac{1}{2} \sigma_A^2) (T-t)}{\sigma_A \sqrt{(T-t)}} \right| > \frac{\ln L_T - \ln V_t - (\mu_A - \frac{1}{2} \sigma_A^2) (T-t)}{\sigma_A \sqrt{(T-t)}} \right\} \\ &= \Phi \left(\frac{\ln L_T - \ln V_t - (\mu_A - \frac{1}{2} \sigma_A^2) (T-t)}{\sigma_A \sqrt{(T-t)}} \right), \end{aligned} \quad (4)$$

donde $\Phi(\cdot)$ es la función de distribución acumulada de una normal estándar. Obsérvese que L_T se considera conocida en t , aunque no siempre su valor coincida con L_t . La razón es que tanto el endeudamiento como su estructura son variables de decisión, por lo que no cabe describir la incertidumbre respecto de su valor desde la perspectiva de la empresa (aunque sí tendría sentido desde la perspectiva de un observador externo). En la práctica, se trata como un parámetro del problema o, más precisamente, como una secuencia de parámetros. Más aún, por lo general L_T se reemplaza por L_t , es decir, se estima la probabilidad de quiebra suponiendo que el valor de la deuda permanece constante. Este supuesto de hecho tiene sentido si lo que se intenta medir es la fragilidad presente de la empresa; esa fragilidad puede por cierto cambiar si la empresa aumenta o disminuye su endeudamiento.

Alternativamente, uno podría preferir calcular la probabilidad de insolvencia antes de T esto es, del evento “el valor de los activos caiga por debajo de L en algún momento entre hoy y la fecha T $\{V(s) < L | s \in [0, T]\}$ ”. En el caso en que $V(t)$ sigue el proceso descrito en la ecuación (1), esta probabilidad corresponde a:

$$\begin{aligned}
& \Pr(\{V(s) < L \mid s \in [0, T]\}) \\
&= \Phi\left(\frac{\ln L - \ln V_t - (\mu_A - \frac{1}{2}\sigma_A^2)(T-t)}{\sigma_A\sqrt{(T-t)}}\right) \\
&+ 1 - \exp\left[2\frac{(\ln L - \ln V_t)(\mu_A - \frac{1}{2}\sigma_A^2)}{\sigma_A^2}\right] \\
&\left(1 - \Phi\left(\frac{-\ln L + \ln V_t - (\mu_A - \frac{1}{2}\sigma_A^2)(T-t)}{\sigma_A\sqrt{(T-t)}}\right)\right)
\end{aligned} \quad (5)$$

Se define la distancia a la insolvencia (en T desde la perspectiva de t como:

$$\begin{aligned}
D_T &\equiv -\frac{\ln L - \ln V_t - (\mu_A - \frac{1}{2}\sigma_A^2)(T-t)}{\sigma_A\sqrt{(T-t)}} \\
&= \frac{\ln(\frac{V_t}{L}) + (\mu_A - \frac{1}{2}\sigma_A^2)(T-t)}{\sigma_A\sqrt{(T-t)}}.
\end{aligned} \quad (6)$$

Obsérvese que la distribución normal satisface $\Phi(x) = 1 - \Phi(-x)$. Luego:

$$\begin{aligned}
\Pr(\{\ln V_T < \ln L\}) &= \Phi(-D_T) \\
&= 1 - \Phi(D_T).
\end{aligned} \quad (7)$$

La distancia al incumplimiento es, entonces, la imagen inversa de la probabilidad de incumplimiento en T (en contraposición con “hasta T ”), y corresponde al número de desviaciones estándar al que está V antes de llegar a L (esto es, del incumplimiento). Su estática comparativa es la que la intuición indica: el incumplimiento es menos probable mientras menor sea la deuda, mientras mayor sea el valor de los activos, mientras más cercano sea el plazo considerado, mientras mayor sea la tasa de crecimiento esperada del valor de los activos y mientras menor sea su volatilidad. D_T puede también entenderse, entonces, como una medida de apalancamiento ajustada por volatilidad.

El cálculo de D_T , de acuerdo con la fórmula (6), requiere de tres datos inobservables: la esperanza de la

tasa de crecimiento de los activos, μ_A su varianza, σ_A^2 , y el valor económico corriente de los activos, V_t .

Merton (1974) observó que el capital accionario de una empresa da derechos a flujos en T de la misma forma en que lo haría una opción de compra europea sobre el activo a un precio de ejercicio de L . Aplicando la metodología² de Black y Scholes (1973), que supone que el valor de los activos sigue el proceso de la ecuación (1) tal como hemos supuesto a lo largo de esta sección, concluyen que el valor corriente del patrimonio bursátil W_t correspondería al valor de dicha opción:

$$\begin{aligned}
W_t &= V_t \Phi\left(\frac{\ln(\frac{V_t}{L}) + (r + \frac{1}{2}\sigma_A^2)(T-t)}{\sigma_A\sqrt{(T-t)}}\right) \\
&- L e^{-r(T-t)} \Phi\left(\frac{\ln(\frac{V_t}{L}) + (r + \frac{1}{2}\sigma_A^2)(T-t)}{\sigma_A\sqrt{(T-t)}}\right. \\
&\quad \left. - \sigma_A\sqrt{(T-t)}\right),
\end{aligned} \quad (8)$$

donde r es la tasa de interés libre de riesgo.

La ecuación (8) relaciona los valores conocidos W_t , L_t y r con los desconocidos μ_A , σ_A , y V_t y —en principio— permitiría su estimación.

La consideración explícita de la posibilidad de quiebra antes de la fecha T obligaría a modificar la fórmula (8), toda vez que en tal caso el paralelo no es con una opción europea, sino con una opción de barrera (*barrier option*). En efecto, una opción de barrera da a su tenedor el derecho a ejercerla la primera vez que el valor del activo subyacente sea inferior al precio de ejercicio (de manera que su fecha de ejercicio es desconocida de antemano). Sin embargo, la diferencia entre el valor de una opción europea y el de una opción de barrera depende del plazo considerado. La práctica habitual es pensar en un horizonte de un año, plazo en el cual no es común que se produzcan diferencias importantes.

² Esto es, argumentar que una cartera compuesta por el valor de los activos de la empresa y por deuda libre de riesgo, rebalanceada continuamente de un modo particular, produce el mismo perfil de flujos que una opción sobre la acción, y debe, entonces, valer lo mismo. De no ser así, los precios de estos activos admitirían oportunidades de arbitraje.

2. Modelo Probit

El modelo *probit* es un caso particular de una clase de modelos de variable dependiente dicotómica, que postula la existencia de una variable latente (inobservada) y_{it}^* que depende de un vector de variables x_{it} de acuerdo con:

$$y_{it}^* = \beta' x_{it} + \varepsilon_{it}. \quad (9)$$

Una variable dicotómica, en cambio, es observada: si la empresa quiebra ($y_{it} = 1$) o no ($y_{it} = 0$) en cada fecha. Esta toma el valor $y_{it} = 1$ si $y_{it}^* > 0$. Entonces:

$$\begin{aligned} \Pr(y_{it} = 1) &= \Pr(y_{it}^* > 0) \\ &= \Pr(\varepsilon_{it} > -\beta' x_{it}). \end{aligned} \quad (10)$$

Además, si la distribución del error es simétrica, tenemos que

$$\Pr(\varepsilon_{it} > -\beta' x_{it}) = \Pr(\varepsilon_{it} < \beta' x_{it}) = F(\beta' x_{it}).$$

Este tipo de modelo ofrece la posibilidad de aproximación indirecta al cálculo del riesgo de quiebra, en el sentido de que no requiere observar ni reconstruir el valor económico del patrimonio, como ocurre con el modelo de riesgo de crédito. Más aún, en lugar de postular una ley de movimiento fija para la diferencia entre el valor del activo y del pasivo, se plantea una ley de movimiento que depende de un vector de variables observables. Esta es una ventaja importante cuando se plantea el objetivo de entender los determinantes del riesgo de insolvencia. En cambio, este modelo tiene la desventaja de no contar con el respaldo de una teoría económica explícita que colabore en la selección tanto de las variables explicativas como de la forma funcional, como es el caso del modelo de riesgo de crédito, lo que dificulta su interpretación.

En el modelo *probit*, se supone que ε_{it} tiene una distribución normal, independiente e idénticamente distribuida entre empresas, por lo que:

$$\Pr(y_{it} = 1) = \Phi(\beta' x_{it}) \quad (11)$$

El acento en este modelo está puesto, entonces, en la identificación de variables que permitan explicar la propensión a quebrar. Una vez identificado un conjunto

de variables, es posible calcular probabilidades de quiebra en el trimestre siguiente (según la función de distribución utilizada), en que el cálculo se hace condicional en los valores corrientes de las variables independientes. El cálculo de probabilidades de quiebra para horizontes más lejanos requiere de un modelo complementario de la ley de movimiento de las variables explicativas.

3. Modelo de Duración

Los modelos de duración están íntimamente ligados a los de variable dicotómica. También en ellos se estudia un evento dicotómico, pero el foco no se pone en la probabilidad inmediata de ocurrencia del evento, sino en la forma de la distribución del tiempo estocástico que transcurre hasta que el evento ocurre.

Se plantea una densidad $f(\tau)$ para la variable aleatoria fecha en la que el evento «quiebra de la empresa» ocurre,³ $\tilde{\tau} > 0$.

El tiempo se trata como una variable continua. Se definen la distribución acumulada $\Pr(\tilde{\tau} < \tau) \equiv F(\tau)$ (probabilidad de salir antes de la fecha τ), la función de supervivencia $S(\tau) \equiv 1 - F(\tau)$ (probabilidad de no haber salido antes de τ) y la función de riesgo $h(\tau) \equiv \lim_{d\tau \rightarrow 0} \Pr(\tau \leq \tilde{\tau} \leq \tau + d\tau \mid \tilde{\tau} \geq \tau) / d\tau = f(\tau)/S(\tau)$ o intensidad de transición. Cabe notar que la intensidad de transición no es, en general, la densidad sobre la fecha de quiebra condicional en haber sobrevivido hasta τ , sino la envolvente de tales condicionales, para cada fecha; esto, porque se construye tomando de cada densidad condicional su primer punto. En cambio, la intensidad de transición es una medida del nivel de riesgo a que está sometida la empresa en cada momento. Así, tenemos que $S(\tau) = \exp \{-\int_0^\tau h(s) ds\}$.

En esencia, el modelo simple de duración supone que la probabilidad de que ocurra el evento de interés depende del tiempo en que se haya estado expuesto al riesgo. En modelos más complejos, la probabilidad de ocurrencia depende también de otras variables, ya sean características de la empresa o características de su ambiente, tanto estáticas como dinámicas.

³ Técnicamente, τ es un tiempo de primera pasada. En realidad, de única pasada, puesto que la quiebra se entiende como un estado absorbente.

Si la intensidad de transición es constante ($h(\tau) = h$ para todo τ), entonces la fecha de salida tiene una distribución exponencial, con densidad:

$$f(\tau) = h \exp\{-h\tau\}. \quad (12)$$

Por tanto:

$$F(\tau) = \int_0^\tau h \exp\{-hs\} ds = 1 - \exp\{-h\tau\} \quad (13)$$

y

$$S(\tau) = 1 - F(\tau) = \exp\{-h\tau\}. \quad (14)$$

En este caso, la probabilidad de ocurrencia del evento en el próximo período (discreto, esto es, en el próximo intervalo unitario de tiempo) si sobrevivió hasta ahora, está dada por:

$$F(1) = \int_0^1 h \exp\{-hs\} ds = 1 - \exp\{-h\} \quad (15)$$

y la probabilidad de ocurrencia en cada uno de los próximos τ períodos (discretos, de largo 1) desde la perspectiva de hoy es:

$$F(\tau+1) - F(\tau) = \exp\{-h\tau\} (1 - \exp\{-h\}). \quad (16)$$

Una generalización directa de este modelo admite distintas intensidades para cada empresa: $h_i = h(\mathbf{x}_i)$. Por ejemplo, $h(\mathbf{x}_i) = \exp\{\beta' \mathbf{x}_i\}$. En este modelo, cada empresa tiene una intensidad de transición constante; las diferencias de intensidad entre empresas se explican por diferencias en sus características específicas. La clase de modelos que adopta esta perspectiva se conoce con el nombre genérico de funciones de riesgo proporcional (Lancaster, 1990).

En otra dimensión, es posible imaginar la intensidad de transición como una función de variables que cambien en el tiempo: $h_{it} = h(\mathbf{x}_{it})$. En este caso, (16) es la probabilidad de salida en cada fecha futura condicional en que el valor de $\mathbf{x}_{it}$ no cambie. El cálculo de la probabilidad incondicional de salida requiere, entonces, entender la dinámica de $\mathbf{x}_{it}$, toda vez que esta probabilidad está dada por la fórmula:

$$E_{\mathbf{x}_i} \left[\int_\tau^{\tau+1} h \exp\{-hs\} ds \mid \mathbf{x}_{it} \right]. \quad (17)$$

El modelo de intensidad constante es particularmente atractivo en el caso de las quiebras de empresas, no tanto por su simplicidad, sino por lo intuitivo que resulta entender la fragilidad de la empresa como resultante de su condición financiera presente y las perspectivas de mercado futuras, sin importar su pasado ni su antigüedad. En efecto, aun cuando la antigüedad de la empresa pueda ser informativa respecto de la estabilidad del mercado en que opera, o del prestigio que su o sus marcas hayan alcanzado, son en última instancia estos factores (la estabilidad del mercado y el prestigio) los responsables de su bajo riesgo de quiebra, y no su antigüedad per se. Sin embargo, esto mismo implica que, para que sea razonable escoger un modelo de duración constante, se debe tener cierta seguridad de haber incorporado las variables relevantes al lado derecho.

Duffie y Wang (2004) (y su versión revisada, Duffie et al., 2005) proponen un modelo de duración para sociedades anónimas que considera dos tipos de evento: la quiebra de la empresa, y la salida por otras razones (por ejemplo, su transformación en sociedad cerrada, o su fusión o absorción por parte de otra empresa). La consideración explícita de este otro evento puede ser importante por dos razones: que la reestructuración sea un camino para evitar la quiebra, o que este evento ocurra con frecuencia mucho mayor que el primero. Por ejemplo, Duffie et al. (2005) trabajan con una base de datos en que ocurrieron 175 bancarrotas y 872 fusiones o compras.

Estos autores definen la salida como la desaparición de la empresa de la base de datos. Se consideran dos destinos por separado: la insolvencia (definida de diversas formas) y todos los demás. Sean λ la intensidad de salida por insolvencia, y α la intensidad de salida por cualquier otra razón. Entonces:

$$h = \lambda + \alpha. \quad (18)$$

Siguiendo a Duffie y Wang (2004), suponemos las siguientes formas funcionales:

$$\lambda_{it} = \exp(\boldsymbol{\mu}' \mathbf{x}_{it}) \quad y \quad (19)$$

$$\alpha_{it} = \exp(\boldsymbol{v}' \mathbf{x}_{it}). \quad (20)$$

Obsérvese que la dinámica de las variables exógenas $\{\mathbf{x}_{it}\}$ le imprime dinámica a las intensidades de salida.

La probabilidad, desde la perspectiva de la fecha t , de que la empresa i caiga en insolvencia dentro de τ periodos está dada por:

$$E_{\tilde{x}_i} \left[\int_{\tau}^{\tau+1} \exp(\boldsymbol{\mu}' \mathbf{x}_{it}) \exp(-(\exp(\boldsymbol{\mu}' \mathbf{x}_{it}) + \exp(\boldsymbol{\nu}' \mathbf{x}_{it}))s) ds \middle| \mathbf{x}_{it} \right]. \quad (21)$$

Cabe señalar que, en su totalidad, los modelos presentados en esta sección se centran en el cálculo de una probabilidad de insolvencia para cada empresa, y no toman en cuenta eventuales nexos entre ellas. En efecto, la única manera en que eventuales efectos agregados se pueden incorporar es a través de variables explicativas agregadas, ya sea a nivel de la economía (variables macro) o de sectores.

III. DATOS

Se consultaron las siguientes bases de datos:

1. Base Quiebras: Registro Nacional de Quiebras (1977-2004), elaborado por la Superintendencia de Quiebras.

En el Registro se consignan el RUT y otros datos identificatorios, y la fecha de la declaración de quiebra,⁴ entre otros detalles. El Registro no distingue entre personas naturales y jurídicas. El cuadro 2 resume la distribución en el tiempo (por trimestres) de las 5364 declaraciones de quiebra registradas. Esta evolución se ilustra en el gráfico 2, junto con el negativo de la variación porcentual anual del PIB real trimestral. La relación es evidente; el coeficiente de correlación es de 63% (1978-2004).

De las 5364 quiebras, 3614 tienen registrado un RUT. De estas últimas, 251 corresponden a empresas con Fecu. Debe tenerse presente, no obstante, que recién en 1982 se crea la Fiscalía Nacional de Quiebras (hoy Superintendencia de Quiebras), en el marco de la nueva ley de Quiebras (N° 18175), y la obliga a llevar un registro, por lo que la información anterior a esa fecha es fragmentada.

2. Base Fecu: Fecu de sociedades anónimas, elaborada por la Superintendencia de Valores y Seguros, de diciembre de 1977 a septiembre de 2004 (trimestral a partir de 1981).

CUADRO 2

Quiebras de Sociedades Anónimas, 1977-2004

	Número de sociedades anónimas	Número de quiebras	Porcentaje
1977	1861	1	0.05
1978	1957	11	0.56
1979	1916	29	1.51
1980	1853	153	8.26
1981	485	24	4.95
1982	262	5	1.91
1983	267	9	3.37
1984	242	2	0.83
1985	250	2	0.80
1986	244	0	0.00
1987	243	2	0.82
1988	246	2	0.81
1989	264	0	0.00
1990	269	3	1.12
1991	285	2	0.70
1992	318	0	0.00
1993	332	0	0.00
1994	350	0	0.00
1995	401	0	0.00
1996	463	0	0.00
1997	481	1	0.21
1998	448	0	0.00
1999	479	0	0.00
2000	470	1	0.21
2001	485	2	0.41
2002	508	0	0.00
2003	508	0	0.00
2004 ^a	505	2	0.40

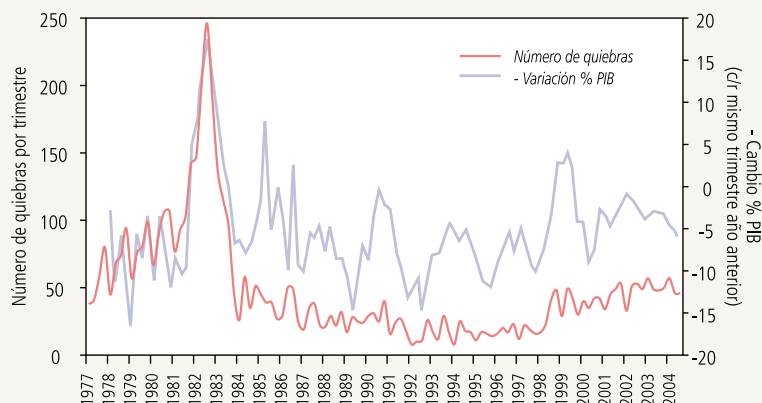
Fuente: Cálculos del autor.

a. Al tercer trimestre.

En esta base existen 2794 sociedades anónimas (S.A.), y 39480 observaciones de balances individuales trimestres-empresa, esto es, 14.1 trimestres en promedio por cada empresa. De estas sociedades, 251 están consignadas en el Registro de quiebras, esto es, el 9%.

⁴ La fecha de la solicitud de quiebra no se consigna en la base, puesto que solamente se registran las quiebras declaradas y una vez que este hecho ha sido publicado en el Diario Oficial.

Número de Quiebras



Fuente: Superintendencia de Quiebras y cálculos del autor.

Esta cifra es alta, sin duda. Cabe señalar, sin embargo, que casi todas ellas se concentran en el período 1979-1983, y en particular en 1980 (cuadro 2).

Debe tenerse presente, asimismo, el cambio en la ley de S.A. de octubre de 1981 (N° 18046), que crea la diferencia entre sociedades abiertas y cerradas, y que, entre otros aspectos, fija la obligatoriedad de entregar información pública solo a las primeras. En consecuencia, en la base hay sociedades que optaron por cerrarse: véase el número de empresas a diciembre de cada año, en el cuadro 3.

Si dividimos el número de quiebras por el número de empresas en cada año, conseguimos la tasa de quiebras entre empresas con Fecu, que se presenta en el cuadro 4.

Obsérvese que esto significa que sobre 2000 empresas salieron por razones distintas a la quiebra legal. El número sigue siendo alto aun cuando nos restringimos al período posterior a 1984. En efecto, algunas S.A. deciden cerrarse aun cuando prosperen, por diversas razones. Pero también es frecuente que una S.A. en peligro de insolvencia sea comprada o absorbida por otra, sin llegar jamás a la quiebra legal. Esto nos obliga a ser cautelosos al interpretar la quiebra legal como único indicador de insolvencia.

3. Base Bolsa: Precios y número de acciones de sociedades anónimas cotizadas en la Bolsa de Comercio de Santiago, de la base FecusPlus⁵ (1994:4 a 2004:4).

Esta base contiene el patrimonio bursátil de 203 empresas en el período de 1994:4 a 2004:4. Cabe se-

ñalar que 48 de esas empresas ingresaron después del trimestre inicial, y 24 salieron antes del final.

4. Base Macro: una serie de indicadores de desempeño macroeconómico, obtenidas en su mayoría de los Indicadores Económicos y Sociales 1960-2000 del Banco Central, y de la página web del Banco.

A grandes rasgos, el período 1977-2004 puede dividirse en dos. El primero, de 1977 a 1989, es un período muy volátil, con una profunda recesión comprendida entre dos períodos de recuperación acelerada. De las 251 quiebras legales

de S.A. de que tenemos registro, 240 ocurrieron en ese período.

El segundo, de 1990 a 2004, es un período de crecimiento sostenido interrumpido por una desaceleración más o menos prolongada. Aquí se consolidó un sistema financiero más profundo, abierto, y con un mayor grado de transparencia y control. Muchas empresas emitieron bonos de bajo riesgo, comprados en su mayoría por fondos de pensiones y compañías de seguros; ninguna de ellas ha cesado sus pagos. Es probable que esto obedezca en parte al hecho de que la suspensión o cesación de pagos motivaría su inmediata reclasificación, perdiendo el grado de inversión. Por otro lado, solo seis S.A. quebraron en el período, y ninguna de ellas se encuentra en la Base Bolsa. Esto, como se indicó anteriormente, hace imposible la validación empírica de cualquier modelo restringido a este período.

IV. ESTIMACIÓN

1. Modelo de Riesgo de Crédito

Del cruce de las bases Bolsa y Fecu se obtuvieron las variables patrimonio bursátil (W) y deuda (expresadas en millones de UF) entre 1994:4 y 2004:3, enterando a lo sumo 40 trimestres por empresa. Sin embargo, la serie de deuda no se

⁵ La base FecusPlus es elaborada por la propia Bolsa; los datos usados en este trabajo fueron procesados por el Banco Central.

puede usar de manera directa. Esto, porque el modelo supone que el monto L debe ser pagado en su totalidad en la fecha T , mientras que la situación habitual es que las empresas tengan deudas que deben pagar en una secuencia de cuotas o cupones. En la práctica, ya sea por simplicidad o (como en nuestro caso) por falta de información detallada de la estructura de la deuda, se ha adoptado la convención de definir L como la suma de la deuda de corto plazo (a menos de un año) y la mitad de la deuda de largo plazo (a más de un año), ambas medidas a valor libro, convención a la que el presente trabajo adhiere.⁶ En segundo lugar, la deuda cambia en el tiempo, tanto si es amortizada como por la contratación de nueva deuda. Tomar en cuenta la amortización requeriría de información detallada, que no está disponible. Tomar en cuenta la contratación de nueva deuda no tendría sentido dentro del espíritu del modelo, puesto que el riesgo aumenta al contratar esa nueva deuda y no en el momento en que solo existe la posibilidad de que eso se haga. La convención en esta materia, y a la cual también adhiere el presente trabajo, es suponerla constante para efectos de estos cálculos.

Se calcularon entonces la distancia al incumplimiento (D) y la probabilidad de insolvencia de acuerdo a las ecuaciones (6) y (4) para el plazo de 4 trimestres. Siguiendo a Duffie y Wang (2004), tanto la serie $\{V_t\}$ como σ_A y μ_A se consiguieron de la aplicación recursiva de las siguientes ecuaciones:

$$W_t = V_t \Phi \left(\frac{\ln \left(\frac{V_t}{L} \right) + 4 \left(r + \frac{1}{2} \hat{\sigma}_A^2 \right)}{\hat{\sigma}_A \sqrt{4}} \right) - L_t e^{-4r_t} \Phi \left(\frac{\ln \left(\frac{V_t}{L} \right) + 4 \left(r + \frac{1}{2} \hat{\sigma}_A^2 \right)}{\hat{\sigma}_A \sqrt{4}} - \hat{\sigma}_A \sqrt{4} \right). \quad (22)$$

$$\hat{\mu}_A = \frac{1}{T} \sum_t (\ln V_t - \ln V_{t-1}).$$

$$\hat{\sigma}_A^2 = \frac{1}{T} \sum_t \left(\ln \frac{V_t}{V_{t-1}} - \hat{\mu}_A \right)^2.$$

La tasa de interés que se usó es la tasa de interés promedio (TIP) para operaciones reajustables en UF de 90 a 365 días del último mes del trimestre, en base trimestral de composición continua. El vector inicial

V_0 corresponde al total de la deuda más el patrimonio bursátil. El punto de quiebra, en cambio, es L : la deuda de corto plazo más la mitad de la deuda de largo plazo. La estimación se realizó en Matlab.⁷

Obsérvese que en la fórmula de valoración (8) no aparece $\hat{\mu}_A$, sino r . Ello ocurre porque el valor de la opción se obtiene de la probabilidad neutral al riesgo, que tiene media r . No obstante, $\hat{\mu}_A$ es un insumo en el cálculo de D .

Como señaláramos en la Introducción, es importante destacar que ninguna de las empresas consideradas quebró legalmente ni incurrió en incumplimiento⁸ en ese período. Por otro lado, por definición el patrimonio bursátil no puede ser negativo. Luego, si bien del modelo se desprenden probabilidades de ocurrencia de quiebra económica de todos modos, no es posible estimar su grado de confianza, por ejemplo por medio del cálculo de errores tipo I o tipo II. El único método de validación parcial disponible sería el de comparar las series agregadas de probabilidad de quiebra con, por ejemplo, la tasa de quiebras legales de empresas en general (sin cotización bursátil) o los indicadores de riesgo de la cartera de colocaciones de los bancos, como la cartera vencida o las provisiones.

2. Modelos Estadísticos

Los modelos se estimaron por máxima verosimilitud. En el caso del modelo de duración constante, cuando las variables explicativas cambian en el tiempo en intervalos discretos $t = 1, 2, 3, \dots, T$, la muestra $\{\mathbf{x}_{it}, y_{it}\}_{t=1}^T$ está asociada a la función de verosimilitud:

$$\ell = \prod_{i=1}^n \prod_{t=1}^T \left(g(\mathbf{x}_{it})^{y_{it}} \prod_{s=1}^t (1 - g(\mathbf{x}_{is}))^{1-y_{is}} \right) f(\mathbf{x}_{i1}, \dots, \mathbf{x}_{iT}), \quad (23)$$

donde $g(\mathbf{x}_{it})$ es la probabilidad de salida (quiebra) de la empresa i en el período $(t, t+1)$ condicional en $\mathbf{x}_{it}$ y y_{it}

⁶ De contarse con información detallada de la duración típica de los bonos de empresas chilenas y estadounidenses, sería posible considerar la necesidad de adaptar esta convención a una realidad acaso diferente.

⁷ Para ver el programa y el detalle del procedimiento, consulte Zurita (2008).

⁸ El incumplimiento se entiende relativo a las obligaciones derivadas de los bonos emitidos. No contamos con información de los créditos bancarios ni de los pagos a proveedores.

es la indicatriz que toma el valor 1 si la empresa salió en el intervalo $(t, t+1)$ y 0 si no, y $f(\cdot)$ es la densidad conjunta de la serie $\{\mathbf{x}_{it}\}$.

En el caso del modelo de intensidad constante, tenemos:

$$g(\mathbf{x}_{it}) = \exp \left\{ -h(\beta' \mathbf{x}_{it}) \right\} \left(1 - \exp \left\{ -h(\beta' \mathbf{x}_{it}) \right\} \right)^{-1} \quad (24)$$

por lo que la función de log-verosimilitud queda:

$$\begin{aligned} \ln \ell &= \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T \left\{ y_{it} \ln g(\mathbf{x}_{it}) \right. \\ &\quad \left. + \sum_{s=1}^t (1 - y_{is}) \ln \left(1 - g(\mathbf{x}_{is}) \right) \right\} \\ &= \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T \left\{ y_{it} \ln \left(\exp \left\{ -h(\beta' \mathbf{x}_{it}) \right\} \right) + \right. \\ &\quad \left. + \ln \left(1 - \exp \left\{ -h(\beta' \mathbf{x}_{it}) \right\} \right) \right\} \\ &\quad + \sum_{s=1}^t (1 - y_{is}) \left\{ \ln \left(1 - \exp \left\{ -h(\beta' \mathbf{x}_{is}) \right\} \right) \right. \\ &\quad \left. + \ln \left(1 - \exp \left\{ -h(\beta' \mathbf{x}_{is}) \right\} \right) \right\} \end{aligned} \quad (25)$$

Siguiendo a Duffie et al. (2004), se usó la función $h(\mathbf{x}_{it}) = \exp\{\beta' \mathbf{x}_{it}\}$. Ellos además notan que la salida de empresas por razones ajenas a la quiebra es mucho más frecuente que la quiebra en sí, lo que sugiere la importancia de considerar explícitamente este otro evento. Para incorporar en el modelo de duración ambos eventos, la indicatriz y_{it} se divide en dos partes. Se denota por y_{it}^{λ} la variable dicotómica que toma el valor 1 si la empresa i salió en el intervalo $(t, t+1)$ por haber caído en insolvencia, y 0 en caso contrario, e y_{it}^{α} la variable dicotómica que

toma el valor 1 si la empresa i salió en el intervalo $(t, t+1)$ por una razón distinta a la insolvencia. Entonces, $y_{it} = y_{it}^{\lambda} + y_{it}^{\alpha}$.

Sea $g^{\lambda}(\mathbf{x}_{it} | \mu, \nu)$ la probabilidad condicional de que $y_{it}^{\lambda} = 1$, y $g^{\alpha}(\mathbf{x}_{it} | \mu, \nu)$ la correspondiente para y_{it}^{α} . En nuestro caso, dado el supuesto de intensidades constantes, tenemos:

$$\begin{aligned} g^{\lambda}(\mathbf{x}_{it} | \mu, \nu) &= \frac{\lambda}{\lambda + \alpha} \int_0^1 (\lambda + \alpha) \exp \left\{ -(\lambda + \alpha)s \right\} ds \\ &= \frac{\lambda}{\lambda + \alpha} \left(1 - e^{-(\lambda + \alpha)} \right) \\ &= \frac{\exp(\mu' \mathbf{x}_{it})}{\exp(\mu' \mathbf{x}_{it}) + \exp(\nu' \mathbf{x}_{it})} \end{aligned} \quad (26a)$$

$$\begin{aligned} g^{\alpha}(\mathbf{x}_{it} | \mu, \nu) &= \frac{\alpha}{\lambda + \alpha} \left(1 - e^{-(\lambda + \alpha)} \right) \\ &= \frac{\exp(\nu' \mathbf{x}_{it})}{\exp(\mu' \mathbf{x}_{it}) + \exp(\nu' \mathbf{x}_{it})} \end{aligned} \quad (26b)$$

Esto es, la probabilidad de salida se descompone de manera aditiva entre ambas causas.

Los estimadores $\hat{\mu}$ y $\hat{\nu}$ maximizan, entonces, la función de verosimilitud correspondiente (véase Zurita, 2008).

V. RESULTADOS

1. Modelo de riesgo de crédito

Así como los patrimonios contable y bursátil difieren de manera muy importante, lo propio ocurre con los valores estimados contable y económico de los activos.

Cabe señalar que el valor económico estimado está muy influenciado por el patrimonio bursátil. Los cuadros 3 y 4 contienen algunas estadísticas descriptivas de estas series.

El cuadro 5 contiene estadísticas descriptivas básicas de los valores estimados de σ_A y μ_A .

A partir de las estimaciones de σ_A y μ_A , y de la información sobre L_p se calcularon distancias a la insolvencia y probabilidades de insolvencia de acuerdo con (6) y (4), respectivamente. El promedio de la probabilidad calculada de insolvencia para la muestra completa (7048 trimestres-empresa) es de 4.9%, con una dispersión considerable, como se aprecia en el cuadro 6.

Las series de tiempo de la probabilidad de insolvencia se grafican para empresas seleccionadas en los gráficos 3 a 5. Estos ejemplos ilustran lo sensible que es la probabilidad estimada de quiebra a la distancia entre el valor económico de la empresa y el punto de quiebra.

Para los propósitos de este trabajo, interesa no la probabilidad de quiebra de una empresa en particular, sino la del conjunto de empresas de la economía, o al menos las observables, esto es, con cotización bursátil. Una medida cruda de la inestabilidad agregada se puede obtener del promedio simple de estas probabilidades, que se ilustra en el gráfico 6. A modo de comparación, se han incluido en ella tres medidas de riesgo financiero: la razón cartera vencida a colocaciones bancarias, la razón provisiones por colocaciones a colocaciones bancarias, y la tasa de quiebras calculada en la muestra de S.A. con Fecu. Los cuadros 7 y 8 contienen estadísticas descriptivas de estas variables.

Sobresalen los siguientes hechos:

- El nivel de la probabilidad de quiebra dista mucho de la frecuencia empírica de quiebras en el período

CUADRO 3

Estadísticas Descriptivas de Activos y Patrimonio

Variable (millones de UF)	Media	Desv. estándar	Mínimo	Máximo
Patrimonio bursátil ^a	10,983	27,900	0	666,567
Patrimonio contable ^b	7,901	18,078	-1,731	179,456
Valor económico de la empresa ^c	13,202	31,654	0	674,000
Valor contable de la empresa ^a	12,046	28,049	0	270,871
N	7,078	7,078	7,078	7,078

Fuentes: a. Fecus+, b. Fecus, SVS y c. estimaciones propias.

CUADRO 4

Matriz de Correlaciones de Activos y Patrimonio

		Patrimonio		Valor del activo	
		Contable	Económico	Contable	Económico
Patrimonio	Contable	1.0000			
	Económico	0.8530	1.0000		
Valor del activo	Contable	0.9099	0.8091	1.0000	
	Económico	0.8571	0.8724	1.0000	

Fuente: Cálculos del autor.

CUADRO 5

Estadísticas Descriptivas de Parámetros Estimados

Variable	Media	Desviación estándar	N
σ_A	0.178	0.146	195
μ_A	-0.001	0.056	196

Fuente: Cálculos del autor.

CUADRO 6

Quiebra Legal y Patrimonio Contable

Variable	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo	Observac.
Prob. total	0.0485035	0.1463767	0	1	$N = 7048$
-- entre		0.1557699	0	1	$n = 195$
-- al interior		0.089201	-0.602383	0.8054447	T-bar = 36.1436

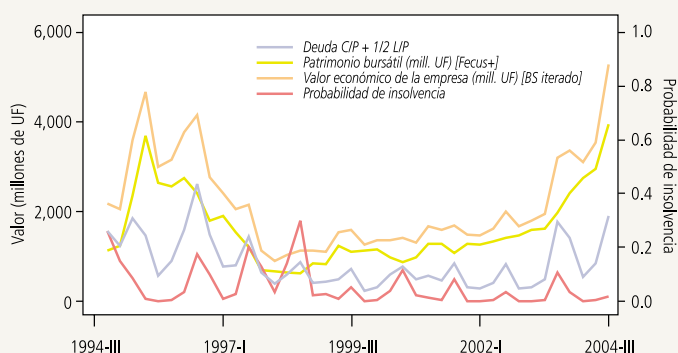
Fuente: Cálculos del autor.

do considerado: 0% en el caso de las empresas consideradas en el cálculo de la probabilidad, y 0.3% si la muestra se amplía a todas las sociedades anónimas abiertas. Como ya se mencionó,

GRÁFICO 3

Ejemplo 1

(una empresa que se mantuvo solvente pese a la caída de su valor)

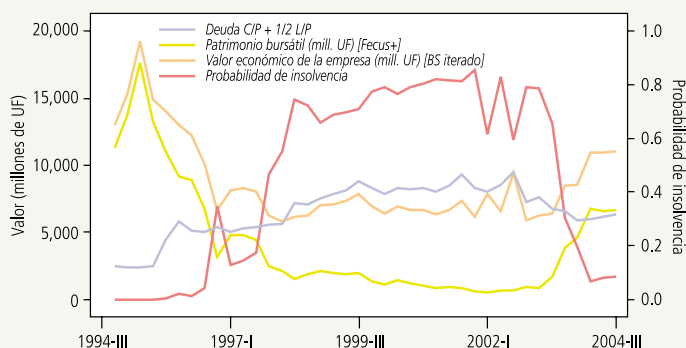


Fuente: Cálculos del autor.

GRÁFICO 4

Ejemplo 2

(una empresa que se recuperó de un riesgo alto)

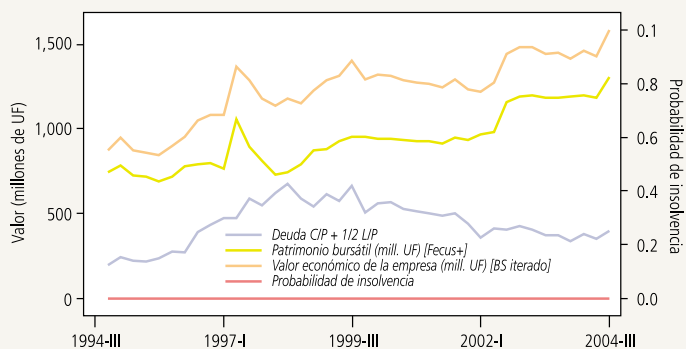


Fuente: Cálculos del autor.

GRÁFICO 5

Ejemplo 3

(una empresa solvente en todo el período)



Fuente: Cálculos del autor.

esto mismo ocurre en Tudela y Young (2003), y es también la razón por la que KMV cambia la escala de la probabilidad estimada de quiebra para que coincida con las frecuencias empíricas.

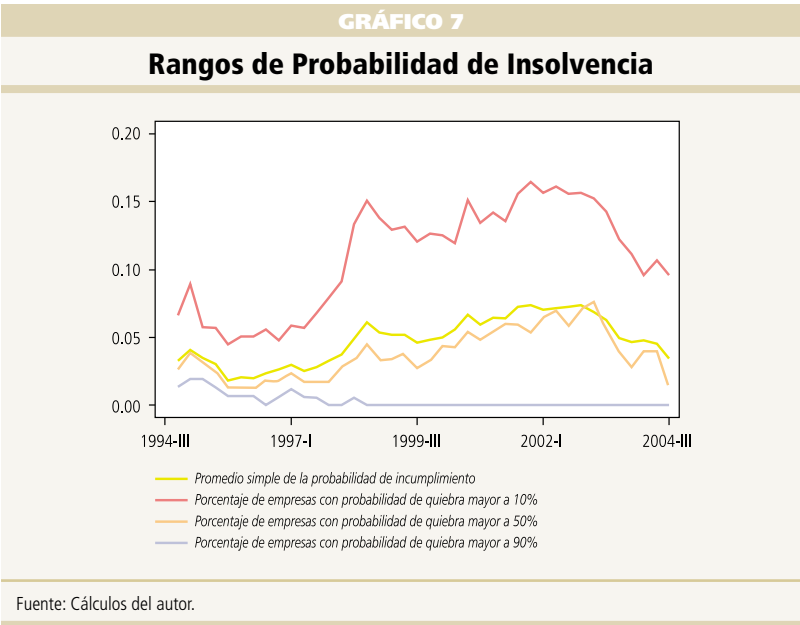
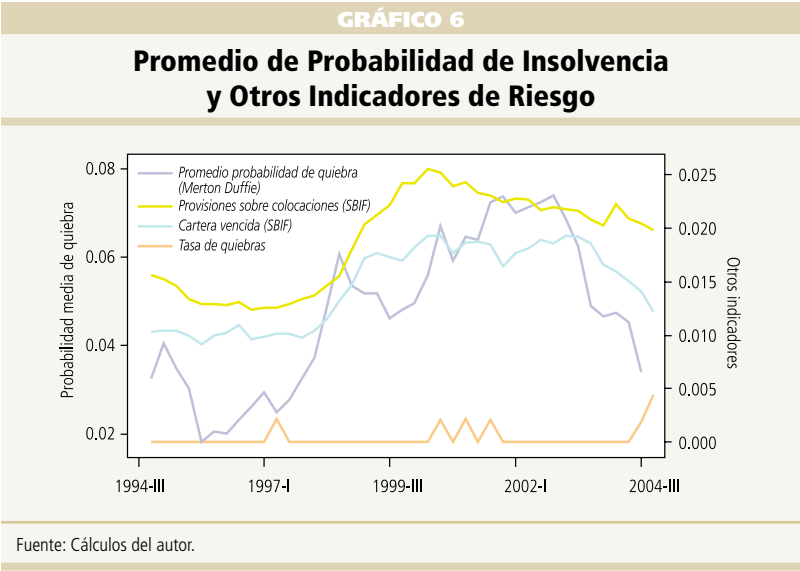
- Al aumentar la probabilidad promedio de quiebra, crece también su dispersión. En efecto, la banda que contiene las empresas con probabilidad de quiebra entre 10% y 90% multiplica varias veces su tamaño a medida que crece el promedio de probabilidades de quiebra (gráfico 7). Esto habla del aumento de la heterogeneidad de la situación financiera de las empresas que se produciría en un período recesivo o de desaceleración.
- La volatilidad del promedio de probabilidades de quiebra es también muy superior a la de los otros indicadores. Esto es, en cierta medida, consecuencia de la volatilidad de los precios de las acciones, que explica una parte importantísima de la volatilidad de los valores estimados de activos.
- No obstante lo anterior, la correlación entre la probabilidad promedio de quiebra de las sociedades anónimas abiertas y los dos índices de riesgo considerados de las colocaciones bancarias es bastante alta, superando en ambos casos el 80%. Esto significa que, aun cuando la magnitud y la volatilidad del indicador resultarían exageradas si se las interpretara como predictores de frecuencia de quiebras, su evolución sí parece ser un buen indicador (ordinal) de riesgo de incumplimiento.
- Más aún, la distribución completa de probabilidades de quiebra reacciona, como es previsible, a las turbulencias de los mercados financieros y de la economía en general. En efecto, esto se puede apreciar en el gráfico 8, que muestra la distribución de probabilidades de insolvencia en distintos

momentos del tiempo. Cada línea corresponde a un trimestre particular, y representa qué fracción de las empresas tuvo en ese trimestre una probabilidad de insolvencia mayor que la indicada en el eje horizontal (es decir, si x representa la probabilidad de quiebra y $F(x)$ su distribución acumulada, el gráfico 8 muestra la función $1-F(x)$ para distintos momentos del tiempo). Miremos, por ejemplo, cómo evolucionó la fracción de las empresas con una probabilidad de insolvencia de 10% o más. Esta fracción fue de solo un 4% en el trimestre 1995:4; en 2000:1, luego de las crisis asiática y rusa y de la explosión de la burbuja de las acciones de internet, había subido a un 12%. A finales del 2001, luego del ataque a las torres gemelas y la crisis argentina, subió a un techo de 17%. Un año después había bajado un punto, para volver a niveles inferiores al 10% a fines de 2004. De igual modo, el aumento de la dispersión entre empresas se aprecia en el hecho de que las distribuciones no se mueven en paralelo, sino que cambian su forma, además de su posición.

- Finalmente, el promedio de las probabilidades de quiebra parece anticipar el movimiento de los indicadores de riesgo de la banca en uno o dos trimestres. Por ejemplo, su correlación con el índice de cartera vencida adelantado entre 0 y 3 trimestres se indica en el cuadro 9. Para sustanciar esta aseveración, el cuadro 10 contiene los resultados de un VAR del índice de cartera vencida y de la probabilidad de insolvencia, y el cuadro 11 algunos criterios de selección de orden de precedencia.

2. Modelos Estadísticos

Sin importar la forma funcional o las variables explicativas que se ocupen, todo modelo de variable dicotómica de la quiebra tiene como ingrediente fundamental la ocurrencia de eventos de quiebra. Esto, porque la estimación se basa en



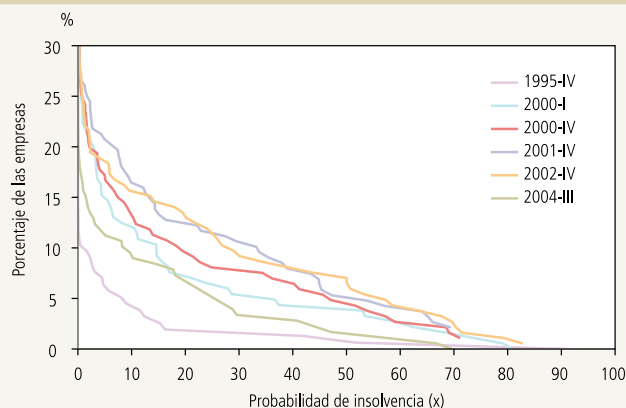
CUADRO 7

Estadísticas Descriptivas de los Indicadores de Riesgo (1999:4 a 2004:3)

Variable	Media	Desviación estándar	N
Probabilidad de quiebra	0.048	0.017	40
Cartera vencida (SBIF)	0.015	0.004	40
Provisiones (SBIF)	0.019	0.005	40
Tasa de quiebra legal	0.000	0.001	40

Fuente: Cálculos del autor.

Distribución Acumulada de Probabilidad de Insolvencia



Fuente: Cálculos del autor.

CUADRO 8

Correlación entre Índices de Riesgo

	Tasa de quiebra legal	Provisiones	Cartera vencida	Probabilidad de quiebre
Tasa de quiebra legal	1.0000			
Provisiones (SBIF)	0.1895	1.0000		
Cartera vencida (SBIF)	0.1448	0.9535	1.0000	
Probabilidad de quiebra	0.1167	0.8133	0.8629	1.0000

Fuente: Cálculos del autor.

CUADRO 9

Correlación entre Probabilidad Estimada y Cartera Vencida (porcentaje)

Adelanto	0	1	2	3
Correlación	86.3	88.5	88.9	86.0

Fuente: Cálculos del autor.

la comparación de los casos u observaciones en que el evento ocurrió con los casos en que no. En nuestro caso, la base de datos en que contamos con variables de mercado (base Bolsa) no tiene casos de quiebra legal. Luego, si nuestro interés es predecir quiebras legales, nos debemos restringir a variables macroeconómicas y contables. La base Fecu, por otro lado, tiene la ventaja de contener series mucho más largas, abarcando desde 1977 (con saltos) hasta 2004, y no de 1994 a 2004 como la base Bolsa. Los modelos estadísticos se estimaron, entonces, con el cruce de las bases Quiebras, Fecu y Macro.

Así, se estimaron dos modelos *probit*, uno con la quiebra legal como variable dependiente, y otro con la salida por cualquier razón distinta a la quiebra, ambos con efectos aleatorios. La estimación conjunta de estos modelos no es posible con datos de panel. Por otro lado, se estimó también un modelo de duración con ambos tipos de salida considerados explícita y simultáneamente.

En todos estos casos, las variables explicativas macroeconómicas son la tasa de crecimiento del PIB trimestral a 4 trimestres, la tasa de captación promedio para operaciones reajustables en UF de 30 a 365 días del último mes de cada trimestre, y un índice de tipo de cambio real construido con base en el tipo de cambio observado, ajustado tanto por las variaciones de la UF como por las del IPC de EE.UU. El cuadro 12 muestra estadísticas descriptivas de estas variables. El modelo implícito supone que el valor de cada empresa depende de las perspectivas de sus ventas, resumidas en la variable de estado crecimiento del PIB, y de los márgenes corrientes,

afectados por precios (comunes) de insumos y precios inobservados de productos. Las diferencias entre empresas y las diferencias entre industrias se entienden incorporadas en los efectos aleatorios.

Cabe destacar que la fecha de la quiebra legal corresponde al trimestre en que el tribunal declara la quiebra, y no al trimestre en que esta es solicitada. Si se piensa que (i) las condiciones económicas desfavorables preceden a la solicitud de quiebra, y (ii) esta a la declaración de quiebra, y en plazos que dependen, entre otras cosas, del tribunal donde se presenta la causa, es evidente que la fecha utilizada en este trabajo es una aproximación bastante imprecisa de la fecha de ocurrencia del evento que nos ocupa. Contamos, no obstante, con información del año (pero no del trimestre) en que cada causa fue presentada en un subconjunto de los casos de quiebra de S.A. con que trabajamos, que alcanza a un 64% del total. De ese universo, en un 81% de los casos la quiebra fue declarada en el mismo año que fue solicitada, un 16% al año siguiente, y un 2% al año subsiguiente. En consecuencia, solo en un 2%

de los casos sabemos que el rezago fue de al menos cuatro trimestres; podría ser que en el 80% de los casos la quiebra se declarara en el mismo trimestre

CUADRO 10

**Precedencia: VAR de probabilidad
estimada y cartera vencida**

Variable	Coefficiente	Error estándar
Equation 1: cartvenc		
L.cartvenc	1.077	(0.171)
L2.cartvenc	-0.233	(0.241)
L3.cartvenc	-0.168	(0.231)
L4.cartvenc	0.111	(0.152)
L.Prob	-0.002	(0.027)
L2.Prob	0.087	(0.038)
L3.Prob	-0.052	(0.039)
L4.Prob	0.003	(0.029)
Intercept	0.002	(0.001)
Equation 2: Prob		
L.cartvenc	1.358	(1.166)
L2.cartvenc	-0.857	(1.644)
L3.cartvenc	-0.590	(1.573)
L4.cartvenc	0.833	(1.035)
L.Prob	1.029	(0.185)
L2.Prob	0.017	(0.262)
L3.Prob	-0.293	(0.263)
L4.Prob	0.011	(0.199)
Intercept	0.000	(0.004)
N	36	
Log-likelihood	342.579	

Fuente: Cálculos del autor.

en que se solicitó, de manera que el rezago al que se refiere el punto (ii) podría no ser demasiado grande en la mayor parte de los casos, y es bastante homogéneo. Respecto del punto (i) no tenemos mayor información cuantitativa. En este contexto, el gráfico 2 resulta sorprendente: la correlación contemporánea entre el crecimiento de la economía y el número de quiebras declaradas es bastante alta. Por tanto, con un criterio pragmático se escogió incluir cuatro rezagos de las variables macroeconómicas explicativas en cada una de las regresiones estudiadas.

Asimismo, se incorporó como variable explicativa individual la razón deuda a activos (ambas contables). Sin duda, y como enfatizan Chava y Jarrow (2004), existen diferencias importantes en el nivel de riesgo del valor de los activos entre industrias, por lo que similares niveles de endeudamiento no implican similares niveles de riesgo. De hecho, esta es precisamente la razón por la que Duffie y Wang (2004) privilegian el uso de la distancia al incumplimiento como medida de endeudamiento ajustada por riesgo. Sin embargo, y como se explicó, la combinación de dos factores imposibilitó el uso de esa variable en estos modelos: (1) la falta de información de precios de acciones para sociedades abiertas anterior a 1994, y (2) la presencia de un gran número de empresas cerradas. En estas circunstancias, parecería apropiado un modelo de coeficientes aleatorios que pudiera manejar de mejor forma esta heterogeneidad, pero entendemos que este tipo de modelo no ha sido desarrollado en el contexto del modelo *probit* para paneles (Hsiao y Pesaran, 2004), analizan modelos de coeficientes aleatorios en panel para modelos lineales).

En análisis de regresión no reportados se probaron modelos que incorporaban, además, otras variables de tipo contable. Se probaron diversos indicadores,

CUADRO 11

Criterios de selección de orden

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	269.997				1.2e-09	-14.8887	-14.858	-14.8007
1	335.895	131.8*	4	0.000	3.8e-11	-18.3275	-18.2354*	-18.0636*
2	340.022	8.254	4	0.083	3.7e-11*	-18.3345*	-18.181	-17.8947
3	342.051	4.0587	4	0.398	4.2e-11	-18.2251	-18.0101	-17.6093
4	342.579	1.0554	4	0.901	5.2e-11	-18.0322	-17.7558	-17.2404

Fuente: Cálculos del autor.

CUADRO 12

Estadísticas Descriptivas de Variables Independientes

	Observaciones	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
Crecimiento	99	0.04531	0.0592115	-0.1906	0.1383
Tasa de interés	100	6.63681	3.8442770	0.0500	18.2800
Tipo de cambio	100	170.35	37.25	89	236

Fuente: Cálculos del autor.

por ejemplo el de activo circulante sobre deuda. En todos los casos se obtuvieron coeficientes no significativos desde una perspectiva tanto estadística como económica. Hasta cierto punto, quizás esto no deba sorprender, si se toma en cuenta el enorme divorcio entre el patrimonio económico y el contable que se discutió en la sección anterior.

Los resultados de las regresiones se muestran en los cuadros 13 a 15.

La primera regresión *probit*, referida a la quiebras legales, tiene un muy buen ajuste global: su pseudo R^2 es de 85.5%.⁹ Por otro lado, cada una de las tres variables macroeconómicas consideradas tiene una incidencia significativamente distinta de cero en un sentido estadístico cuando se las considera como grupo, esto es, sin diferenciar entre los diversos rezagos incluidos, como se desprende de los tests de razón de verosimilitud reportados en el cuadro 13. Esto, pese a que, en su mayor parte, los rezagos de cada variable aparecen como no significativos cuando se toman por separado.

Respecto del signo de los coeficientes, aun cuando hay cierta variación dependiendo del rezago considerado (especialmente en el caso de la tasa de crecimiento del PIB), la suma de todos los coeficientes asociados a cada variable tiene el signo esperado. Así, la ecuación estimada refleja una probabilidad de quiebra legal que decrece con el crecimiento económico, y que aumenta con la tasa de interés y el tipo de cambio real. La razón de endeudamiento, en cambio, no tiene significancia estadística en este modelo.

Sin embargo, el impacto de las variables macroeconómicas no es muy importante, como se aprecia al final del cuadro 13 (Efectos marginales). De hecho, de moverse adversamente todas las variables en una desviación estándar, tendríamos un aumento

de la probabilidad de quiebra de la empresa de solo un 0.33%. Este cambio es sin duda pequeño, y refleja la incapacidad del modelo de explicar los casos individuales. El buen ajuste del modelo como un todo, entonces, se explicaría por los efectos aleatorios. No obstante lo anterior, ese es el mismo efecto predicho en el promedio de las probabilidades individuales de quiebra. Si se toma en cuenta que la probabilidad de quiebra promedio en la muestra es de solo 0.64%, vemos que el efecto marginal descrito es, para el agregado, de magnitud considerable.

El modelo de duración deja una impresión muy similar: la intensidad de ocurrencia de quiebras depende negativamente (y de manera significativa en el sentido estadístico) de la tasa de crecimiento de la economía, y positivamente de la tasa de interés y el tipo de cambio real. Una vez más, la magnitud de los efectos es pequeña a nivel individual, pero de significancia económica si se considera el promedio de las empresas. Así, el efecto de largo plazo de un cambio adverso de una desviación estándar en todas las variables macroeconómicas aumentaría la probabilidad de quebrar de una empresa (o del promedio de ellas) en 0.27%.

El gráfico 9 ilustra las tasas de quiebra efectivas y predichas por los dos modelos considerados. El cuadro 18 entrega estadísticas descriptivas de estas series.

El modelo *probit* y el de duración muestran una capacidad similar de predicción; la correlación entre cada uno de ellos con la tasa efectiva de quiebras es de 57% y 59%, respectivamente. La correlación de los predictores entre sí alcanza un 86%. Las quiebras

⁹ La log-verosimilitud del modelo es de -205.5, mientras la del modelo con una sola constante es de -1,418.6.

CUADRO 13

Probit sobre Quiebras
(efectos aleatorios)

Regresión N° 1: Probit

Variable dependiente: *dummy*=1 si quiebra en el trimestre

Log-verosimilitud = -205.5109

Número de observaciones: 26,666 (828 empresas)

Observaciones por grupo: min = 1, promedio = 32.2, max =94

LR $\chi^2 = 40.46$ Prob > $\chi^2 = 0.0007$

Variable	Coefficiente	Error est.	z	P > z	Intervalo confianza 95%	
Tasa de crecimiento	2.5182	2.1163	1.19	0.234	-1.6296	6.6660
t-1	-3.0761	2.5265	-1.22	0.223	-8.0279	1.8758
t-2	0.6090	2.5422	0.24	0.811	-4.3735	5.5915
t-3	-1.1459	2.5789	-0.44	0.657	-6.2005	3.9086
t-4	-3.3833	2.0252	-1.67	0.095	-7.3526	0.5860
Subtotal	-4.4781					
Tasa de interés	0.0578	0.0282	2.05	0.04	0.0026	0.1131
t-1	0.0779	0.0307	2.54	0.011	0.0178	0.1380
t-2	0.0027	0.0287	0.09	0.926	-0.0536	0.0590
t-3	0.0332	0.0342	0.97	0.332	-0.0339	0.1003
t-4	-0.0113	0.0311	-0.36	0.717	-0.0723	0.0497
Subtotal	0.1603					
Tipo de cambio real	0.0021	0.0081	0.26	0.792	-0.0138	0.0180
t-1	0.0047	0.0124	0.38	0.703	-0.0196	0.0291
t-2	-0.0184	0.0126	-1.46	0.144	-0.0432	0.0063
t-3	0.0002	0.0141	0.01	0.991	-0.0274	0.0277
t-4	0.0180	0.0091	1.97	0.048	0.0001	0.0359
Subtotal	0.0066					
Razón deuda/activos	0.0001	0.000	0.45	0.651	-0.0004	0.0007
Constante	-5.1273	0.8249	-6.22	0.000	-6.7440	-3.5105
$\ln \sigma_u$	-15	3,607			-7,085	7,055
σ_u	0.0006	0.9985				
ρ	3.06×10^{-7}	0.0011				

Test de razón de verosimilitud para $\rho = 0$: $\bar{\chi}^2 = 0$ Prob $\geq \bar{\chi}^2 = 1$

Test de hipótesis: significancia del conjunto completo de rezagos de cada variable

	LR $\bar{\chi}^2$	Prob > $\bar{\chi}^2$
Tasa de crecimiento	16.12	0.0065
Tasa de interés	20.24	0.0065
Tipo de cambio real	10.08	0.0729

Efectos marginales (una desviación estándar)

	Evaluados en la media		Evaluados en la mediana	
	Instantáneo	Largo plazo	Instantáneo	Largo plazo
Tasa de crecimiento	0.04%	-0.08%	0.03%	-0.06%
Tasa de interés	0.06%	0.18%	0.05%	0.13%
Tipo de cambio real	0.02%	0.07%	0.02%	0.05%
Razón deuda/activos	0.00%		0.00%	

Fuente: Cálculos del autor.

CUADRO 14

Probit sobre Salidas
(efectos aleatorios)**Regresión N° 2: Probit sobre salidas**Variable dependiente: *dummy*=1 si sale (no por quiebra) en el trimestre

Log-verosimilitud=-1,479.5681

Número de observaciones: 26,606 (795 empresas)

Obs. por grupo: min = 1, promedio = 33.5, max =94

LR χ^2 = 27.81 Prob> χ^2 = 0.0333

Variable	Coefficiente	Error est.	z	P> z	Intervalo confianza 95%	
Tasa de crecimiento	-1.8373	1.0288	-1.79	0.074	-3.8538	0.1791
<i>t</i> -1	1.5423	1.0862	1.42	0.156	-0.5865	3.6711
<i>t</i> -2	0.1674	1.1527	0.15	0.885	-2.0919	2.4266
<i>t</i> -3	-1.1008	1.0368	-1.06	0.288	-3.1329	0.9313
<i>t</i> -4	-0.5251	0.9231	-0.57	0.569	-2.3343	1.2841
Subtotal	-1.7535					
Tasa de interés	0.0049	0.0143	0.34	0.732	-0.0231	0.0329
<i>t</i> -1	-0.0101	0.0150	-0.67	0.5	-0.0394	0.0192
<i>t</i> -2	0.0004	0.0146	0.03	0.976	-0.0283	0.0291
<i>t</i> -3	-0.0031	0.0141	-0.22	0.824	-0.0308	0.0245
<i>t</i> -4	0.0034	0.0139	0.24	0.809	-0.0239	0.0306
Subtotal	-0.0045					
Tipo de cambio real	0.0042	0.0033	1.29	0.197	-0.0022	0.0106
<i>t</i> -1	-0.0077	0.0050	-1.54	0.123	-0.0176	0.0021
<i>t</i> -2	0.0064	0.0054	1.18	0.238	-0.0042	0.0170
<i>t</i> -3	-0.0019	0.0056	-0.33	0.738	-0.0128	0.0091
<i>t</i> -4	0.0015	0.0037	0.41	0.681	-0.0057	0.0087
Subtotal	0.0025					
Razón deuda/activos	0.0003	0.0001	2.57	0.01	0.0001	0.0006
Constante	-2.7708	0.3915	-7.08	0	-3.5380	-2.0035
$\ln \sigma_u$	-1.2342	0.2405			-1.71	-0.763
σ_u	0.5395	0.0649				
ρ	0.2254	0.0420				

Test de razón de verosimilitud para $\rho = 0$: $\bar{\chi}^2$ =25.85 Prob $\geq \bar{\chi}^2 = 0$ **Test de hipótesis: significancia del conjunto completo de rezagos de cada variable**

	LR $\bar{\chi}^2$	Prob> $\bar{\chi}^2$
Tasa de crecimiento	7.46	0.1886
Tasa de interés	0.65	0.9856
Tipo de cambio real	4.72	0.4511

Efectos Marginales (una desviación estándar)

	Evaluados en la media		Evaluados en la mediana	
	Instantáneo	Largo Plazo	Instantáneo	Largo Plazo
Tasa de crecimiento	-0.21%	-0.20%	-0.21%	-0.20%
Tasa de interés	0.04%	-0.03%	0.04%	-0.03%
Tipo de cambio real	0.31%	0.18%	0.11%	0.18%
Razón Deuda/Activos	0.00%		0.00%	

Fuente: Cálculos del autor.

CUADRO 15

Modelo de Duración

Regresión N°3: Modelo de duración, ecuaciones simultáneas

Log-verosimilitud=-1.666,6495

Número de observaciones: 26.665 (830 empresas)

LR $\chi^2 = 992,58$ Prob > $\chi^2 = 0.0000$

1. Intensidad de quiebras

Variable dependiente: *dummy*=1 si quiebra en el trimestre

Variable	Coefficiente	Error est.	z	P > z	Intervalo confianza 95%	
Tasa de crecimiento	-4.8769	7.3026	-0.67	0.504	-19.1897	9.4359
t-1	-3.6558	7.8747	-0.46	0.642	-19.0900	11.7784
t-2	12.9210	8.9139	1.45	0.147	-4.5499	30.3920
t-3	-6.8170	8.4702	-0.80	0.421	-23.4182	9.7843
t-4	-14.4352	6.9578	-2.07	0.038	-28.0723	-0.7982
Subtotal	-16.8639					
Tasa de interés	0.1173	0.1197	0.98	0.327	-0.1172	0.3519
t-1	0.1457	0.1118	1.30	0.193	-0.0735	0.3648
t-2	-0.0395	0.1002	-0.39	0.693	-0.2360	0.1570
t-3	0.2079	0.1125	1.85	0.065	-0.0126	0.4285
t-4	0.0735	0.1033	0.71	0.477	-0.1290	0.2760
Subtotal	0.5049					
Tipo de cambio real	0.0131	0.0288	0.46	0.648	-0.0433	0.0696
t-1	0.0226	0.0434	0.52	0.602	-0.0625	0.1077
t-2	-0.0627	0.0458	-1.37	0.171	-0.1526	0.0271
t-3	0.0237	0.0507	0.47	0.640	-0.0757	0.1232
t-4	0.0357	0.0315	1.13	0.258	-0.0262	0.0975
Subtotal	0.0324					
Razón deuda/activos	0.0003	0.0007	0.50	0.616	-0.0010	0.0017
Constante	-15.4587	3.1550	-4.90	0.000	-21.6424	-9.2750

2. Intensidad de salidas

Variable dependiente: *dummy*=1 si sale por otra razón en el trimestre

Variable	Coefficiente	Error est.	z	P > z	Intervalo confianza 95%	
Tasa de crecimiento	-4.6037	2.4962	-1.84	0.065	-9.4962	0.2888
t-1	3.8030	2.6532	1.43	0.152	-1.3972	9.0032
t-2	0.7487	2.9151	0.26	0.797	-4.9647	6.4622
t-3	-3.2486	2.5430	-1.28	0.201	-8.2328	1.7356
t-4	-1.5569	2.2540	-0.69	0.490	-5.9747	2.8610
Subtotal	-4.8575					
Tasa de interés	0.0192	0.0346	0.55	0.579	-0.0486	0.0870
t-1	-0.0180	0.0362	-0.50	0.620	-0.0889	0.0529
t-2	0.0045	0.0353	0.13	0.900	-0.0648	0.0737
t-3	-0.0047	0.0334	-0.14	0.888	-0.0702	0.0607
t-4	0.0096	0.0329	0.29	0.770	-0.0548	0.0741
Subtotal	0.0106					
Tipo de cambio real	0.0096	0.0079	1.22	0.223	-0.0059	0.0251
t-1	-0.0178	0.0122	-1.46	0.145	-0.0417	0.0061
t-2	0.0125	0.0131	0.95	0.341	-0.0132	0.0382
t-3	-0.0029	0.0135	-0.21	0.832	-0.0294	0.0236
t-4	0.0018	0.0088	0.20	0.838	-0.0155	0.0191
Subtotal	0.0032					
Razón deuda/activos	0.0005	0.0001	3.94	0.000	0.0003	0.0008
Constante	-5.0286	0.9100	-5.53	0.000	-6.8122	-3.2450

Fuente: Cálculos del autor.

CUADRO 16

Test de Hipótesis del Modelo de Duración

Significancia del conjunto completo de rezagos de cada variable

	Quiebras		Salidas por otras razones	
	LR χ^2	Prob > χ^2	LR χ^2	Prob > χ^2
Tasa de crecimiento	16.12	0.7%	7.82	17%
Tasa de interés	20.28	0.1%	0.71	98%
Tipo de cambio real	10.13	7.2%	6.12	29%

Fuente: Cálculos del autor.

CUADRO 17

**Efectos Marginales
del Mercado de Duración**
(efectos de un cambio de una desviación estándar,
evaluados en la media)

	Instantáneo	Largo plazo
Quiebras		
Tasa de crecimiento	-0.02%	-0.06%
Tasa de interés	0.03%	0.12%
Tipo de cambio real	0.05%	0.08%
Razón deuda/activos	0.00%	0.00%
Salidas por otras razones		
Tasa de crecimiento	-0.27%	-0.28%
Tasa de interés	0.07%	0.04%
Tipo de cambio real	0.35%	0.12%
Razón deuda/activos	0.00%	0.00%

Fuente: Cálculos del autor.

han sido eventos muy poco frecuentes desde los años noventa en adelante, por lo que los errores de predicción en ese período no parecen ser fáciles de superar por algún otro modelo estadístico. Se debe notar, sin embargo, la incapacidad de ambos modelos para pronosticar las quiebras ocurridas en 1987-1988.

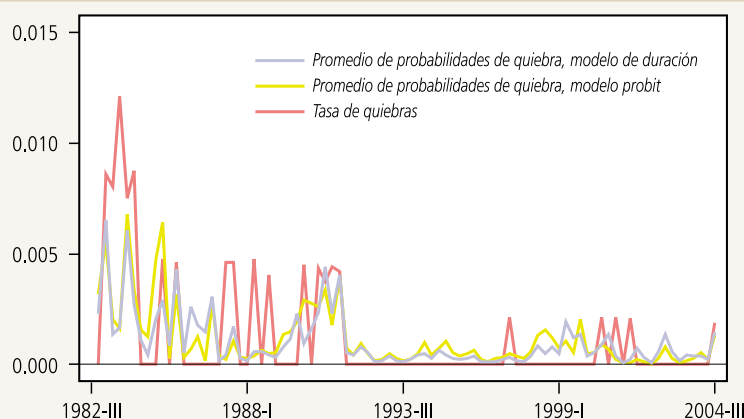
Respecto de la salida de empresas por razones ajenas a la quiebra, ambos modelos retratan realidades con matices de alguna manera diferentes. Por una parte, el modelo *probit* arroja resultados no significativos para las variables macroeconómicas (cuadro 14), siendo el ajuste global del modelo muy inferior al equivalente para las quiebras (el pseudo R² es de 29.6%). Esta regla admite dos excepciones: la tasa de crecimiento contemporánea y la razón de endeudamiento de la empresa. El primer resultado es difícil de interpretar, toda vez que el conjunto de rezagos de la tasa de crecimiento no es significativo. El segundo, referido al endeudamiento, es sorprendente: las empresas que

disminuyen su nivel de endeudamiento tendrían una mayor probabilidad de salir (esto es, cerrarse, fusionarse o terminar el giro). Sin embargo, la magnitud del efecto es demasiado pequeña como para ameritar una investigación más profunda (al efecto, véanse los efectos marginales al pie del cuadro 14), máxime en el contexto de un ajuste global pobre.

Por otra parte, el modelo de duración encuentra un efecto significativo tanto de la tasa de crecimiento de la economía (cuadro 16) como de la razón de endeudamiento de las empresas (cuadro 15). La relación con el crecimiento es inversa: las salidas se harían más frecuentes en

GRÁFICO 9

Probabilidades Estimadas y Frecuencia de Quiebras



Fuentes: Cálculos del autor.

CUADRO 18

Estadísticas Descriptivas de Probabilidades de Quiebra

Estadísticas por variable	Obs.	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
Tasa de quiebras efectiva	88	0.118%	0.247%	0.000%	1.20%
Promedio probabilidad de quiebra (probit)	88	0.112%	0.139%	0.001%	0.68%
Promedio probabilidad de quiebra (duración)	88	0.104%	0.126%	0.004%	0.65%
Matriz de correlaciones		A.	B.	C.	
A. Tasa de quiebras efectiva		100%			
B. Promedio probabilidad de quiebra (probit)		59%	100%		
C. Promedio probabilidad de quiebra (duración)		57%	86%	100%	

Fuente: Cálculos del autor.

períodos recesivos. Esto es coherente con el hecho de que las empresas reestructuran sus pasivos con mayor intensidad en situaciones de problemas financieros. El modelo de duración muestra una relación con el endeudamiento similar a la del modelo *probit*: la relación es inversa, significativa estadísticamente, pero de una magnitud demasiado pequeña como para considerarse significativa en el sentido económico (cuadro 15).

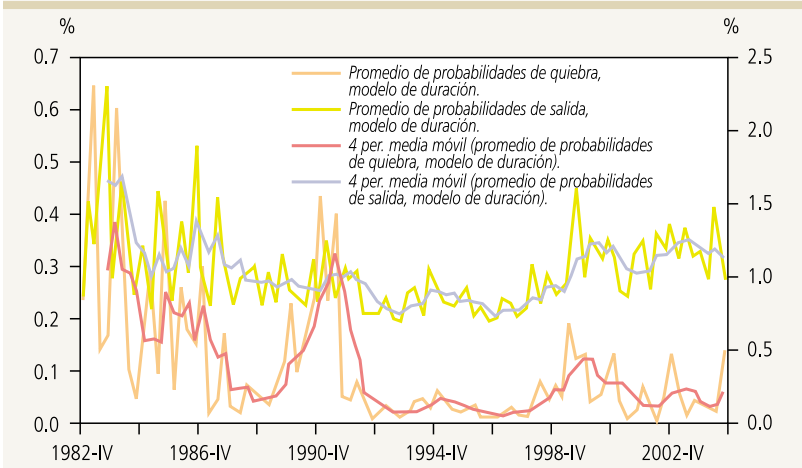
Es interesante observar la estrecha relación que existe entre la probabilidad estimada de quebrar, y la probabilidad estimada de salir por otras razones. Véanse a tal efecto tanto la similitud entre los coeficientes de ambas ecuaciones, como el gráfico 8, en que se destacan promedios móviles a cuatro trimestres de las probabilidades promedio estimadas. Esto de alguna manera valida nuestra aprensión inicial: la salida (por fusión o privatización) está muy relacionada con el riesgo de quiebra de la empresa. Por esta razón, las salidas también deberían ser consideradas en el monitoreo de la estabilidad financiera de la economía.

VI. CONCLUSIÓN

Este trabajo constituye una primera aproximación a la predicción de situaciones de insolvencia generalizada de empresas no financieras en Chile. La búsqueda

GRÁFICO 10

Probabilidades de Quiebra y Salida del Modelo de Duración



Fuente: Cálculos del autor.

de indicadores de estabilidad financiera del sector real de la economía adolece, como cualquier análisis empírico, de falta de información. Por una parte, se cuenta con datos de un subconjunto de las empresas, el de las sociedades anónimas. De este subconjunto, existe información de patrimonio bursátil para un período mucho menor que el período para el cual se cuenta con información contable. Así, mientras la literatura reciente de la predicción de quiebras (Duffie et al., 2005, Bunn y Redwood, 2003) aconseja el uso de modelos estadísticos con variables de mercado, las limitantes expuestas nos fuerzan a escoger entre

modelos estadísticos, como *probit* o de duración, y modelos de riesgo de crédito, basados por completo en un modelo probabilístico.

Sin embargo, y aun cuando la predicción individual de quiebras no alcanza una precisión adecuada, la predicción agregada es más auspiciosa. Así, encontramos que las probabilidades estimadas de quiebra del modelo de riesgo de crédito, basado en la teoría de opciones, tiene una alta correlación con indicadores tradicionales de riesgo de la banca, y parece anticiparlos hasta en tres trimestres. Del mismo modo, los modelos *probit* y de duración predicen probabilidades promedio de quiebras que se correlacionan significativamente con la tasa de quiebras efectiva. Ambos caminos son promisorios (y, con toda probabilidad, complementarios) en el monitoreo de la salud financiera del sector real.

En relación con los determinantes de las quiebras, en los modelos estadísticos analizados las variables macroeconómicas crecimiento, tasa de interés y tipo de cambio real aparecen como predictores importantes de la quiebra, el primero en cuanto determinante de las ventas y valor de los activos, y los segundos en su condición de determinantes del valor de los pasivos. El endeudamiento de la empresa, curiosamente, no parece tener un efecto significativo. No obstante lo anterior, sí aparece como un determinante importante de la probabilidad de que la empresa salga por razones ajenas a la quiebra (esto es, se reestructure, se convierta en cerrada o se fusione con otra).

Si bien es posible aventurar hipótesis respecto de este último punto, como por ejemplo la preferencia de la reestructuración por sobre la quiebra en situaciones de problemas financieros, esta observación merece un análisis más profundo. Una posibilidad sería considerar una corrección por riesgo del negocio para la variable de endeudamiento —un ejemplo prominente de tales correcciones es, precisamente, la distancia al incumplimiento—, habida cuenta de la enorme heterogeneidad entre sectores. Como se dijo, esto no es posible con la información con que se contó para este estudio.

Asimismo, los modelos estadísticos estimados sin duda admiten mejoras. Desde el punto de vista analítico, por ejemplo, la estimación de los modelos

probit ganaría en eficiencia si se estimara como *probit* bivariado. Por otra parte, la consideración de efectos industria (Chava y Jarrow, 2004) se podría abordar con un modelo de coeficientes aleatorios. Hasta donde el autor conoce, sin embargo, ninguno de estos modelos ha sido desarrollado aún en el contexto de datos de panel. En consecuencia, se dejan para investigación futura.

REFERENCIAS

- Altman, E. (1968). "Financial Ratios, Discriminant Analysis, and the Prediction of Corporate Bankruptcy." *Journal of Finance* 23: 589-609.
- Black, F. y M. Scholes (1973), "The Pricing of Options and Corporate Liabilities." *Journal of Political Economy* 81:637-54.
- Bunn, P. y Redwood (2003). "Company accounts based Modelling of Business Failures and the Implications for Financial Stability." Working Paper N°210, Banco de Inglaterra.
- Chava, S. y R. Jarrow (2004). "Bankruptcy Prediction with Industry Effects." *Review of Finance* 8: 537-69.
- Duffie, D. y K. Wang (2004). "Multi-Period Corporate Failure Prediction with Stochastic Covariates." NBER Working Paper N°10743.
- Duffie, D., L. Saita y K. Wang (2005). "Multi-Period Corporate Default Prediction with Stochastic Covariates." Mimeo, Stanford University.
- Hsiao, C. y M. Pesaran (2004). "Random Coefficient Panel Data Models." IEPR Working Paper N°04.2.
- Lancaster, T. (1990). "The Econometric Analysis of Transition Data." *Econometric Society Monograph* N°17, Cambridge University Press.
- Merton, R. (1974). "On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates." *Journal of Finance* 29: 449-70.
- Shumway, T. (2001). "Forecasting Bankruptcy more Accurately: A Simple Hazard Model." *Journal of Business* 71: 101-24.
- Tudela, M. y G. Young (2003). "A Merton-model approach to assessing the default risk of UK public companies." Working Paper N°194, Banco de Inglaterra.
- Vasicek, O. (1984). "Credit Valuation." Documento N°999-0000-021, KMV Corporation, San Francisco, CA, EE.UU.

Zmijewski, M. (1984). "Methodological Issues Related to the Estimation of Financial Distress Prediction Models." *Journal of Accounting Research* 22: 59-82.

Zurita, F. (2008). "La Predicción de la Insolvencia de Empresas Chilenas", Documento de Trabajo N°336, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, y Documento de Trabajo, Banco Central de Chile.

Agradecemos a las siguientes personas que colaboraron como árbitros en la evaluación de los artículos presentados para su eventual publicación en ECONOMÍA CHILENA durante el año 2007.

Erika Arraño
Rómulo Chumacero
Kevin Cowan
Cristián Echeverría
Sergio Godoy
Leonardo Luna
Igal Magendzo
Felipe Morandé
Luis Opazo
Pablo Pincheira

Los editores



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.

COMPORTAMIENTO DEL PRECIO INTERNACIONAL DE GRANOS SELECCIONADOS Y SU IMPACTO EN LA INFLACIÓN

Eduardo López E.
Francisco Meneses P.*
J. Felipe Córdova F.**
M. Carolina Grünwald N.***

I. INTRODUCCIÓN

Durante el año 2007, los precios de los productos agrícolas se dispararon a niveles récord. El índice CRB de granos y cereales observó un incremento de 54% respecto del año anterior. En Chile, este aumento de los precios internacionales generó presiones al alza en los alimentos, y con ello, en el costo de la canasta de consumo. Dentro de la canasta del IPC, la ponderación de los precios de los granos más importantes, a través de los productos aquí considerados, es de 3.2% sobre el índice total.¹

En este trabajo se analiza el comportamiento y el grado de persistencia del precio del trigo y del maíz. En particular, nos interesa entender la dinámica temporal de estos precios e identificar cómo son afectados por sus factores fundamentales, así como evaluar cuánto tienden a perdurar en el tiempo los efectos de un *shock* sobre el nivel de precios de estos *commodities*. La relevancia de este análisis radica en la incidencia que tendría un cambio imprevisto de estos precios de alimentos sobre la inflación de precios al consumidor.² Finalmente, nos interesa evaluar el impacto sobre la inflación del IPC y sus medidas subyacentes de un *shock* internacional similar al observado hasta ahora.

Este trabajo se organiza de la siguiente manera: La sección II presenta las tendencias del mercado de los productos agrícolas y granos en las últimas tres décadas. La sección III contiene un análisis empírico del comportamiento de los precios de los granos en conformidad con la extensa literatura nacional e internacional existente. En la sección IV, se cuantifica la persistencia de estos *shocks* de precios, en tanto en la sección V se evalúa el impacto de los *shocks* internacionales sobre los precios internos. La sección VI presenta nuestros comentarios finales.

II. TENDENCIAS DE MEDIANO Y LARGO PLAZO

En los últimas tres décadas, se ha observado una tendencia decreciente secular en los precios reales del trigo y maíz (gráfico 1). Este comportamiento puede explicarse por un importante incremento de la oferta de productos que se asocia a una intensa competencia en la producción, menores costos de transporte y la adopción de nuevas tecnologías que permitieron incrementar la productividad. Asimismo, los subsidios a las exportaciones y a la producción de bienes agrícolas en las economías más desarrolladas han ayudado a reducir los precios de algunos bienes provenientes de zonas más calidas.

* Gerencia de Análisis Internacional, Banco Central de Chile; e-mails: elopez@bcentral.cl, jmeneses@bcentral.cl

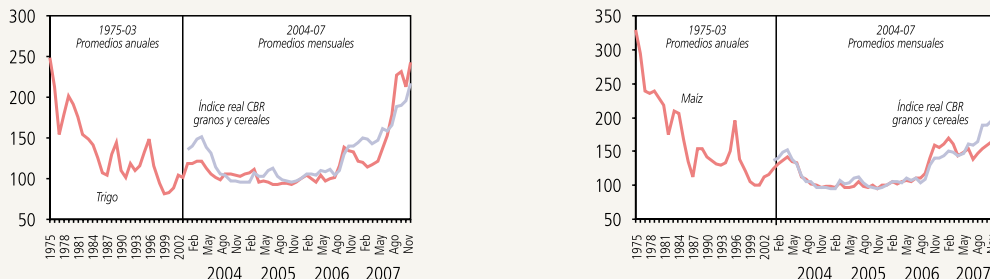
** Gerencia de Análisis Macroeconómico, Banco Central de Chile; e-mails: jcordovf@bcentral.cl, cgrunwal@bcentral.cl

¹ Canasta de diciembre de 1998, elaborada por el INE.

² Estos *shocks* son de particular importancia, más aún si se considera que pueden generar episodios tanto inflacionarios como deflacionarios.

GRÁFICO 1

Evolución de Precios Reales de Trigo, Maíz y CRB (índice enero 2006=100)



Fuentes: Bloomberg y Commodity Research Bureau.

Esta tendencia decreciente de los precios se ha revertido parcialmente desde el año 2003, como consecuencia de factores comunes que estarían generando una mayor demanda por productos agrícolas, pero también de factores idiosincrásicos que afectan a cada mercado en forma particular. Entre los factores comunes se pueden identificar los efectos del alza en los precios de la energía, los cambios a nivel global de la oferta de *commodities* y los cambios en el ingreso de las economías emergentes. También, en el corto plazo, factores como el clima y la restricción temporal a las exportaciones de parte de algunos países productores juegan un rol importante en la determinación del precio en mercados ajustados.

Los elevados niveles del precio del petróleo desde el año 2004, la creciente preocupación medioambiental en los países desarrollados y la necesidad político-estratégica de depender menos de las importaciones de petróleo ha incrementado la demanda por biocombustibles y motivado la búsqueda de combustibles alternativos. El impacto de la mayor demanda asociada a los biocombustibles sobre los productos agrícolas opera a través de dos canales, uno directo y otro indirecto. El canal directo deriva del hecho de que algunos cultivos —tales como raps, soya, maíz, remolacha y caña de azúcar— se utilizan también como insumos en la producción de estos combustibles alternativos y, por lo tanto, una mayor demanda por biocombustibles

presiona los precios de los cultivos utilizados. El canal indirecto proviene de la existencia de efectos de sustitución entre cultivos. Un primer efecto de sustitución surge, por ejemplo, de que la alta demanda por los granos más eficientes en la producción de biocombustibles, como la soya y el maíz, genera aumentos en la demanda de otros granos —como el trigo— como sustituto del maíz en las dietas de los animales. Un segundo efecto se manifiesta en las superficies plantadas. Así, en la medida en que se destinan tierras a la producción de granos para biocombustibles, disminuye la superficie de cultivo para otros granos, reduciendo la oferta de estos para el consumo humano y animal y, con ello, aumentando el precio.

El segundo factor que ha afectado el mercado de los granos ha sido el rebalanceo de la producción de *commodities* agrícolas. En años recientes, se ha incrementado la participación relativa de las grandes economías emergentes agrícolas como Brasil, China e India en la producción y comercio mundial de estos bienes (ver Anexo).

Un tercer factor es el cambio en los niveles de ingreso y preferencias en economías emergentes. El aumento del ingreso en estas economías ha traído cambios en las dietas alimentarias, que hoy incluyen una mayor proporción de productos como carnes y leche, lo que ha incentivado el uso de granos para la producción animal.

III. ANÁLISIS EMPÍRICO DEL COMPORTAMIENTO DE LOS PRECIOS INTERNACIONALES DE LOS GRANOS

Existe una extensa literatura internacional y nacional que se concentra en la modelación de la dinámica de los precios de bienes primarios o *commodities* agrícolas. Tomek y Myers (1993), Allen (1994), Tomek (1998) y Robledo (2002) documentan el progreso de la literatura internacional referente a modelos de bienes agrícolas, describiendo la evolución de la literatura sobre modelación y predicción de precios. Según estos autores, la literatura se puede agrupar en función de la complejidad de los modelos estimados, identificándose dos tipos: los modelos estructurales o por sector³ y los modelos uniecuacionales. Además, en los modelos estructurales típicamente se da cuenta de cómo se han incorporado expectativas, cambios tecnológicos, riegos y políticas públicas, lo que unido a la modelación del comportamiento de los inventarios ha permitido capturar los desbalances entre oferta y demanda.⁴

Dentro de las ecuaciones de precio, podemos encontrar dos enfoques distintos, uno basado en procesos estocásticos y otro basado en fundamentos. Entre los trabajos basados en modelos de series de tiempo, se destacan los de Fildes (1985), quien estima modelos ARIMA, Bessler (1984), Berck y Chalfant (1990) que estiman vectores autorregresivos (VAR), y Engler y Nahuelhual (2006) cuyos modelos consideran estacionariedad y cointegración. Los modelos fundamentales son desarrollados considerando factores de oferta y demanda, como son las lluvias, temperaturas, sequías, superficies sembradas, productividad de los cultivos y PIB per cápita, entre otros. Entre los trabajos que modelan el comportamiento del precio de los granos se destaca el de Wescott y Hoffman (1999) para el trigo y el maíz, desarrollado como parte de la batería de modelos predictivos del Departamento de Agricultura de EE.UU. (USDA). Estos modelos, utilizando datos anuales, consideran explícitamente el desbalance de mercado, que es aproximado por el ratio entre el stock de inventarios del grano y el consumo anual del mismo, diferenciando entre los stocks en manos del gobierno de EE.UU. y de los individuos. En el caso del trigo, se incluyen inventarios de otras cuatro economías productoras

de granos y el precio del maíz en las temporadas de verano, ya que el trigo y demás granos son sustitutos entre sí en esta época del año. Los autores encuentran una elasticidad precio-inventarios de -0.281 para el maíz y de -0.328 para el trigo.

Dentro de la literatura nacional, encontramos trabajos centrados en describir los efectos de distintas formas de protección en el mercado del trigo, entre los que cabe mencionar los de Espejo y Fontaine (1991), Quiroz (1992), Carbonell (1998) y Venturelli (2003). Otros trabajos más bien enfocados en describir dinámicas de los mercados son los realizados por Morales y Foster (2002, 2004) y Engler y Nahuelhual (2006). Morales y Foster (2002) realizan estimaciones de la oferta de trigo en Chile. Utilizando ecuaciones de corrección de errores obtienen la elasticidad precio por superficie sembrada. Morales y Foster (2004) estiman la demanda de trigo, utilizando mínimos cuadrados ordinarios para estimar las elasticidades precio de la demanda con respecto al trigo y la harina, controlando por estacionalidad. El trabajo de Engler y Nahuelhual (2006) analiza el mercado nacional de trigo, evaluando la relación de corto y largo plazo entre el precio del trigo en Chile, el precio del trigo en Argentina y el precio del trigo FOB en EE.UU. Las autoras encuentran que estos precios cointegran, y que el precio del trigo en EE.UU. lidera los otros dos.⁵

Considerando la necesidad de comprender los fundamentos y la dinámica actual de los precios reales del trigo (P^T) y del maíz (P^M), en este trabajo desarrollamos un modelo en la línea de Wescott y Hoffman (1999). En ambos casos se incluyó como variable explicativa el ratio de inventarios a consumo (Ratio) para capturar la respuesta de los inventarios a los *shocks* de oferta. De esta manera, los inventarios caen en respuesta a un *shock* negativo a la producción y aumentan en respuesta a un impacto

³ Los autores se refieren a modelos de equilibrio general por sector o mercado.

⁴ Avances en esta área han sido desarrollados, entre otros, por Pindyck (2004), quien estima ecuaciones simultáneas a través del Método Generalizado de Momentos.

⁵ Los resultados de este estudio, cointegración entre los precios y liderazgo del precio FOB de EE.UU., incentivan el uso del precio FOB de EE.UU. como precio a analizar en este trabajo.

positivo en la oferta. En el caso del maíz, se incluyen como variables explicativas las expectativas de cultivos de maíz ($E(C)$), el precio del petróleo WTI (P^{WTI}) y el precio del etanol (P^{Et}). Este último precio se incluye para evaluar la relación insumo-producto que tiene el etanol con el maíz. En el caso de ambos granos, trigo y maíz, se incluyó el precio del otro grano como variable explicativa para considerar la relación de sustitución que tienen maíz y trigo y que surge del hecho de que el trigo puede ser sustituto del maíz para la alimentación animal, y también de la posibilidad de que las tierras utilizadas para la siembra de trigo pueden reorientarse a la siembra de maíz si los precios de este son convenientes.

Con estos elementos en cuenta se pueden plantear ecuaciones de forma reducida para los granos como las que siguen:

$$P^m = F(\text{ratio}, P^T, E(C), P^{Et}, P^{WTI}, \text{rezagos}, \varepsilon_t) \quad (1)$$

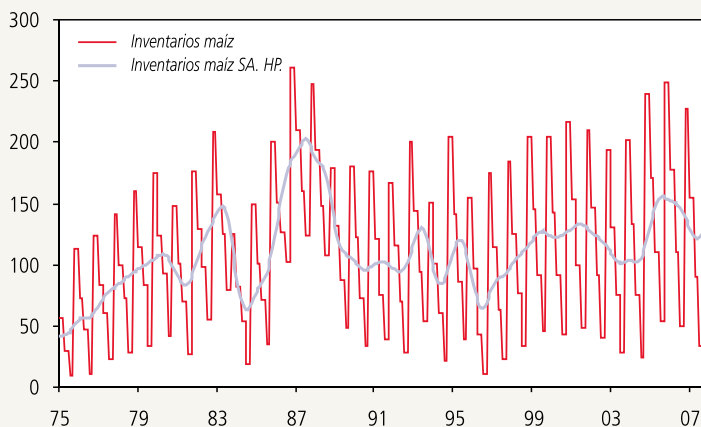
$$P^T = F(\text{ratio}, P^m, \text{rezagos}, v_t), \quad (2)$$

donde ε y v son los respectivos términos de error. Las especificaciones empíricas más parsimoniosas de estos modelos se reportan en la siguiente sección y son resultados de un proceso de selección de general a particular.

Los modelos han sido estimados para el período que corre entre enero de 1990 y diciembre de 2007. El precio del trigo corresponde al precio FOB del tipo *Soft Red Winter* N°2, en tanto el precio del maíz se trata del precio FOB del tipo *Yellow* N°2, ambos del Golfo de México. Para obtener los precios reales, se ha utilizado el Índice de Precios al Consumidor EE.UU. La serie de expectativas de cultivo de maíz corresponde a las proyecciones publicadas por el Departamento de Agricultura de EE.UU.(USDA) para el período. El precio del etanol se ha obtenido de *Bloomberg* y corresponde al promedio mensual de los precios transados en Chicago durante el período. Las series de inventarios de maíz y de trigo de EE.UU. publicadas por el USDA tienen una

GRÁFICO 2

Inventarios de Maíz Desestacionalizados y Filtrados por Hodrick-Prescott (millones de toneladas)



Fuente: Departamento de Agricultura de EE.UU.

frecuencia trimestral y presentan un fuerte patrón estacional. Para obtener una serie mensual libre de factores estacionales y que aproximara el nivel de inventarios, se realizó el siguiente procedimiento. Primero se repitieron los valores trimestrales en los meses correspondientes, luego se desestacionalizó la serie por medio del X12 ARIMA, para finalmente ser suavizada utilizando la metodología de Hodrick-Prescott (gráfico 2).

Los tests usuales de estacionariedad sobre las series de precios reales indican que estas se comportan como series integradas de orden 1. Al realizar pruebas de cointegración, se encuentra la existencia de un vector de cointegración entre el precio del trigo, el precio del maíz y el ratio de inventarios. Conforme con estos resultados, se estiman las siguientes ecuaciones de corrección de errores, donde los parámetros δ_5 y γ_5 corresponden a los parámetros de cointegración que reflejan la velocidad con que los precios reales corrigen las desviaciones respecto del equilibrio de largo plazo en el período previo.

$$\begin{aligned} dP_t^m = & \delta_1 + \delta_2 d(\text{Ratio}_t) \\ & + \delta_3 \sum_j dP_{t-j}^T + \delta_4 \sum_i dP_{t-i}^m \\ & + \delta_5 \begin{pmatrix} P_{t-1}^m - \alpha_0 - \alpha_1 \text{Ratio}_{t-1} \\ -\alpha_2 P_{t-1}^T - \alpha_3 E(C_{t-1}^m) \end{pmatrix} + \mu_t \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned}
 dP_t^T = & \gamma_1 + \gamma_2 d(\text{Ratio}_t) \\
 & + \gamma_3 \sum_i dP_{t-i}^m + \gamma_4 \sum_j dP_{t-j-1}^T \quad (4) \\
 & + \gamma_5 (P_{t-1}^T - \beta_0 - \beta_1 \text{Ratio}_{t-1} - \beta_2 P_{t-1}^m) + \zeta_t.
 \end{aligned}$$

Estas especificaciones incluyen variables dicotómicas para reflejar el impacto de *shocks* específicos en los mercados, como sequías durante los años 1994 y 1996 y fuertes variaciones de precios debidas a cambios en los lineamientos de políticas públicas durante el año 2006 en EE.UU.⁶

La capacidad explicativa resultante, medida como R^2 , es alta, tanto en las ecuaciones de largo plazo como en las ecuaciones de corrección de errores.

Los residuos de las ecuaciones de corrección de errores se comportan normalmente, no presentan autocorrelación, pero sí heterocedasticidad, por lo que se estima la matriz varianza-covarianza con la metodología sugerida por Newey-West. Conforme a lo esperado, en las ecuaciones de largo plazo vemos que en ambos casos el signo del ratio es negativo y el signo del precio del sustituto es positivo. En la ecuación de corrección de errores, los residuos de la ecuación de largo plazo son significativos y negativos.

⁶ Como, por ejemplo, el cambio gubernamental en las políticas del uso de biocombustibles y su mezcla con gasolina.

CUADRO 1
Resultados de Regresiones

Ecuación LP	Trigo		Maíz		Maíz ^a	
	Coefficiente	Std. E	Coefficiente	Std. E	Coefficiente	Std. E
C	-1.077	(0.127)	1.090	(0.274)	5.226	(3.666)
Log(Ratio _t)	-0.494	(0.047)	-0.506	(0.050)	-0.179	(0.069)
Log(P Trigo _t)			0.428	(0.035)	0.550	(0.059)
Log(P Maíz _t)	0.766	(0.051)				
Exp. Cultivos _t			0.000	(0.000)	-0.554	(0.353)
Dum 06/1996	-0.293	(0.118)				
Log(Ethanol)					0.072	(0.039)
Log(Ethanol)*D2006					0.140	(0.032)
Lop(P WTI)					-0.193	(0.022)
Corrección de Errores	Coefficiente	Std. E	Coefficiente	Std. E	Coefficiente	Std. E
ΔLog(Pm _t)	0.652	(0.078)				
ΔLog(Pmt ₋₁)			0.256	(0.064)	0.135	(0.074)
ΔLog(Pw _t)			0.344	(0.044)	0.388	(0.061)
ΔLog(Pwt ₋₁)	0.207	(0.063)				
ΔLog(Ratiot)	-0.699	(0.244)	-0.451	(0.128)	-0.889	(0.261)
Residuos _{t-1}	-0.162	(0.021)	-0.136	(0.034)	-0.322	(0.065)
Dum 09/1996	0.080	(0.057)	-0.170	(0.041)		
Dum 10/2006	-0.069	(0.040)	0.096	(0.029)	0.070	(0.027)
ΔLog(etanol)					0.062	(0.036)
R ² Adj	0.344		0.458		0.541	
Durbin-Watson	1.728		2.001		1.959	

Fuente: Elaboración propia.

a. Regresión realizada en período 1998-2006.

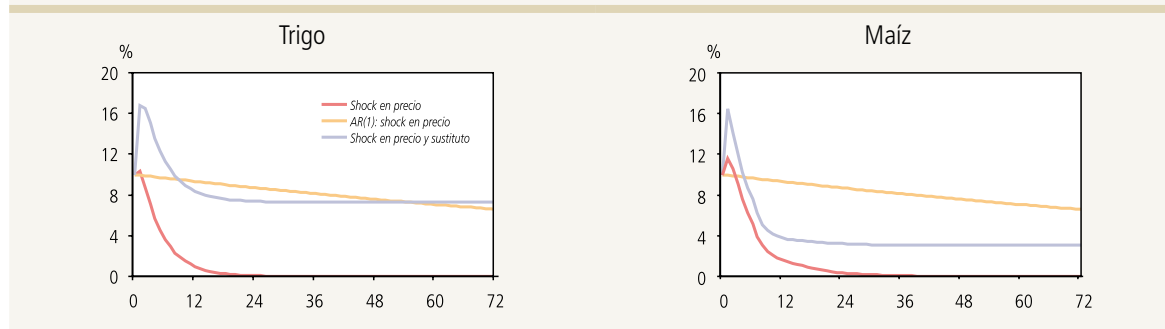
CUADRO 2

Respuesta del Precio de Granos a un Shock de 10%

Producto	Vida media (meses)	Meses después del shock (%)				
		3	6	12	24	36
Modelo corrección de errores						
Trigo	5.2	8.7	4.5	1.2	0.0	0.0
Maíz	7.1	10.6	6.3	1.8	0.4	0.1
Modelo AR(1)						
Trigo	75	9.3	8.7	8.1	7.6	5.7
Maíz	120	8.9	8.0	6.4	6.4	4.1

Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO 3

Persistencias en Modelos y AR(1)
(porcentaje)

Fuente: Elaboración propia.

Por otra parte, observamos que el coeficiente del precio del etanol tiene signo positivo, aunque su efecto no es significativo, lo que está acorde con la relación de estos precios en el largo plazo.⁷ Además se evalúa un cambio estructural en esta relación a partir del segundo semestre del 2006, el cual resulta ser significativo. Se integra también el precio real del petróleo WTI, cuyo coeficiente resulta ser negativo, lo que podría deberse por ser en parte insumo en la producción y el transporte. Se observa que las expectativas de siembra son significativas al realizar regresiones a partir de 1998, lo que podría deberse a un mercado más ajustado durante la última década.

IV. PERSISTENCIA DE LOS SHOCKS SOBRE LOS PRECIOS DE LOS GRANOS

Una pregunta que surge a partir del *boom* reciente en los precios de los granos se refiere al grado de

persistencia de los *shocks* a estos precios. Una primera aproximación consiste en identificar episodios similares en el pasado. Al revisar las series históricas, a contar de 1975 se verifican tres episodios —en 1983, 1988-1989 y 1996— que afectan a ambos granos y que presentan amplias variaciones de precios. Estos *shocks* fueron de magnitudes muy superiores al actual, observándose alzas de hasta un 90% de los precios en 1996, para volver a niveles iniciales después de 38 meses.

Una evaluación más precisa de la persistencia se puede llevar a cabo con la ayuda de los modelos estimados en la sección anterior. Utilizando las

⁷ Se evaluó el impacto del precio real del etanol sobre el precio real del trigo, pero los resultados obtenidos no son estadísticamente distintos de cero.

trayectorias históricas de los precios reales del trigo y maíz, se evaluó el grado de persistencia de los cambios en los precios internacionales de cada uno de estos productos frente a una perturbación de un 10% del precio *spot*, bajo el supuesto empírico de que el ratio inventarios/consumo se mantiene constante en sus promedios históricos muestrales.

Podemos apreciar que el *shock* en el trigo y el maíz en el modelo de corrección de errores se disipa rápidamente, dado que la vida media son 5.2 y 7.1 meses, respectivamente, lo que es perfectamente acorde con el efecto de un *shock* en un producto que se cultiva dos veces al año. Esto permite que la oferta de los granos reaccione a un *shock* de demanda, lo que se observa en otros bienes, como podría ser el caso del cobre o el petróleo, cuyos ciclos productivos tienen una duración más larga.

El contexto actual prevaleciente caracterizado por un aumento generalizado del precio de los bienes primarios, incluidos los agrícolas, lleva a plantear un ejercicio adicional. En este, se supone un *shock* de 10% al precio del grano en cuestión, el cual ocurre simultáneamente con un *shock* similar al precio de su

sustituto. Como se observa en el gráfico 3, el precio del grano es impactado de manera permanente. Este resultado podría dar soporte a la idea de que los *shocks* actuales sobre los precios de los granos, asociados a la mayor demanda por biocombustibles, tendría un componente permanente mayor que en los *shocks* de oferta observados en el pasado.

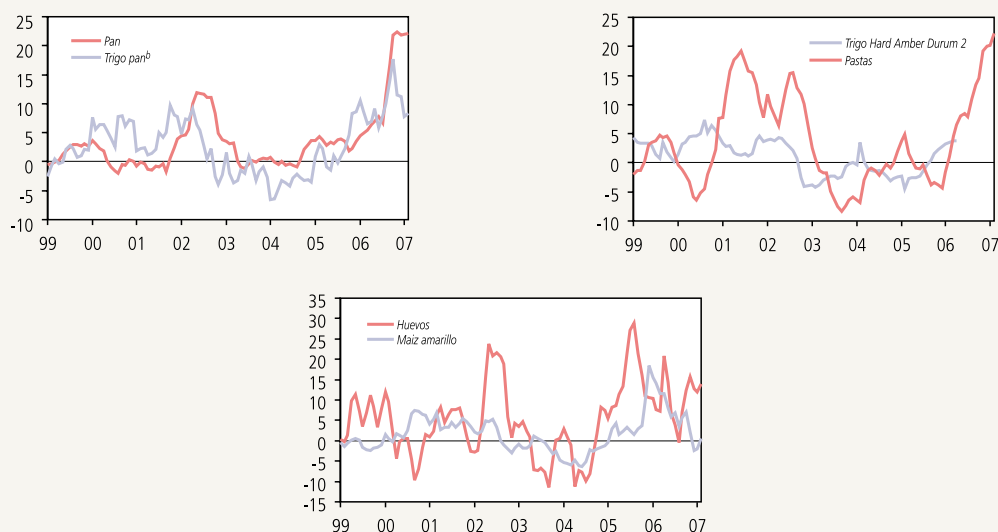
Además, se realizaron regresiones autorregresivas tipo AR(1) de manera comparativa. Posteriormente se evaluó el efecto de un *shock* de 10% sobre el precio *spot* (ver cuadro 2). Vemos que la vida media del *shock* en un AR(1) es de 75 meses para el trigo y 120 para el maíz, lo que muestra una persistencia mucho más alta que en los ejercicios anteriores. En los modelos de corrección de errores, que usan variables fundamentales, el *shock* se disipa rápidamente, no así en el modelo autorregresivo, como el modelo AR(1), donde no se consideran variables estructurales.

V. IMPACTO DEL PRECIO DE LOS GRANOS EN EL IPC

En esta sección se evalúa cómo afectan al IPC interno las alzas de precios internacionales de trigo y maíz. La muestra utilizada en los ejercicios de este

GRÁFICO 4

Precios Internos y Externos de Productos e Insumos en Pesos^a (variación anual, porcentaje)



Fuentes: Elaboración propia a partir de datos de INE y ODEPA.

a. El precio externo es interactuado con las elasticidades correspondientes para efectos de comparación.

b. Serie que considera la alternancia estacional entre trigo pan argentino y soft red winter 2.

apartado es de frecuencia mensual para el período comprendido entre 1998:12 y 2007:03. Con este fin, el análisis del traspaso se centra en el precio de los bienes que componen la canasta que más se relacionan con la evolución internacional del precio de estos *soft commodities*: pan, pastas y huevos, además de tener una ponderación significativa en la canasta de diciembre de 1998 (gráfico 4).

En el caso del artículo *pan* (el cual pondera 2.52% del IPC e incluye los productos pan corriente y especial), es claro el vínculo que posee en su proceso productivo con el trigo a través de la industria molinera. En términos de este insumo, el mercado de referencia internacional relevante en la mayor parte del período considerado cambia según la temporada, alternando entre el *trigo pan argentino*⁸ (16 de diciembre al 15 de junio) y el *trigo Soft Red Winter N°2*⁹ (resto del año). Así, se ha construido una serie que da cuenta de esta alternancia en el precio relevante. Las correlaciones incondicionales simples obtenidas reportan un coeficiente algo mayor de 19% entre el tercer rezago de las variaciones mensuales de esta variable y la variación mensual del precio del artículo *pan* (todo expresado en pesos chilenos). Este resultado concuerda con la información derivada de la Compilación de Referencia 2003 (CdeR 2003), obtenida al seguir la cadena productiva trigo-harina-pan a partir de datos precompatibilizados.¹⁰

Para el artículo *tallarines y otras pastas* (con una ponderación de 0.38% del IPC, el cual agrupa los productos tallarines, espirales y corbatitas) la relación productiva se establece con el trigo candeal, proveniente en su mayoría de Canadá¹¹ y EE.UU. Del mismo modo que se hizo para el pan, la variación mensual rezagada tres períodos del precio internacional del trigo candeal muestra una correlación simple con el precio del artículo correspondiente del IPC cercana a 15%, también coherente con lo que se desprende del análisis a nivel de cadena productiva en la CdeR 2003.

Finalmente, el artículo *huevos* (que equivale a un 0.3% de la canasta total) tiene una correspondencia a nivel de precios con el maíz,¹² la cual medida a través de correlaciones simples entre el cuarto rezago de la variación mensual del precio internacional y la variación mensual del precio interno oscila entre

23 y 19%, según el mercado utilizado. Nuevamente, este resultado está en línea con el obtenido a partir de la CdeR 2003.

Es importante mencionar que este análisis no es exhaustivo, en el sentido de que hay otros productos de la canasta del IPC cuyos precios se ven afectados por los cambios en los precios internacionales de los *soft commodities*, tales como pollos, cerdo, leche, etc., y que no se incluyen en este ejercicio porque no se encontró una clara relación directa bajo este marco de análisis, o bien porque su baja ponderación no amerita su inclusión. Esto puede deberse a la existencia de muchos otros factores que afectan el traspaso de precio, tales como bandas de precios, restricciones impositivas o cuotas de comercio internacional, competencia a nivel nacional, entre otros.

En resumen, si consideramos los coeficientes que se obtienen de vincular los precios del IPC a los precios internacionales, la información que se desprende de la CdeR 2003 y las ponderaciones de cada artículo en el IPC, es posible tener una aproximación al efecto directo que ejercería solo por este canal un *shock* de precios internacionales sobre la inflación interna en la siguiente expresión:

$$\Delta\%p_a = (w_a\xi_{a,b}\xi_{b,c})\Delta\%p_c, \quad (5)$$

donde, $\Delta\%p_a$ es el cambio porcentual en el precio del bien nacional expresado en términos de IPC (pan, pastas o huevos), w_a es la ponderación del bien a en la canasta del IPC, $\xi_{a,b}$ es la elasticidad precio del insumo b sobre el producto a (la cual necesita interactuar con $\xi_{b,c}$ cuando hay un bien intermedio presente en el proceso productivo, como por ejemplo en el caso del pan, donde el vínculo con el trigo se establece a través de la harina), y $\Delta\%p_c$ es la variación porcentual del precio internacional del insumo correspondiente, expresado en moneda local.

⁸ Precio FOB colocado en puerto argentino.

⁹ Precio FOB, Golfo EE.UU.

¹⁰ Nuestros agradecimientos a René Luengo, Marisol López y Sebastián Díaz, pertenecientes al Departamento de Cuentas Nacionales del Banco Central de Chile, por su valiosa cooperación en el contexto de la Compilación de Referencia 2003.

¹¹ Trigo Hard Amber Durum N° 2, FOB Atlántico, Canadá.

¹² Maíz Yellow N°2, FOB Golfo, EE.UU. o Maíz Amarillo, FOB Puerto Argentino.

Así, de acuerdo con el esquema anterior y tomando en cuenta los artículos *pan*, *pastas* y *huevos*, se calcula que un *shock* permanente de 10% al alza en el precio internacional del maíz y del trigo impacta al IPC, en términos mensuales en aproximadamente 0.06 puntos porcentuales con un rezago de entre tres y cuatro meses. Para el IPCX e IPCX1, este impacto es algo mayor solo por los distintos ponderadores relativos que poseen estos productos en cada una de las agregaciones (0.07 y 0.09 punto porcentual, respectivamente).

En la coyuntura registrada durante el 2007, por ejemplo, donde el precio del *trigo pan argentino* aumentó cerca de 50% en términos anuales a diciembre, el artículo *pan* tuvo una incidencia de medio punto de inflación IPC en igual período. De acuerdo con los coeficientes identificados anteriormente (a través de correlaciones y lo visto en la CdeR 2003), cerca de la mitad de este incremento inflacionario puede atribuirse al precio del trigo, quedando el resto asociado a los otros factores productivos relevantes (por ejemplo combustibles, electricidad y salarios).

VI. COMENTARIOS FINALES

En este trabajo se analizó el comportamiento del precio de dos granos. En particular, se evaluó la dinámica de estos precios y cómo son afectados por sus factores fundamentales. Asimismo, se analizó cuánto tienden a perdurar en el tiempo los efectos de un *shock* sobre el nivel de precios de estos bienes. Finalmente, se evaluó la incidencia que tienen los *shocks* en estos precios en la inflación de precios al consumidor.

Se mostró que los *shocks* al precio de los granos, que no sean causados por variables fundamentales, tenderán a disiparse en períodos de tiempo menores de un año. Se encuentra que la vida media de un *shock*, en estos modelos, es de 5.2 meses para el trigo y de 7.1 meses para el maíz. Esto es coherente con las condiciones de producción de los granos, cuyos planes de producción se realizan dos veces al año. Además, de manera comparativa se realizaron regresiones autorregresivas. En los modelos que no utilizan variables fundamentales —como un modelo AR(1)— encontramos que la vida media del *shock* es de 75 y 120 meses para el trigo y el maíz, respectivamente.

Luego de identificar aquellos artículos que más se relacionan con la evolución internacional del precio de los granos y que tienen una ponderación significativa en la canasta del IPC, se calculó que un *shock* permanente de 10% al alza en el precio internacional del maíz y del trigo impacta al IPC, en términos mensuales en 0.06 punto porcentual. Para el IPCX e IPCX1 este impacto es mayor (0.07 y 0.09 punto porcentual, respectivamente).

REFERENCIAS

- Allen, P.G. (1994). "Economic Forecasting in Agriculture." *International Journal of Forecasting* 10: 81-135.
- Berck, P. y J.A. Chalfant (1990). "Forecasts from a Nonparametric Approach: ACE." *American Journal of Agricultural Economics* 72(3): 799-803.
- Bessler, D.A. (1984). "An Analysis of Dynamic Economic Relationships: An Application to the U.S. Hog Market." *Canadian Journal of Agricultural Economics* 32: 109-24.
- Carbonell, J. (1998). "Efectos de la Banda de Precios en el Trigo. Período 1984–1997." Escuela de Ingeniería Civil Industrial, Universidad de Chile.
- Departamento de Agricultura de Estados Unidos (USDA) (1990, 2007). *World Agricultural Supply and Demand Estimates*.
- Engler A. y L. Nahuelhual (2006). "Respuesta del Precio del Trigo Chileno a los Cambios en el Mercado Internacional: Un Análisis de Cointegración." *Revista Ciencia e Investigación Agraria*, 33(3): 247-56
- Espejo A. y E. Fontaine (1991). "El Mecanismo de una Banda de Precios para el Trigo y su Aplicación en Chile, 1974 – 1990." *Cuadernos de Economía* 28(84): 203-20.
- Fildes, R.A. (1985). Quantitative Forecasting - The State of the Art: Econometric Models. *Journal of the Operational Research Society* 36: 549-80.
- Morales, L. y W. Foster (2002). "Modelo de Corrección de Errores en Función de Oferta de Trigo a Nivel Regional en Chile". *Revista Ciencia e investigación agraria*, Vol. 29(2): 101-14.
- Morales, L. y W. Foster (2004). "Modelo Estacional de Demanda Molinera de Trigo Blando en Chile." *Revista Ciencia e Investigación Agraria* 31(1): 39-49
- Pindyck, R.S. (2004). "Volatility and Commodity Price Dynamics." *Journal of Futures Markets* 24(11): 1029-47.

- Quiroz, J. (1992). "Intervenciones de Precios en el Trigo: Su Impacto en la Industria Molinera." Documento de Trabajo, Ilades/Georgetown University.
- Robledo, C. (2002). "Dynamic Econometric Modeling of the U.S. Wheat Grain Market." Tesis de doctorado en Louisiana State University and Agricultural and Mechanical College.
- Tomek, W.G. (1998). "Structural Econometric Models: Past and Future (with Special Reference to Agricultural Economics Applications)." Proceedings of the NCR-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management. Chicago, IL. Texto disponible en <http://www.farmdoc.uiuc.edu/nccc134>.
- Tomek, W.G. y R.J. Myers (1993). "Empirical Analysis of Agricultural Commodity Prices: A Viewpoint." *Review of Agricultural Economics* 15: 181-202.
- Venturelli, A. (2003). "Una Estimación del Efecto Distributivo de las Bandas de Precio 1984-2000." *Serie Economía* N°62, Centro de Economía Aplicada, Universidad de Chile.
- Westcott, P.C. y L.A. Hoffman (1999). "Price Determination for Corn and Wheat." Market and Trade Economics Division, Economic Research Service, U.S. Department of Agriculture. Technical Bulletin N°1878.

APÉNDICE

Rebalanceo del Comercio Mundial

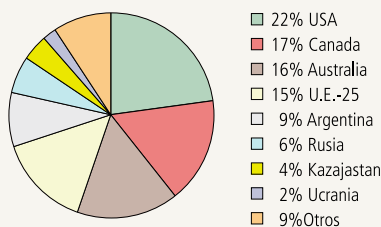
Europa ha reducido su participación de mercado en el comercio agrícola como resultado de los procesos de reforma de la política común agrícola. En el caso de EEUU, aunque continúa siendo dominante en el mercado mundial del maíz, ha perdido participación de mercado en soya y trigo. Australia y Nueva Zelanda han expandido sus volúmenes exportados de productos agrícolas en los últimos años.

Brasil ha expandido de manera importante su presencia en los mercados de productos agrícolas como exportador neto, especialmente, soya y azúcar. Como contrapartida, China se ha convertido en un importador neto clave para determinar la tendencia de los mercados de productos agrícolas. Aunque India se encuentra en una situación más rezagada que las otras dos economías, se puede conjeturar que cualquier cambio residual en el consumo y producción domésticos será transmitido a los mercados mundiales.

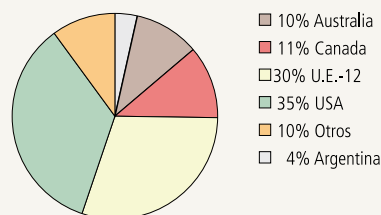
GRÁFICO A-1

Comercio Mundial de Trigo y Maíz

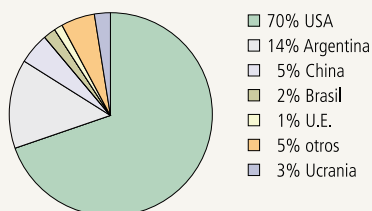
Exportaciones de trigo 2006/2007



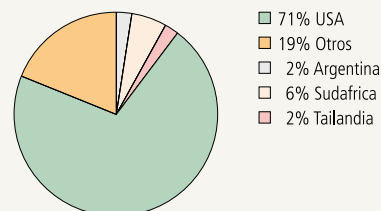
Exportaciones de trigo 1989/1990



Exportaciones de maíz 2006/2007



Exportaciones de maíz 1989/1990



Fuente: Departamento de Agricultura de Estados Unidos (USDA).

METODOLOGÍAS PARA LA ESTIMACIÓN DE EXPECTATIVAS SOBRE TASAS DE POLÍTICA MONETARIA

Felipe Jaque S.
Alfredo Pistelli M.**

I. MOTIVACIÓN

Entre las variables relevantes para evaluar el escenario internacional que enfrenta la economía chilena, se encuentran las perspectivas para los precios de los principales activos financieros internacionales. La evolución esperada de las tasas de política monetaria (TPM) de las economías desarrolladas es, en este contexto, una variable clave. Si bien es posible derivar la trayectoria esperable de las TPM en las principales economías a partir de lo expresado en los comunicados de cada reunión de política monetaria de sus bancos centrales, existen distintas metodologías para extraer los movimientos esperados de las TPM a corto y mediano plazo.

Este trabajo describe brevemente distintas metodologías para extraer las expectativas sobre el comportamiento futuro de las TPM en las economías desarrolladas, y presenta algunos resultados. La siguiente sección presenta métodos de extracción de expectativas futuras de TPM a partir de los precios de instrumentos derivados: futuros y opciones sobre tasas de interés. La tercera sección describe una metodología basada en la estimación de funciones de reacción, que es uno de los insumos utilizados por los analistas del mercado para anticipar movimientos de las TPM. La cuarta y última sección presenta algunas conclusiones. Cabe mencionar que los resultados obtenidos con estas herramientas proveen un marco para la definición del escenario base y los sesgos que registran los agentes respecto de la perspectiva de corto y mediano plazo de la política monetaria en economías desarrolladas.

II. EXTRACCIÓN DE EXPECTATIVAS DESDE INSTRUMENTOS DERIVADOS

En las economías cuyos mercados financieros son desarrollados y profundos, se dispone de información detallada sobre precios y transacciones de instrumentos derivados. Respecto de las tasas de política monetaria, es posible extraer, sobre esta base, las expectativas de mercado sobre el comportamiento futuro de las TPM. A partir de los precios de estos instrumentos es posible derivar los parámetros fundamentales de los cuales se extraen las probabilidades que el mercado asigna a distintos escenarios.

Entre los activos derivados que permiten extraer expectativas del mercado se encuentran los contratos futuros y las opciones de compra y venta. A continuación, se describen metodologías que utilizan esta información, y se presentan algunos resultados de su aplicación.

1. Uso de Contratos de Futuros de Tasas de Interés

Para inferir las expectativas de TPM a partir de contratos futuros de tasas de interés de corto plazo, se pueden utilizar directamente los instrumentos derivados sobre la tasa de política monetaria para horizontes cortos, de manera de asegurar que los contratos considerados sean de alta liquidez. Asimismo, existen mercados de futuros para tasas de interés de corto plazo que siguen de cerca la trayectoria de las TPM y, por tanto, se pueden utilizar para extraer las expectativas sobre el comportamiento de estas.¹

* Gerencia de Análisis Internacional, Banco Central de Chile. E-mails: fjaque@bcentral.cl; apistelli@bcentral.cl

¹ En el caso de utilizar contratos relacionados con tasas de interés de mercado, usualmente se descuenta el premio de mercado que existe entre estas y la TPM. Para más detalle, ver Cavières, González y Jaque (2007).

En particular, para el caso de EE.UU., están disponibles los contratos futuros sobre la tasa *Fed Funds* (TPM de EE.UU.) para un horizonte cercano a seis meses, mientras los contratos futuros sobre Libor a seis meses están disponibles para plazos más largos. Una combinación de ambas curvas de contratos nos permite construir una trayectoria esperada de la tasa *Fed Funds*. Para el caso de la Zona Euro, existen contratos futuros de tasas de interés de muy corto plazo (*overnight*) que muestran una alta correlación con la tasa de referencia fijada por el Banco Central Europeo. A partir de estos instrumentos, es posible describir la trayectoria esperada de la TPM para la Zona Euro en el horizonte de corto y mediano plazo, descontando el premio de mercado estándar histórico para este mercado. En el caso de Japón, es posible obtener la trayectoria de la tasa de referencia a partir de la curva *swap* a corto plazo, la que entrega las expectativas de los agentes para los siguientes meses.

De esta forma, suponiendo que las trayectorias de las TPM descritas para cada una de estas economías entregan una estimación insesgada de la tasa de referencia esperada, es posible calcular las probabilidades que asigna el mercado a un cambio en la TPM a distintos horizontes. Para esto se requiere de algunos supuestos: (i) Existen solo dos estados posibles para la TPM en el horizonte seleccionado; esto es, aumento/mantención o mantención/disminución; y (ii) la dosis de política monetaria está predeterminada; por ejemplo, movimientos de 25 puntos base decididos en las reuniones de política monetaria que estén dentro del período de análisis.

A partir de los supuestos mencionados, y tomando la trayectoria de tasas descrita por los contratos futuros utilizados, la probabilidad de cambio de la TPM en cada una de las economías se deriva de la siguiente expresión:

$$F_{t+k}(TPM) = \pi * TPM_{t+k}^1 + (1 - \pi) * TPM_{t+k}^2. \quad (1)$$

Por lo tanto, el valor del contrato futuro en el horizonte $(t+k)$ corresponde al promedio ponderado de los dos estados posibles de la TPM en dicho horizonte, siendo, por ejemplo, el estado 1 un aumento de 25 puntos base y el estado 2, la mantención de la TPM (π corresponde a la probabilidad del estado 1). Cabe

mencionar que, si hay más de una reunión de política monetaria en el horizonte $(t+k)$, el cálculo corresponde a la probabilidad no condicional.

2. Uso de Contratos de Opciones de Tasas de Interés

Una limitación del método anterior es que considera solo dos estados posibles para la variable. Así, en un escenario donde las expectativas de los agentes se dividen en más de dos opciones de política monetaria, es necesario utilizar una metodología que permita más estados posibles para la TPM. Para esto, es posible utilizar la información contenida en contratos de opciones para construir la distribución de probabilidades que asigna el mercado a distintos resultados posibles para la TPM.

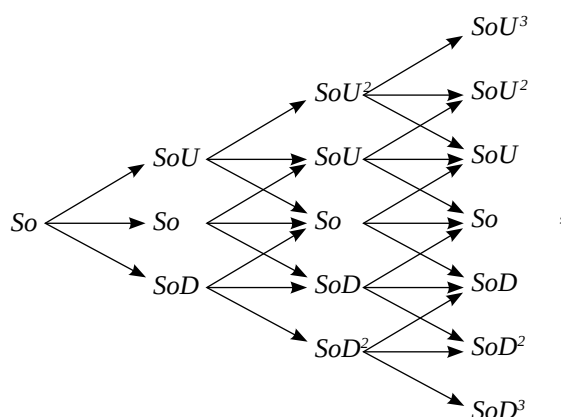
Para la extracción de expectativas de TPM de la información de contratos de opciones de tasas de interés, es necesario hacer algunos supuestos. En primer lugar, la distribución de probabilidades que se obtiene supone que se cumplen los supuestos de valorización del modelo de Black, Scholes y Merton,² es decir, está basada en probabilidades riesgo-neutrales. Este supuesto permite desligar las estimaciones del cálculo de probabilidades reales de los agentes; no obstante, replica de manera adecuada la forma en que distribuyen los retornos de los precios de los activos. En segundo lugar, para una aplicación más simple del enfoque se presume que existe una cantidad finita de puntos en el tiempo en los cuales el precio del activo financiero puede aumentar, mantenerse o disminuir. Esto parece adecuado al momento de estar evaluando las opciones para una TPM. En tercer lugar, un aspecto técnico del enfoque trinomial se relaciona con las trayectorias por las cuales se puede llegar a los distintos niveles de la TPM, lo que finalmente implica una forma simétrica del árbol trinomial que se construye, y que, no obstante, deriva en una distribución lognormal del precio futuro del activo y una distribución normal de los retornos.

De lo anterior se obtiene una distribución de probabilidades para la TPM basada en una media

² Para más detalle ver Black y Scholes (1973).

esperada que equivale al valor futuro de la TPM, la volatilidad implícita de las opciones que se transan a cada plazo y la tasa de interés libre de riesgo de corto plazo. A partir de esta, es posible estimar la probabilidad riesgo-neutral que el mercado asigna a las distintas trayectorias de la TPM que son de interés para el análisis del escenario de mercados financieros internacionales.

El siguiente diagrama presenta un árbol de decisión trinomial que ilustra esta metodología:



donde

So corresponde al valor *spot* de la tasa de interés;

$U = e^{\sigma\sqrt{3\Delta t}}$ corresponde a la magnitud del cambio al alza;

$D = 1/u$ representa la magnitud del cambio a la baja;

y Δt es la distancia en tiempo entre los nodos.

De este modo, las probabilidades estimadas de alza, mantención y reducción de la TPM, dentro de un esquema riesgo-neutral, quedan definidas por:

$$p_u = \sqrt{\frac{\Delta t}{12\sigma^2}} \left(r - \frac{\sigma^2}{2} \right) + \frac{1}{6}. \quad (2)$$

$$p_m = \frac{2}{3}. \quad (3)$$

$$p_d = -\sqrt{\frac{\Delta t}{12\sigma^2}} \left(r - \frac{\sigma^2}{2} \right) + \frac{1}{6}. \quad (4)$$

3. Aplicación de Metodologías Basadas en Instrumentos Derivados

A continuación se presentan resultados de estas metodologías para el caso de EE.UU. A partir de la información de contratos futuros y de opciones transados durante la segunda semana de septiembre de 2007 para las tasas de interés de corto plazo, se derivan las expectativas del mercado respecto de la evolución de la TPM de ese país (tasa *Fed Funds*) hacia fines del 2007.

Utilizando información de contratos de futuros transados a mediados de septiembre de 2007, se deduce que el mercado asignaba altas probabilidades a un recorte de la tasa *Fed Funds* en esa fecha (gráfico 1). Antes de la reunión del *Federal Open Market Committee* (FOMC) en septiembre de 2007, la TPM era 5.25%, y el mercado asignaba una probabilidad cercana a 75% a un recorte de 50 puntos base (pb) y una probabilidad de alrededor de 25% a una reducción de 25 pb. En tanto, las probabilidades basadas en contratos de opciones, que consideran el nivel del precio futuro y la volatilidad implícita de los contratos, entregaban un espectro más amplio de niveles probables en que se podía ubicar la TPM en el corto plazo. Así, el mercado asignaba una probabilidad algo menor de 40% a un recorte de 25 pb, algo superior a 40% a un recorte de 50 pb, una probabilidad cercana al 10% a un recorte de 75pb, y una probabilidad casi nula a los escenarios de mantención o recortes mayores para la reunión del FOMC de septiembre de 2007.

De esta forma, las expectativas basadas en la información de los contratos de opciones entregan una visión más clara de la incertidumbre que enfrentaban los mercados antes de la reunión del FOMC de septiembre de 2007, en medio de las turbulencias financieras ocasionadas por la crisis del mercado hipotecario *subprime* desencadenada a comienzos de agosto. No obstante, tanto las expectativas basadas en contratos futuros como aquellas obtenidas a partir de contratos de opciones, asignaban altas probabilidades a un recorte de la TPM de 25 pb o 50 pb.

Los resultados para un horizonte más largo (reunión del FOMC de diciembre de 2007), mostraban una distribución de probabilidades algo más amplia (gráfico 2). Dado que en el caso de los contratos futuros se asigna probabilidad a solo dos decisiones posibles

en cada reunión de política monetaria, la distribución tiende a ser más concentrada que en los contratos de opciones. Así, a mediados de septiembre de 2007, esta metodología asignaba para la reunión de diciembre de 2007 una probabilidad de 15% a una reducción acumulada de 50 pb, cercana a 45% para recortes acumulados de 75 pb, y en torno a 40% para un recorte acumulado de 100 pb. Las probabilidades de mantención o alza eran casi nulas.

En el caso de las expectativas obtenidas a partir de los contratos de opciones, se aprecia nuevamente un mayor grado de incertidumbre respecto de la magnitud del recorte esperado de la TPM a diciembre de 2007. Si bien los escenarios a los cuales los contratos futuros asignan alta probabilidad se repiten, se suman escenarios más extremos de recorte de TPM con probabilidades en torno a 15%. Así, el mercado no descartaba recortes acumulados del orden de 150 pb a diciembre de 2007. Al igual que los contratos de futuros, esta metodología asigna escasa probabilidad a escenarios de mantención o alza.

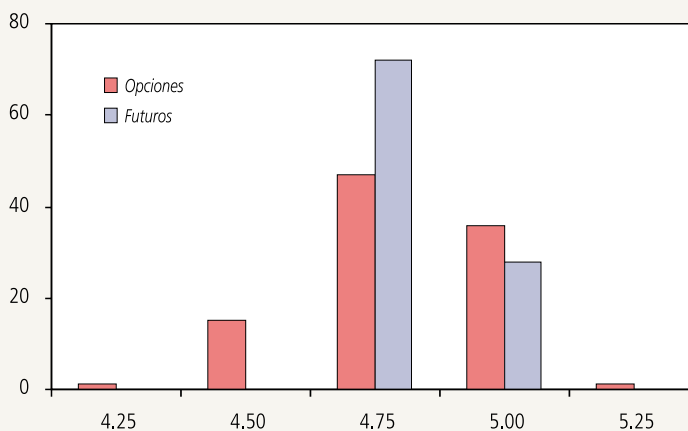
Así, las percepciones sobre la incertidumbre que enfrentan los mercados, en particular en un escenario de gran turbulencia, se recogen de manera más completa al utilizar la información tanto del promedio de las expectativas del mercado (futures) como de su dispersión (opciones). No obstante, los escenarios a los cuales se asignan probabilidades más altas no difieren mayormente al comparar los resultados de ambas metodologías.

III. ESTIMACIÓN DE TPM A PARTIR DE FUNCIONES DE REACCIÓN

Las funciones de reacción relacionan variables económicas con decisiones de TPM, y generalmente están inspiradas por una regla de Taylor. Taylor (1993) muestra que una función de reacción simple, conocida

GRÁFICO 1

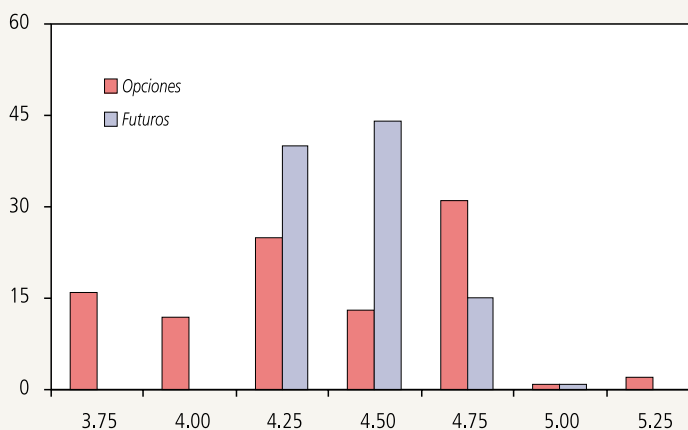
Probabilidades de Escenarios TPM para Reunión FOMC de Septiembre 2007 (porcentaje; información de 12/09/07)



Fuente: Bloomberg y elaboración propia de los autores.

GRÁFICO 2

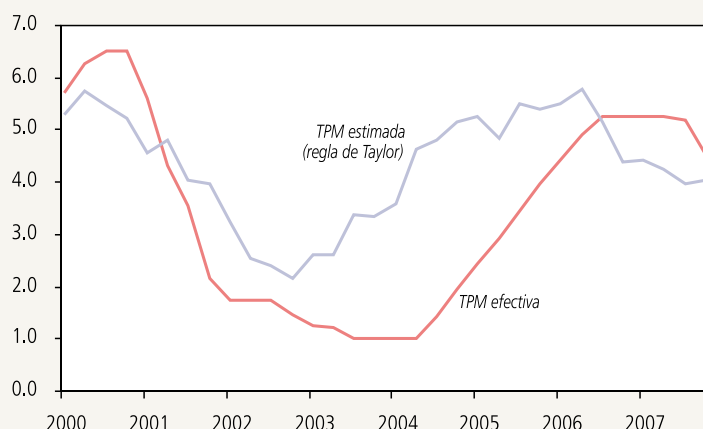
Probabilidades de Escenarios TPM para Reunión FOMC de Diciembre 2007 (porcentaje; información de 12/09/07)



Fuente: Bloomberg y elaboración propia de los autores.

como la regla de Taylor, es una buena representación del comportamiento de la tasa *Fed Funds* a fines de los ochenta y comienzos de los noventa. Esta regla se basa en que la Reserva Federal de EE.UU. (*Fed*) responde a desviaciones de la inflación respecto de su objetivo, y a la brecha entre el producto efectivo y el producto potencial. A partir de esto, varios trabajos han intentado estimar funciones de reacción de la *Fed* y mejorar su capacidad predictiva (Clarida, Galí

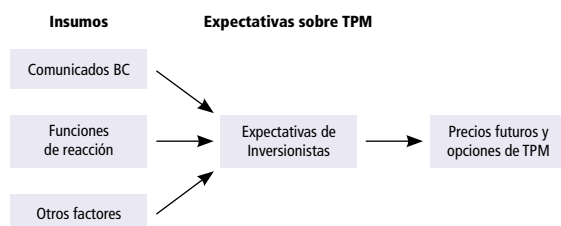
Gráfico 3 TPM Efectiva y Estimada de EE.UU
(porcentaje; información al 4° trimestre de 2007)



Fuente: Bloomberg y elaboración propia de los autores.

y Gertler 2000; Orphanides, 2001; Ball y Tchaidze, 2002; Orphanides y Williams, 2003, entre otros).

Como muestra el siguiente diagrama, uno de los elementos de que disponen los inversionistas para la toma de decisiones en el mercado de instrumentos derivados de las TPM son las funciones de reacción. Su utilidad adquiere mayor relevancia en un escenario en que los comunicados de la autoridad monetaria son poco informativos. Aun cuando este no sea el caso, dicha herramienta entrega una visión basada en fundamentos macroeconómicos que complementa la lectura entregada por las expectativas implícitas en precios de futuros y opciones. En particular, aporta una visión de tendencia que se ve menos afectada por factores coyunturales.



El gráfico 3 muestra el comportamiento de la tasa Fed Funds y de una TPM estimada a partir de una regla de Taylor. Se observa que a fines del 2007 la tasa efectiva superaba la TPM estimada, situación que se corrige y revierte rápidamente luego de los significativos recortes acordados por la Fed a comienzos del 2008.

Si bien el diferencial entre la TPM efectiva y la TPM estimada a partir de una función de reacción entrega información de la dirección esperada de futuros cambios en la tasa de política monetaria, no dice cómo o cuándo se alcanzará la tasa apropiada. Para dar respuesta a este punto, bancos de inversión y académicos han optado por estimar la probabilidad de cambio en la TPM utilizando la metodología de probit ordenado. Como variables explicativas se incluye el diferencial entre las TPM efectiva y estimada de acuerdo con una función de reacción, además de otras variables que pueden afectar la velocidad de ajuste de la política monetaria.

Así, primero se estima una función de reacción cuya forma general sería:

$$i_t^{TR} = x_t \beta + v_t \quad (5)$$

Luego se estima la probabilidad de cambio de la TPM según la expresión:

$$\Pr(\Delta i_t | d_t \gamma) = \phi(d_t \gamma) \quad (6)$$

utilizando la metodología de *probit* ordenado, donde:

$$\Delta i_t = \begin{cases} 0 \text{ (-50 pb)} & \text{si } R_t < p_5 \\ 1 \text{ (-25pb)} & \text{si } p_5 \leq R_t < p_4 \\ 2 \text{ (0 pb)} & \text{si } p_4 \leq R_t < p_3 \\ 3 \text{ (+25pb)} & \text{si } p_3 \leq R_t < p_2 \\ 4 \text{ (+50pb)} & \text{si } p_2 \leq R_t \end{cases} \quad (7)$$

R_t es una variable latente que depende linealmente de las variables explicativas d_t , entre las que se incluye el diferencia entre la TPM estimada (5) y la TPM efectiva del período anterior ($i_t^{TR} - i_{t-1}$).

IV. CONCLUSIONES

Las metodologías presentadas en esta nota entregan una herramienta útil para evaluar una de las variables

claves del escenario internacional de corto y mediano plazo. Por un lado, las expectativas de TPM son una variable que influye directamente en la evolución de las principales variables financieras externas. Por otro lado, son un reflejo de la evaluación del escenario de crecimiento e inflación que hacen los agentes económicos.

Estas metodologías entregan interpretaciones complementarias de las condiciones macroeconómicas. En particular, el enfoque de funciones de reacción entrega una visión acerca del curso futuro de la TPM a partir de las condiciones macroeconómicas más fundamentales. Por su parte, estimaciones basadas en contratos futuros y de opciones recogen, adicionalmente, las expectativas generadas a partir de indicadores de mayor frecuencia y comunicados de los bancos centrales, lo que permite capturar posibles cambios en la sensibilidad de las autoridades monetarias.

Si bien las conclusiones que se deducen de las funciones de reacción y los contratos de derivados pueden coincidir, esto no se da necesariamente. En particular, en el escenario actual de dificultades de liquidez, la sensibilidad de las autoridades monetarias frente a factores macroeconómicos “tradicionales” puede ser distinta a la sugerida por una regla de Taylor.

Los resultados obtenidos a partir del uso de contratos futuros y contratos de opciones pueden diferir pero, por lo general, las conclusiones respecto de la dirección y el sesgo son básicamente iguales. Aun

así, en términos estrictos el método de extracción a partir de contratos futuros es apropiado en un contexto donde la TPM puede tomar dos estados posibles, mientras que el uso de contratos de opciones entrega una visión más amplia de estados probables. Esta diferencia adquiere relevancia en períodos en que existe poca claridad respecto de la dirección y/o dosis de un eventual cambio en la TPM.

REFERENCIAS

- Ball, L. y R. Tchaizde (2002). “The Fed and the New Economy.” *American Economic Review* 92(2): 108-14.
- Black, F. y M. Scholes (1973), “The Pricing of Options and Corporate Liabilities.” *Journal of Political Economy* 81: 637-54.
- Cavieres, L., H. González y F. Jaque (2007). “Premios de Mercados y Ciclos de Política Monetaria en EE.UU.” *Economía Chilena* 10(1): 105-10.
- Clarida, R., J. Galí y M. Gertler (1998). “Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence.” *European Economic Review* 42(junio): 1033-68.
- Orphanides, A. (2001). “Monetary Policy Rules Based on Real-Time Data.” *American Economic Review* 91(4): 964-85.
- Orphanides, A. y J.C. Williams (2003). “Robust Monetary Policy Rules with Unknown Natural Rates.” Finance and Economics Discussion Paper Series N°2003-11, Reserva Federal de los Estados Unidos.
- Taylor, J.B. (1993). “Discretion versus Policy Rules in Practice.” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39(diciembre): 195-214.

PREDICTIBILIDAD ENCUBIERTA EN ECONOMÍA: EL CASO DEL TIPO DE CAMBIO NOMINAL CHILENO*

*Pablo Pincheira B.***

I. INTRODUCCIÓN

En muchas aplicaciones económicas, modelos y variables son evaluados por su capacidad para generar predicciones acertadas. Esta práctica usualmente compara el error cuadrático medio de predicción (ECMP) generado fuera de muestra por los modelos o métodos que están en evaluación.

Parte importante de la literatura define explícita o implícitamente la siguiente regla de decisión: El modelo o método escogido será el que entregue el menor ECMP en un ejercicio fuera de muestra.

Otra parte importante de la literatura opta por realizar inferencia respecto a la capacidad predictiva de los modelos. En este contexto, surge natural pensar en un *t-type statistic* basado en diferencias del ECMP. Un test de estas características se ha popularizado por el trabajo de Diebold y Mariano (1995) así como por el de West (1996), razón por la cual se abrevia a este tipo de test como DM, o alternativamente como DMW.¹ Debe señalarse que West (1996) se centra en una versión perfeccionada del test planteado por Diebold y Mariano (1995), al incorporar explícitamente la incertidumbre paramétrica en una variedad de aplicaciones². Cabe notar que uno de los aportes de West (1996) es presentar condiciones bajo las cuales se obtiene un resultado denominado *irrelevancia asintótica*, que se refiere al desvanecimiento asintótico de la incertidumbre paramétrica en un test del tipo DMW. Esta irrelevancia ocurre, por ejemplo, cuando la función de pérdida utilizada es cuadrática. Finalmente West (1996) también señala explícitamente que la aplicación del test de DMW con valores asintóticos normales puede ser incorrecta si los modelos bajo evaluación están anidados, situación que ocurre en las tradicionales comparaciones del

ECMP fuera de muestra entre un modelo lineal y una martingala en diferencias.³

La regla de decisión que surge al aplicar inferencia estadística de tipo frecuentista, se basa en encontrar la distribución (asintótica, exacta o aproximada mediante algún tipo de *bootstrap*) del estadístico en cuestión, asumiendo que la hipótesis nula es satisfecha. Una vez conocida la distribución bajo la nula (o su aproximación), es posible obtener valores críticos asociados a cualquier tamaño nominal α del test, o equivalentemente a cualquier nivel de confianza $1-\alpha$. Con los valores críticos en la mano, la hipótesis nula de igualdad de habilidad predictiva entre dos modelos se rechaza a favor de la hipótesis alternativa si el estadístico DMW cae fuera del rango definido por los valores críticos. De otra manera, no se rechaza la nula.

En este contexto, los objetivos de este documento son dos. Primero, se pretende entregar sólidos argumentos que evidencien los costos de aplicar una regla de decisión basada en comparaciones del ECMP que no involucren un ejercicio de inferencia estadística. En segundo lugar, se pretende explicar y mostrar vía simulaciones de Monte Carlo, los eventuales costos de utilizar valores asintóticos normales con el test DMW, cuando los modelos que se comparan son anidados. Finalmente, este último

* Se agradecen las sugerencias de Klaus Schmidt-Hebbel, Jorge Selaive, Andrea Bentancor y un árbitro anónimo. Todos los errores que persisten son de responsabilidad del autor y no comprometen la opinión del Banco Central de Chile ni de sus consejeros.

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

¹ White (2000) y Giacomini y White (2006) por ejemplo, usan esta notación.

² Incertidumbre paramétrica se denomina el hecho de no conocer realmente los parámetros poblacionales de un modelo.

³ Existe toda una literatura que utiliza como benchmark predictivo al camino aleatorio. Se observa que un camino aleatorio en primeras diferencias es una martingala en diferencias, proceso que, en general, está anidado en una gran cantidad de modelos.

costo es ejemplificado en dos casos concretos que intentan evaluar predictibilidad del tipo de cambio nominal peso/dólar en Chile.

El documento se organiza de la siguiente manera: la próxima sección establece el contexto econométrico sobre el cual se construye este artículo. La tercera sección enfatiza algunos problemas asociados a las comparaciones directas de ECMP que no involucran inferencia. La cuarta sección se ocupa de mostrar los costos que pueden generarse al utilizar valores críticos normales para el test de DMW cuando se realizan comparaciones de ECMP entre modelos anidados. La quinta sección ilustra estos costos en aplicaciones empíricas que evalúan predictibilidad de los retornos del tipo de cambio nominal en Chile. Finalmente, la sexta sección entrega algunos comentarios, un resumen y conclusiones.

II. CONTEXTO ECONOMÉTRICO

El contexto econométrico que se usa es muy parecido al de Clark y West (2006), pero ligeramente modificado y ampliado con el fin de ajustarse a los objetivos del presente documento. Se tienen dos modelos, uno que se denomina nulo y otro alternativo. Por simplicidad, en la presente sección se trabajará con predicciones un paso hacia delante.

$$M_A: y_{t+1} = \alpha + \beta x_t + \gamma z_t + \varepsilon_{t+1} \quad (1)$$

$$M_0: y_{t+1} = \gamma z_t + \varepsilon_{t+1} \quad (2)$$

La variable y_t en las expresiones (1) y (2) representa, por ejemplo, el retorno de algún activo financiero entre los instantes t y $t+1$, ε_{t+1} y ε_{2t+1} son perturbaciones aleatorias no correlacionadas con información previa al instante t , mientras x_t y z_t representan regresores exógenos. También se supone estacionariedad para todas las variables involucradas.

Se observa, además, que los modelos en (1) y (2) son anidados. Esto, porque el modelo (2) se puede recuperar íntegramente del modelo (1) al imponer que los parámetros α y β sean cero. Esta observación es importante y, como se verá más adelante, tiene consecuencias directas sobre la validez de los valores críticos normales para el test de DMW.

III. COMPARAR SIN INFERENCIA

En muchas ocasiones, un par de modelos — anidados o no anidados— son evaluados a través de su capacidad para generar mejores predicciones. En muchas ocasiones también, el criterio para determinar qué modelo o estrategia predictiva genera predicciones de mejor calidad se basa en comparaciones del ECMP fuera de muestra. Una regla de decisión usual en varios estudios consiste en escoger el modelo que presente el menor ECMP fuera de muestra. Este tipo de reglas de decisión no involucra ningún tipo de inferencia estadística. Simplemente compara dos números. Hay un reparo importante que se debe considerar y que puede ser resumido en los siguientes dos puntos:

- El ECMP fuera de muestra es un estadístico, y como tal su comportamiento está regido por una función de distribución. Desde esta perspectiva, resulta evidente que obtener conclusiones a partir de una comparación simple y directa de dos realizaciones de este estadístico puede inducir a error. En efecto, es posible que las diferencias encontradas no sean sistemáticas, sino aleatorias. Es decir, que no sean estadísticamente significativas. Aún más, en caso de que se realice una comparación entre modelos anidados, es muy probable que sea el modelo con menor número de parámetros estimados, y no necesariamente el modelo verdadero, el que obtenga el menor ECMP. Esto puede ocurrir simplemente porque el error de estimación puede ser menor en un “modelo chico” que en un “modelo más grande”. Este caso es analizado por Clark y West (2006) y en forma algo distinta por Pincheira (2006).
- Una manera interesante de cuantificar el problema descrito en el punto anterior surge al limitarse al simple contexto de modelos no anidados y de una función de pérdida cuadrática. En este caso, el estadístico DMW tiene una distribución asintótica normal estándar bajo la nula de igual capacidad predictiva. De esta manera, una regla que seleccione el mejor modelo como aquel con menor ECMP, resulta equivalente a realizar un test respecto de las diferencias de ECMP con un nivel de confianza

del 50%.⁴ En otras palabras, se está permitiendo cometer un error de tipo I en el 50% de los casos, diez veces más que lo que sugiere la práctica frecuentista de realizar tests con una significancia del 5%.

Sobre la base de estos comentarios, se considera conveniente privilegiar la práctica de realizar inferencia sobre la alternativa de no realizarla.

IV. INFERENCIA EN MODELOS ANIDADOS

En esta sección se considera el contexto econométrico resumido en las expresiones (1)–(2).

La hipótesis nula que se desea testear es

$$H_0: \alpha = \beta = 0$$

frente a la siguiente alternativa

$$H_A: \alpha \neq 0 \quad \text{ó} \quad \beta \neq 0$$

El ECMP de ambos modelos se puede formular como sigue:

$$ECMP_0: E(y_{t+1} - \gamma z_t)^2 = E(\varepsilon_{t+1})^2 \quad (3)$$

$$ECMP_A: E(y_{t+1} - (\alpha + \beta x_t + \gamma z_t))^2 = E(\varepsilon_{2t+1})^2. \quad (4)$$

Se observa que, si la hipótesis nula es verdadera, entonces los ECMP de ambos modelos son iguales, y aun más, las perturbaciones $\varepsilon_{1,t+1}$ y $\varepsilon_{2,t+1}$ son idénticas y el diferencial de perturbaciones al cuadrado es idénticamente igual a cero. Esto sugiere que la construcción de tests estadísticos basados en diferenciales de ECMP puede ser compleja. En efecto, consideremos el estadístico de DMW aplicado a una función de pérdida cuadrática, y a predicciones un paso hacia delante. Este estadístico tiene la siguiente forma:

$$DMW \equiv \sqrt{P} \frac{\hat{E}(\hat{\varepsilon}_{1t+1}^2 - \hat{\varepsilon}_{2t+1}^2)}{\sqrt{\Omega}}, \quad (5)$$

donde Ω es un estimador consistente de la varianza asintótica del numerador en (5) debidamente ponderado por $P^{1/2}$ (ver McCracken, 2007), en que P denota el número de predicciones fuera de muestra y

las variables con tilde se utilizan explícitamente para destacar que el estadístico DMW se construye con errores de predicción que dependen de parámetros estimados.

El punto central de la inferencia predictiva fuera de muestra en modelos anidados es que la varianza asintótica del numerador en (5), debidamente ponderada por $P^{1/2}$, es nula. Intuitivamente, esto se puede ver al notar que la dependencia de parámetros estimados desaparece en forma asintótica, por lo que el numerador en (5) debidamente ponderado por $P^{1/2}$ converge en probabilidad a una función de la diferencia del cuadrado de los errores de predicción que, como ya se ha señalado, es idénticamente igual a cero bajo la nula. En otras palabras:

$$\sqrt{P} \hat{E}(\hat{\varepsilon}_{1t+1}^2 - \hat{\varepsilon}_{2t+1}^2) \xrightarrow{\text{Pr}} 0,$$

por lo que, en principio, no queda claro qué sucede asintóticamente con el estadístico en (5), pues tanto su numerador como su denominador convergen a cero. McCracken (2007) muestra para estos casos que la distribución del estadístico DMW existe y, en general, se puede expresar como un cociente de funcionales de movimientos brownianos. En pocas palabras, la distribución existe, no es degenerada, pero en general dista de ser normal.⁵

El gráfico 1 muestra una estimación no paramétrica, usando un kernel gaussiano, de la distribución del estadístico DMW bajo la hipótesis nula de ausencia de predictibilidad en un contexto de modelos anidados. El proceso generador de datos está basado en un modelo cambiario de arbitraje descubierto de tasas de interés. Detalles de la generación de este proceso se encuentran en Clark y West (2006).

⁴ Algunas veces se implementan estos tests de manera de rechazar la hipótesis nula en favor de un determinado modelo si el ECMP de este modelo es menor que el del otro modelo bajo comparación. De esta manera, se realizan tests de una sola cola y, por lo tanto, la zona de rechazo de la hipótesis nula queda caracterizada por un sector bajo la cola derecha o izquierda de la distribución asociada a esta hipótesis.

⁵ McCracken (2007) entrega los valores críticos correctos cuando las predicciones se realizan un paso hacia delante. Además muestra que la normalidad asintótica se logra en un caso particular: cuando el cociente entre el número de observaciones utilizadas para evaluar predicción y las observaciones usadas para la primera estimación de parámetros converge a cero.

Como puede observarse en el gráfico 1, la distribución del estadístico DMW presenta un evidente sesgo en favor del modelo con menos parámetros a estimar. A modo de ejemplo, se observa que el típico valor crítico normal estándar, 1.645, asociado a un test de una sola cola con un nivel de confianza del 90%, ahora está asociado a un error de tipo I prácticamente nulo.

Usando argumentos asintóticos distintos de los de McCracken (2007), Clark y West (2006) interpretan el sesgo que muestra el gráfico 1 como una distorsión originada en el exceso de parámetros a estimar que uno de los modelos presenta sobre el otro, parámetros que, por lo demás, son nulos cuando se considera la hipótesis nula como verdadera. En términos prácticos, entonces, se puede decir que al comparar la capacidad predictiva de un modelo económico con la de un camino aleatorio, por ejemplo, se está haciendo una comparación “injusta”, pues ambos modelos presentan un grado distinto de incertidumbre paramétrica que induce un sesgo a favor del camino aleatorio, similar al que muestra el gráfico 1.

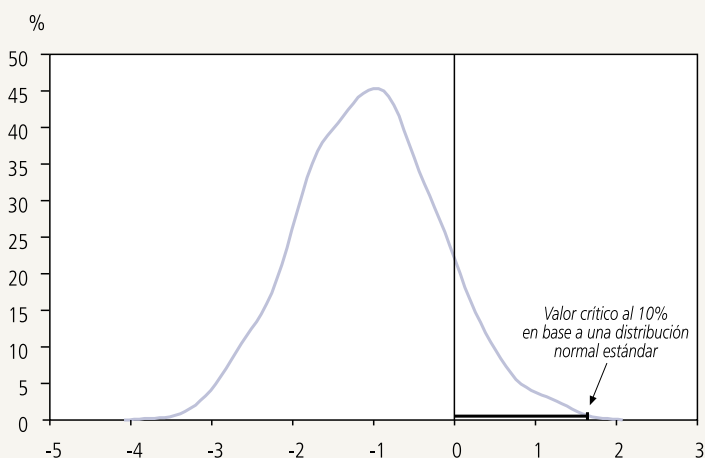
Más allá de los valores críticos que provee McCracken (2007) y algunos útiles métodos de *bootstrap*, existen en la literatura otros tests que son especialmente adecuados para casos de modelos anidados y que ofrecen soluciones interesantes al sesgo que muestra el gráfico 1. En este sentido, vale la pena destacar los trabajos de Clark y West (2006, 2007) y el de Pincheira (2006).

V. PREDICCIÓN DEL TIPO DE CAMBIO NOMINAL EN CHILE

En esta sección se ilustra el costo de realizar inferencia sobre habilidad predictiva con el estadístico de DMW entre modelos anidados, sin utilizar los resultados derivados por Clark y West (2006) o por McCracken (2007). Las dos aplicaciones que se muestran evalúan la predictibilidad del tipo de cambio nominal chileno usando como *benchmark* predictivo un camino aleatorio sin intercepto. Los detalles de cada una de estas ilustraciones siguen a continuación.

GRÁFICO 1

Estimación de la Distribución del Estadístico de DMW (Bajo la Hipótesis Nula de Ausencia de Predictibilidad)



Fuente: Elaboración propia.

La primera aplicación que se muestra se basa en Pincheira (2006). Dicho estudio evalúa la capacidad que tiene el diferencial de tasas de interés para predecir la paridad peso/dólar en frecuencia mensual. Los datos cubren el período entre abril de 1994 y abril de 2005 y provienen del *International Financial Statistics*. Como tasas de interés se utilizan las tasas de descuento. Para estimar el modelo alternativo vía mínimos cuadrados ordinarios, se usa una ventana rolling de 36 observaciones y se genera un total de 108 predicciones un paso hacia delante para construir los estadísticos que se muestran en el cuadro 1.

La primera columna del cuadro 1 muestra un valor negativo para el estadístico DMW. Esto quiere decir que el ECMP del camino aleatorio es inferior al ECMP del modelo alternativo. De esta manera, un investigador que se contentara con solo evaluar las diferencias de ECMP o a lo sumo con realizar inferencia tradicional vía el estadístico DMW, podría concluir que el camino aleatorio tiene mejor capacidad predictiva que el modelo basado en diferenciales de tasas de interés⁶.

La segunda columna del cuadro 1 es muy parecida a la primera. La importante diferencia es que ahora

⁶ Por inferencia tradicional nos referimos a la práctica de utilizar valores críticos normales, obviando que los modelos bajo consideración estén anidados.

el mismo estadístico DMW es evaluado de acuerdo con los valores críticos provistos por McCracken (2007). Tal como muestra el cuadro, estos valores críticos correctos permiten rechazar la hipótesis nula en favor de la alternativa con un nivel de confianza del 90%. Las columnas 3 y 4 muestran los estadísticos propuestos por Clark y West (2006), así como una variación propuesta por Pincheira (2006). Se observa en ambos casos que el estadístico utilizado por estos autores es de signo positivo, favoreciendo el modelo alternativo y, en el caso del test propuesto en Pincheira (2006), rechazando la hipótesis nula al 5% en favor del modelo de paridad descubierta de tasas, dando cuenta de la existencia de predictibilidad encubierta en la paridad peso/dólar.

CUADRO 1			
Evaluación Predictiva del Tipo de Cambio Peso-Dólar (frecuencia mensual)			
(1) DMW	(2) McCracken	(3) Clark-West	(4) Pincheira
-0,14	-0.14*	1.21**	6.19E-04**
Fuente: Pincheira (2006). *Rechazo al 10% **Rechazo al 5%			

De esta manera, un conocedor de las limitaciones del estadístico de DMW, y que utilizara los valores críticos correctos derivados por McCracken (2007) o métodos alternativos adecuados para realizar inferencia en modelo anidados, contaría una historia diametralmente opuesta a la anterior, concluyendo que el camino aleatorio es vencido por el modelo basado en paridad de tasas de interés.

El cuadro 2 muestra un ejercicio similar al anterior y está basado en los resultados de Abarca et al. (2007). El objeto a predecir es el retorno de la paridad peso/dólar, pero ahora se utiliza una muestra en frecuencias diarias entre el 3 de enero de 2000 y el 28 de abril de 2006. El modelo alternativo, que nuevamente compite con el camino aleatorio sin intercepto, es una formulación lineal que usa como único regresor el logaritmo natural del indicador de análisis técnico llamado Relative Strength Index (RSI).

El cuadro 2 muestra la evaluación predictiva de los retornos del tipo de cambio a seis horizontes distintos. La última fila tiene información sobre las diferencias de ECMP entre ambos modelos en competencia. Un “visto bueno” (✓) indica que el RSI tiene un ECMP más pequeño que el del camino aleatorio. Una “cruz” (X) indica lo contrario. La fila inmediatamente

CUADRO 2						
Evaluación Predictiva del Tipo de Cambio Peso-Dólar (frecuencia diaria)						
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Horizonte predictivo en días						
Estadístico	1	4	8	14	28	35
Clark-West	1.61*	1.93**	2.52***	2.60***	2.00***	1.35*
Diferencia ECM	✓	✓	✓	✓	X	X
Fuente: Abarca et al. (2007). *Rechazo al 10%, **Rechazo al 5%, ***Rechazo al 1%. ECM denota al Error Cuadrático Medio del error de predicción fuera de muestra. Modelo nulo es un camino aleatorio sin intercepto. Modelo alternativo: $\ln(TCO_{t+k}) - \ln(TCO_t) = a + b \ln(Z_t)$ Z Denota al Índice de Fuerza Relativa a 14 días. TCO denota al tipo de cambio nominal Peso/Dólar, k denota el horizonte de predicción. Estimación fuera de muestra via rolling OLS. Rolling window de tamaño 500-k. Número total de datos es 1581-k. “Visto Bueno” en tercera fila denota menor ECM fuera de muestra del modelo alternativo. “X” en tercera fila denota menor ECM fuera de muestra del camino aleatorio. “Visto Bueno” en cuarta fila denota menor ECM fuera de muestra del modelo alternativo cuando es ajustado por un “shrinkage factor”. Estimación HAC por Gallant (1997) con selección óptima de rezagos de Newey-West (1994) Datos en frecuencia diaria desde 03/01/2000 hasta 28/04/2006						

superior contiene información acerca del estadístico de Clark y West (2006). En esa fila se observa que, de acuerdo con este estadístico, se rechaza la hipótesis nula en función de la alternativa, para todos los horizontes bajo análisis. Sin embargo, el ECMP es inferior para el camino aleatorio en predicciones a 28 y 35 días. Un investigador que se contentara con simples comparaciones de ECMP concluiría que la información contenida en el RSI tiene valor predictivo de los retornos del tipo de cambio solo para horizontes inferiores a 15 días. Un conocedor de las limitaciones del estadístico de DMW y de las simples comparaciones de ECMP, concluiría en cambio, que la información contenida en el RSI vence al camino aleatorio para todo horizonte de análisis, en forma estadísticamente significativa.

VI. RESUMEN Y CONCLUSIONES

Esta nota tiene dos objetivos: mostrar cuáles son los costos de realizar comparaciones directas de errores predictivos fuera de muestra sin realizar un contraste de hipótesis, y destacar que, cuando se comparan modelos anidados, el uso de valores críticos normales para el estadístico DMW es, en general, inadecuado.

Para subsanar estos problemas se sugiere, como regla general, realizar inferencia sobre capacidad predictiva y, en caso de que los modelos en comparación estén anidados, utilizar los valores críticos propuestos por McCracken para el test de DMW, o bien realizar otros tests, como los propuestos por Clark y West (2006, 2007) y Pincheira (2006). Claramente, los métodos de bootstrap también son una alternativa válida.

Los argumentos teóricos y empíricos presentados en esta nota muestran que los problemas mencionados en el párrafo anterior no son de segundo orden ni yacen en el plano retórico. Sin la debida cautela, estos problemas pueden inducir a tomar decisiones incorrectas.

Sin duda, la ciencia económica y sus ramas —como la econometría— se encuentran frecuentemente

descubriendo nuevas fuentes de sesgos, inconsistencias y, a veces, también nuevas formas de subsanar estas falencias. En la medida que estos aportes sean aceptados por la comunidad científica y luego debidamente difundidos e incorporados por los agentes responsables de las decisiones, se espera que la nebulosa y errática tarea predictiva en economía pueda ir, dentro de lo posible, disminuyendo sus niveles de incertidumbre

REFERENCIAS

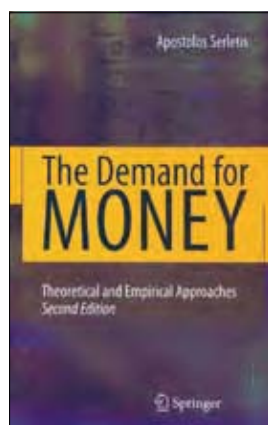
- Abarca, A., F. Alarcón, P. Pincheira y J. Selaive (2007). “Tipo de Cambio Nominal Chileno: Predicción en Base a Análisis Técnico.” Documento de Trabajo N°425, Banco Central de Chile.
- Clark, T. y K.D. West (2006). “Using Out-Of-Sample Mean Squared Prediction Errors to Test the Martingale Difference Hypothesis.” *Journal of Econometrics* 135(1-2): 155-86.
- Clark, T. y K.D. West (2007). “Approximately Normal Tests for Equal Predictive Accuracy in Nested Models.” *Journal of Econometrics* 138(1): 291-311.
- Diebold, F. y R. Mariano (1995). “Comparing Predictive Accuracy.” *Journal of Business & Economic Statistics* 13(3): 253-63.
- Gallant, A.R. (1987). *Nonlinear Statistical Models*. Nueva York, NY, EE.UU.: Wiley.
- Giacomini, R. y H. White (2006). “Tests of Conditional Predictive Ability.” *Econometrica* 74: 1545-78.
- McCracken, M. (2007). “Asymptotics for Out-of-Sample Tests of Granger Causality.” *Journal of Econometrics*, Volume 140, Issue 2, October 2007, Pages 719-752.
- Newey, W.K. y K.D. West (1994). “Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation.” *Review of Economic Studies* 61(4):631-53.
- Pincheira, P. (2006). “Shrinkage Based Tests of the Martingale Difference Hypothesis.” Documento de Trabajo N°376, Banco Central de Chile.
- West, K.D. (1996). “Asymptotic Inference about Predictive Ability.” *Econometrica* 64(5): 1067-84.
- White, H. (2000). “A Reality Check For Data Snooping.” *Econometrica* 68: 1097-127.

REVISIÓN DE LIBROS

COMENTARIO AL LIBRO "THE DEMAND FOR MONEY: THEORETICAL AND EMPIRICAL APPROACHES"

Apostolos Serletis
Springer, 2007

*J. Rodrigo Fuentes S. **



Uno de los temas económicos más controvertidos del siglo XX fue el rol del dinero en los modelos macroeconómicos. En particular, el análisis teórico de la demanda por dinero ocupó parte importante de la agenda de investigación de insignes economistas en los años cincuenta, tales como Baumol, Tobin y Friedman, entre otros. No obstante, la preocupación acerca de cuáles son los factores que determinan la demanda por dinero, se remonta a Keynes con los conocidos tres motivos para demandar dinero: transacción, especulación y precaución.

En las décadas siguientes, sesenta y setenta, la literatura estuvo más concentrada en el análisis empírico de la demanda por dinero. Los avances en econometría de principios de los ochenta, con el concepto de cointegración, revivieron el debate que se había generado en los setenta acerca de la estabilidad de la demanda por dinero para que los bancos centrales pudieran utilizarla en la formación de su política monetaria. Como resultado del debate, los bancos centrales abandonaron la conducción

de la política monetaria en función de agregados monetarios y comenzó el período en que la política monetaria se implementa manejando una tasa de interés de corto plazo. Los esfuerzos empíricos para mejorar el análisis de la demanda por dinero continuaron en los noventa, con la estimación de sistemas de demanda por activos, de los cuales formaban parte las distintas formas de agregar dinero (de liquidez decreciente: M1, M2, etc.). Las especificaciones empíricas de estos sistemas de demanda se derivan de modelos fundados en la teoría del consumidor aplicada a la demanda de un bien, en este caso el dinero. De allí se generan las restricciones que debería cumplir la demanda por distintos agregados monetarios, en términos de elasticidades precio e ingreso.

Buena parte de la historia anterior es bastante conocida para la mayoría de los economistas que se dedican a política monetaria, por lo cual llama la atención encontrarse con la segunda edición de un libro de 380 páginas acerca de la demanda por dinero, como es el trabajo en comento de Apostolos Serletis. ¿Qué aporta un libro completo sobre demanda por dinero en relación con lo ya escrito?¹ El libro realiza un recorrido a través de la historia de la literatura sobre la demanda por dinero, tanto teórica como empírica, incluyendo los avances más recientes en este tópico. Hace un esfuerzo por formalizar cada uno de los modelos y porque sea un trabajo autocontenido, para lo cual dedica varias páginas a la teoría econométrica aplicada en los distintos modelos de estimación. También es rico en referencias respecto de la teoría

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

¹ Por ejemplo, véase el conocido libro de Laidler (1993).

de demanda por dinero, la evidencia empírica y las técnicas econométricas. El lector no debería esperar nueva evidencia empírica en torno a la demanda por dinero, pero sí encontrará los diferentes problemas que se enfrentan en su estimación y una agenda futura de investigación en el tópico.

El libro se divide en siete partes y 24 capítulos, los cuales se pueden reagrupar en tres grandes secciones: una —demasiado extensa—, de motivación y análisis teórico del rol del dinero en modelos macroeconómicos; una segunda que analiza los modelos teóricos tradicionales y la estrategia empírica correspondiente, sin omitir la revisión de técnicas más modernas de econometría, y una última sección que analiza los microfundamentos del estudio de la demanda por dinero, desde la discusión acerca de cuál debería ser la forma de definir los distintos tipos de agregados monetarios hasta la econometría correspondiente a la estimación de sistemas de demanda.

Motivación y rol del dinero

Este punto comprende los primeros seis capítulos del libro, en los cuales se revisan los fundamentos teóricos del rol que cumple el dinero en la macroeconomía, colocando el énfasis en las propiedades de neutralidad y superneutralidad del dinero. Lo que está tras esta extensa revisión teórica es la idea de motivar la importancia del estudio de la demanda por dinero, lo cual, a juicio de este lector, puede lograrse en menos páginas e incorporando un tema que queda fuera del análisis realizado en el libro.

En primer lugar, la discusión de Serletis se centra principalmente en la eficacia de la política monetaria en cuanto a modificar variables reales en distintos contextos teóricos. Tal como reconoce el autor, esta parte resume los primeros dos capítulos de Sargent (1979), para el modelo clásico y keynesiano. El capítulo 3 presenta una discusión de varios temas tales como la crítica de Lucas, reglas o discreción, inconsistencia temporal y el modelo de Cagan con distintos supuestos de formación de expectativas. Le siguen una presentación del modelo neoclásico de crecimiento (capítulo 4) y de modelos de crecimiento con dinero (capítulo 5), dejando para el capítulo 6 la discusión de los costos de inflación.

Toda esta primera parte se alarga demasiado, trata de temas conocidos y que están mejor presentados en otros textos y —a mi juicio— no consigue el objetivo de motivar la importancia del estudio de la demanda por dinero. Creo que sería más útil resumir todo esto en un capítulo, si se desea motivar la importancia del dinero en los distintos modelos, e incluir en ese capítulo de motivación, la discusión de la importancia de la demanda por dinero en el contexto actual, en que los bancos centrales del mundo manejan tasas y no agregados monetarios. Tal vez la razón para incluir esos temas en un libro de demanda por dinero radique en que el autor busca producir un libro autocontenido, lo cual también se nota en el detalle con que trata las metodologías de estimación econométrica que más adelante se especifican.

Se puede argumentar que se está escribiendo un libro de teoría monetaria, lo cual no se refleja en el título del libro, lo que hace necesaria la inclusión de estos seis capítulos. Pero este no es un texto unificado de la teoría del dinero. No incluye temas como reglas de Taylor, reglas monetarias, canales de transmisión y otras cosas de ese tipo que son parte obligada de un libro de monetaria moderno. Al final, analiza algunos temas someramente, lo que exige ir a la referencia original. Mi punto es que todo eso se puede incluir en un capítulo donde se mencionen los supuestos claves y los resultados e implicancias para la demanda por dinero, obviamente citando a los autores de quienes obtiene la idea.

Si el interés del lector es la demanda por dinero en modelos tanto teóricos como empíricos, puede ir directamente al capítulo 7, donde comienza el análisis formal de la demanda por dinero. El lector interesado en la neutralidad y superneutralidad del dinero tiene a su disposición una serie de libros de texto que realizan un mejor trabajo explicando los distintos modelos macroeconómicos presentados aquí.

Enfoque de demanda “tradicional”

Finalmente, se da comienzo al estudio de la demanda por dinero en el capítulo 7. En este y en los dos siguientes se hace una exposición cuidadosa de los diferentes modelos teóricos desarrollados en el tiempo para explicar la demanda por dinero. Estos

se exponen en forma bastante rigurosa y constituyen un muy buen resumen.

En los capítulos posteriores (10 al 14) se examinan los enfoques empíricos de la demanda por dinero aplicados a los modelos teóricos previamente estudiados. En un afán por hacer de este un libro autocontenido, el autor se detiene en la explicación relativamente formal de la teoría econométrica detrás de los modelos estimados. Una vez más, el autor entra en la explicación de técnicas que son mejor tratadas en libros propios de econometría, y en otras ocasiones analiza temas sofisticados de econometría donde no queda clara la importancia de estas técnicas para el estudio empírico de la demanda.

En el capítulo 14, se realiza una estimación original de la demanda por dinero, utilizando un corte transversal de países en el período 1980-1995. Si bien los resultados muestran magnitudes razonables y los signos esperados para los coeficientes de ingreso y tasa de interés, se omite una mejor explicación de cómo se mide la variable dependiente (dinero), teniendo en cuenta que los países utilizan distintas monedas y regímenes cambiarios. No obstante, se concluye de las estimaciones que las elasticidades tasa de interés e ingreso tienden a ser estables y que características propias de los países, tales como desarrollo de mercado financiero, calidad de las instituciones y nivel de desarrollo económico, juegan un rol en la estimación de dicha demanda. A pesar de lo interesante del resultado, el autor no se detiene a analizar el alcance del mismo en la práctica y cuáles son las limitaciones de este tipo de análisis.

Fundamentos microeconómicos y la demanda por dinero

Esta es la última parte del libro donde aborda una literatura, talvez menos difundida en la profesión, que analiza la demanda por dinero como se hace con la demanda por otros bienes, es decir, a partir de fundamentos microeconómicos. En los capítulos 15 y 16, se realiza un análisis teórico y empírico del problema de agregación al momento de medir el dinero. A nivel global, $M2$ es una suma simple de los agregados $M1$ y depósitos menos líquidos en el sistema financiero. Serletis coloca muy bien la interrogante de si esta es una forma adecuada de

agregar dinero o deberían utilizarse precios en la agregación como se hace usualmente con los bienes compuestos.

Construye un índice de Divisia y un índice de cantidad equivalente, los que compara con la agregación simple donde muestra la diferencia en la evolución de los diferentes agregados y en la velocidad de circulación de cada uno. Su conclusión es que debería abandonarse la simple agregación y utilizar el índice de Divisia que proviene de la solución a un problema de optimización tradicional. La particularidad de este indicador es que muestra menores tasas de crecimiento y menor volatilidad que la agregación simple.

Los restantes capítulos explican los fundamentos microeconómicos y las propiedades que debe cumplir cualquier sistema de demanda por bienes que se desee estimar. En este contexto, dichos fundamentos se aplican a la estimación de un sistema de demandas por vector de activos líquidos. Nuevamente, hay una tendencia a repasar con mucho detalle algunos temas econométricos cuyos resultados se pueden encontrar en libros especializados y analiza muy someramente otros métodos, como es el caso de las estimaciones no paramétricas.

Con todo, esta es la parte más novedosa del libro y la que lo diferencia de sus predecesores. Al final, agrega un capítulo de futura investigación que precisa algunas críticas a este enfoque que lo hacen susceptible de ser mejorado. Falta, sin embargo, una mejor conexión en términos críticos de este enfoque respecto del tradicional en que el dinero se demanda por motivos de transacción.

Comentarios finales

El libro de Apostolos Serletis es una buena aproximación al conocimiento del desarrollo de la teoría de la demanda por dinero en el tiempo y a la forma en que los avances en econometría han jugado un rol importante en el estudio empírico de esa relación. No obstante, es un libro demasiado extenso, al cual se le pueden recortar varios capítulos sin que pierda la cobertura temática central.

Parte importante de los temas abordados en el libro es la discusión de los avances recientes en la estimación de la demanda por dinero que utilizan

modelos microfundados y con los cuales es posible derivar propiedades que a nivel de grandes agregados monetarios no son posibles de probar. La agenda propuesta como investigación futura en esta línea de análisis es sugerente, ya que apunta directamente a corregir las debilidades que se observan en esta nueva literatura, como son la modelación de la dinámica de las distintas demandas por activos líquidos, estimar el acceso de los agentes a líneas de crédito y, lo que es más importante aun, cómo utilizar estas estimaciones en la ejecución de la política monetaria.

Después de leer este libro queda la sensación de que se deben elaborar mejor dos puntos importantes en cualquier texto de demanda por dinero. A pesar de su extensión, el libro no entrega una buena motivación de la relevancia de la estimación de la demanda por dinero en un mundo en el que la autoridad

monetaria maneja tasas y no agregados monetarios. Por otra parte, si bien la crítica a la forma como se agrega el dinero en términos macroeconómicos está muy bien lograda, se echa de menos un análisis más global en que se puedan contrastar los resultados y su utilidad bajo los diferentes enfoques empíricos de la demanda por dinero.

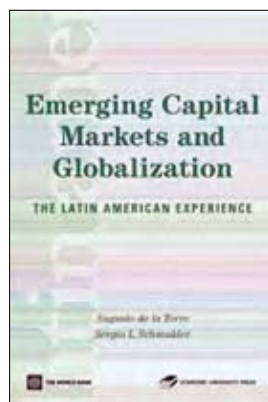
REFERENCIAS

- Laidler, D. (1993). *The Demand for Money: Theories, Evidence and Problems*, 4ª edición. Nueva York, NY, EE.UU.: Harper Collins College Publishers.
- Sargent, T.J. (1979) *Macroeconomic Theory*, 2ª Edición. Nueva York, NY, EE.UU.: Academic Press.

COMENTARIO AL LIBRO "EMERGING CAPITAL MARKETS AND GLOBALIZATION: THE LATIN AMERICAN EXPERIENCE"

Augusto de la Torre y Sergio L. Schmukler
Banco Mundial, 2007

Claudia Sotelo V.



Las altas expectativas de desarrollo de los mercados financieros de países emergentes —particularmente en América Latina— que existían a principios de los 90, hoy se han visto truncadas. Esto, porque los mercados accionarios y de bonos corporativos permanecen altamente ilíquidos y segmentados, los mayores niveles de capitalización y transacción concentrados solo en unas pocas empresas y, parte importante de la deuda emitida a plazos cortos de vencimiento y denominada en moneda extranjera, exponiendo a los países a los riesgos implícitos de estas variables.

En América Latina, la situación de los mercados de capitales ha quedado en desventaja a la luz de la evolución de los mercados de capitales del Este Asiático y del rápido crecimiento de estos en las economías desarrolladas, considerando los esfuerzos realizados para mejorar las variables macroeconómicas y las institucionalidades de los mercados con miras a promover y fomentar el desarrollo financiero.

En opinión de los autores, este desempeño insatisfactorio ha hecho cuestionables las recomendaciones convencionales de políticas de desarrollo de mercados financieros y los responsables de la formulación de

políticas no muestran una clara idea sobre la forma de abordar la agenda de reformas, particularmente para mercados locales o economías emergentes pequeñas.

El fracaso en el desarrollo de mercados de capitales profundos y eficientes puede tener consecuencias importantes. Tal como lo señala la evidencia empírica, el desarrollo financiero no está solo correlacionado con una economía saludable, sino que además origina crecimiento económico y tiene un impacto positivo en el bienestar, al reducir la pobreza y hacer más justa la distribución del ingreso.¹ Por consiguiente, un mejor entendimiento de las variables que inciden en el desarrollo de los mercados de capitales, así como de las razones del fracaso de las reformas implementadas en muchas economías emergentes, puede proveer una útil guía para quienes son responsables de estas.

Este libro contribuye a la discusión mediante el análisis del estado actual de los mercados de capitales en economías emergentes y hacia dónde se dirigen sus avances, con especial énfasis en América Latina, abarcando tres principales objetivos. Primero, estudiar el stock y la evolución de los mercados de capitales latinoamericanos, las reformas realizadas en estos mercados en las últimas décadas y a nivel global, con énfasis en los mercados accionarios y de bonos corporativos; segundo, analizar los factores conducentes al desarrollo del mercado de capitales y, tercero, a la luz del análisis, discutir las perspectivas para el desarrollo de los mercados de capitales de la región y de las economías emergentes en general, y las implicancias para la agenda de reformas futuras.

Organización del libro

Este libro forma parte de un amplio estudio sobre mercados de capitales en América Latina, realizado por la Unidad de Sector Financiero y la Oficina del

¹ Véase Levine (2005).

Economista Jefe del Banco Mundial. En él se recogen estudios realizados por varios autores, los que se encuentran publicados en la página web del Banco Mundial.² El volumen está estructurado en cuatro capítulos. En el primero, se presenta un resumen de los principales tópicos abordados y resultados centrales de los capítulos siguientes. En el capítulo 2, se documentan los sucesos más relevantes ocurridos en los mercados financieros internacionales, el desarrollo del proceso de globalización y la influencia de estas tendencias mundiales en América Latina, con especial énfasis en sus efectos sobre las políticas y reformas adoptadas. Además, describe los principales desarrollos en los mercados de capitales latinoamericanos, tanto en términos de evolución como de participación respecto de mercados financieros internacionales. El capítulo 3 discute cómo afectan las variables institucionales y macroeconómicas el desarrollo de los mercados locales de acciones y bonos, y analiza los efectos de las reformas en estos mercados. También analiza el proceso de internacionalización financiera, focalizándose en los factores determinantes de este y el impacto en los mercados locales. Finalmente, el capítulo 4 elabora acerca del futuro, en términos de desarrollo, de los mercados de capitales en países emergentes y las lecciones aprendidas para la agenda de reformas futuras.

Lecciones y temas pendientes

La lectura de este libro proporciona una visión ordenada y exhaustiva del desarrollo financiero que se ha producido en los mercados de capitales latinoamericanos en las últimas dos décadas, incorporando además en el análisis los cambios que se han generado en economías desarrolladas, haciendo patentes las consecuencias de la globalización para las economías emergentes. Asimismo, la evidencia estadística respecto de las magnitudes del desarrollo de los mercados accionarios y de bonos que se observan en la región es completa y bastante actualizada.

Los tres argumentos presentados por los autores, que explicarían la razón por la cual las reformas implementadas en los mercados de capitales latinoamericanos no han cumplido con las altas expectativas, son razonables en su aplicabilidad general. El primero, que se resume en el mensaje “ser

paciente y redoblar el esfuerzo”, admite que, si bien las reformas han sido las correctas, no se ha logrado el éxito esperado, debido a que no se les ha otorgado el tiempo necesario para su implementación y para la medición de resultados. El segundo enfoca la atención al hecho de que, en ciertos casos, las reformas no han sido aplicadas en el orden correcto, esto es, se ha tratado de implementar reformas en mercados inmaduros en cuanto a su desarrollo de variables macroeconómicas y/o financieras. El tercer argumento es una revisión de los dos anteriores: sostiene que se deben revisar los pilares centrales de las reformas y reestructurar las expectativas planteadas. Además, señala que el benchmark a utilizar para medir el éxito de las reformas debe ser ad hoc al tamaño y características particulares del mercado, no siempre consideradas en el debate, y no esperar obtener un mini Wall-Street cada vez que se apliquen reformas en cualquier mercado.

Sin embargo, dentro de las variables particulares a cada mercado que los autores señalan que se deberían incluir en la elaboración de expectativas y en la evaluación del resultado de las reformas, se debería agregar explícitamente la consideración de la estructura del mercado, en especial para el caso latinoamericano que es altamente concentrado y bancarizado, además de las fuerzas de los distintos actores participantes en el mercado de capitales. Igualmente, se debe incorporar la institucionalidad existente para la implementación de las reformas, el monitoreo y la calidad de los indicadores de medición de estas, producto de la fase de desarrollo en la que se encuentran los mercados financieros de América Latina.

Cabe señalar que, dentro de la evidencia presentada en el libro, destaca el ejemplo de Chile como un caso excepcional por el avance que ha logrado el mercado de capitales y el resultado obtenido de las reformas realizadas en las últimas décadas,³ el cual se explicaría comparativamente respecto de América Latina y algunos mercados del Este Asiático⁴ porque las reformas de primera y segunda

² www.worldbank.org/laccapitalmarkets

³ Linnenberg y Waitzer (2004).

⁴ Eichengreen et al. (2006).

generación —focalizadas a estabilizar las variables macroeconómicas y establecer un marco regulatorio confiable— fueron realizadas con anterioridad. No obstante, aún existen variables comunes con el resto de la región, como son la iliquidez y la concentración de los mercados accionarios y de bonos.

Comentarios finales

Si bien el trabajo presentado en el libro hace una síntesis exhaustiva de la historia de las reformas financieras de las últimas décadas y del estado actual de los mercados accionarios y de bonos en América Latina, falta la mención explícita de los avances del sector bancario y sus implicancias, debido al alto grado de concentración y tamaño de los mercados estudiados. Esta carencia es reconocida por los autores, por lo que representa un desafío futuro dentro de sus investigaciones.

En conclusión, el libro es de lectura obligatoria para los investigadores y profesionales interesados en estudiar la historia de la aplicación de reformas económicas en América Latina en las últimas décadas, así como de interés para los responsables de la formulación de políticas financieras y/o económicas.

REFERENCIAS

- Levine, R. (2005). *Finance and Growth*. En Handbook of Economic Growth, editado por P. Aghion y S. Durlauf. Elsevier Press.
- Linnenberg, D. y E.J. Waitzer (2004). “Corporate Governance Reforms in Chile.” Presentado en la IV Conferencia Internacional de Finanzas, Universidad de Santiago de Chile.
- Eichengreen, B., R. Hausmann y U. Panizza (2006). “A Tale of Two Markets: Bond Market Development in East Asia and Latin America.” Hong Kong Institute for Monetary Research.

REVISIÓN DE PUBLICACIONES

ABRIL 2008

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

Gomes, F. y C. Gomes da Silva (2008). "Hysteresis vs. Natural Rate of Unemployment in Brazil and Chile." *Applied Economics Letters* 15(1): 53-6.

* Gourio, F. y A.K. Kashyap (2007). "Investment Spikes: New Facts and a General Equilibrium Exploration." *Journal of Monetary Economics* 54(1): 1-22.

* Rivero, R. y R. Vergara (2008). "Do Large Retailers Affect Employment? Evidence from an Emerging Economy." *Applied Economics Letters* 15(1): 65-8.

Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL

* López, R.A. (2008). "Foreign Technology Licensing, Productivity, and Spillovers." *World Development* 36(4): 560-74.

* Siliverstovs, B. y D. Herzer (2007). "Manufacturing Exports, Mining Exports and Growth: Cointegration and Causality Analysis for Chile (1690-2001)." *Applied Economics* 39(2): 153-67.

Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA

* Guajardo, J. (2008). "Financial Frictions and Business Cycles in Middle Income Countries." IMF Working Paper N°08/20.

* Romero-Meza, R., C. A. Bonilla y M. J. Hinich (2007). "Nonlinear Event Detection in Chilean Stock Market." *Applied Economics Letters* 14(13): 978-91.

* Söderling, L. (2008). "Credit Cyclicalities in Chile: A Cross-Country Analysis." IMF Working Paper N°08/55.

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

Bravo, D., J. Vásquez, J.R. Behrman, O.S. Mitchell y P.E. Todd (2007). “Encuesta de Protección Social 2006: Presentación General y Principales Resultados.” Documento de Trabajo N°273, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

De Gregorio, J. (2008). “El Crecimiento Económico de la América Latina. Del Desencanto del Siglo XX a los Desafíos del XXI.” *El Trimestre Económico* LXXV(1): 5-48.

Ffrench-Davis, R. (2007). “Desarrollo Económico en Chile: Desafíos hacia el Bicentenario.” Documento de Trabajo N°270, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

* Goldberg, M y E. Palladini (2008). “Chile: A Strategy to Promote Innovative Small and Medium Enterprises.” Policy Research Working Paper N°4518. Banco Mundial.

Herzer, D. (2007). “How Does Trade Composition Affect Productivity? Evidence for Chile.” *Applied Economics Letters* 14(12): 909-12.

* King, A. y C. Ramlogan (2008). “Is Latin America Catching Up? A Time-Series Approach.” *Review of Development Economics* 12(2): 397-415.

* Lima, V. y R.D. Paredes (2007). “The Dynamics of the Labor Markets in Chile.” *Estudios de Economía* 34(2): 163-83.

Marotta, D., M. Mark, A. Blom y K. Thorn (2007). “Human Capital and University-Industry Linkages’ Role in Fostering Firm Innovation: An Empirical Study of Chile and Colombia.” Policy Research Working Paper N°4443. Banco Mundial.

Santiago-Castro, M. y C.J. Brown (2007). “Ownership Structure and Minority Rights: A Latin American View.” *Journal of Economics and Business* 59(5): 430-42.

Simonovska, I. y L. Söderling (2008). “Business Cycle Accounting For Chile.” IMF Working Paper N° 08/61.

Teichman, J. (2008). “Redistributive Conflict and Social Policy in Latin America.” *World Development* 36(3): 446-60.

Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS

Agostini, C. (2008). “La Organización Industrial del Transporte Aéreo en Chile.” Documento de Trabajo N°200, Departamento de Economía, Universidad ILADES-Georgetown.

Agostini, C., P.H. Brown y D.P. Góngora (2008). “Distribución Espacial de la Pobreza en Chile.” Documento de Trabajo N°201, Departamento de Economía, Universidad ILADES-Georgetown.

Ffrench-Davis, R. (2007). “La Equidad Social, Un Gran Desafío Para Chile.” Documento de Trabajo N°276, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Fuentes, F. y E. Saavedra (2007). “Discrepancias en las Partidas de Gasto de los Procesos Tarifarios de Servicios Básicos en Chile.” Documento de Trabajo N°193. Departamento de Economía, Universidad ILADES-Georgetown.

Larroulet, C. y M. Ramírez (2007). “Emprendimiento: Factor Clave Para la Nueva Etapa de Chile.” *Estudios Públicos* 108: 93-116.

* Mizala, A., P. Romaguera y M. Urquiola (2007). “Socioeconomic Status of Noise? Tradeoffs in the Generation of School Quality Information.” *Journal of Development Economics* 84(1): 61-75.

Mizala, A. y M. Urquiola (2007). "School Markets: The Impact of Information Approximating Schools' Effectiveness." NBER Working Paper N°13676.

Núñez, J. y G. Pérez (2007). "Dime Cómo Te Llamas y Te Diré Quién Eres: La Ascendencia Como Mecanismo de Diferenciación Social en Chile." Documento de Trabajo N°269, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Núñez, J. y A. Tartakowsky (2007). "Inequality of Outcomes vs. Inequality of Opportunities in a Developing country. An Exploratory Analysis for Chile." *Estudios de Economía* 34(2): 185-202.

Ottone E. y C. Vergara (2007). "La Desigualdad Social en América Latina y el Caso Chileno." *Estudios Públicos* 108: 59-92.

* Pagés, C. y C.E. Montenegro (2007). "Job Security and the Age Composition of Employment: Evidence from Chile." *Estudios de Economía* 34(2): 109-39.

Puentes, E., D. Contreras y C. Sanhueza (2007). "Self-Employment in Chile, Long Run Trends and Education and Age Structures Changes." *Estudios de Economía* 34(2): 203-47.

* Ruiz-Tagle, J. (2007). "Forecasting Wage Inequality." *Estudios de Economía* 34(2): 141-62.

Urquiola, M. y E. Verhoogen (2007). "Class Size and Sorting in Market Equilibrium: Theory and Evidence." NBER Working Paper N°13303.

RESÚMENES DE ARTÍCULOS SELECCIONADOS

Los textos presentados a continuación son transcripciones literales del original.

Código JEL: E / MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA

* Gourio, F. y A.K. Kashyap (2007). "Investment Spikes: New Facts and a General Equilibrium Exploration." *Journal of Monetary Economics* 54(1): 1-22.

Using plant-level data from Chile and the U.S., we show that investment spikes are highly pro-cyclical, so much so that changes in the number of establishments undergoing investment spikes (the "extensive margin") account for the bulk of variation in aggregate investment. The number of establishments undergoing investment spikes also has independent predictive power for aggregate investment, even controlling for past investment and sales. We re-calibrate the Thomas [2002. Is lumpy investment relevant for the business cycle. *Journal of Political Economy*, CX 508-534] model (that includes fixed costs of investing) so that it assigns a prominent role to extensive adjustment. The recalibrated model has different properties than the standard RBC model for some shocks.

* Rivero, R. y R. Vergara (2008). "Do Large Retailers Affect Employment? Evidence from an Emerging Economy." *Applied Economics Letters* 15(1): 65-8.

This article studies the effect of the emergence of large retailers (hypermarkets and department stores) on employment in the commerce sector in the regions of Chile. We use a panel with quarterly data from 11 Chilean regions for the period 1996 to 2004. Our results indicate that the entry of large retailers produces a discrete increase in employment in the commerce sector in the quarter that the entry occurs. We also find that there is an additional positive effect on employment throughout the year entry occurs, suggesting that

suppliers or other parts of the chain of production follow the large retailer into the local market. However, after the first year of the entry there is a partial reversion, suggesting that smaller retailers exit or contract in response to the entry of the large retailer. The net effect on employment of the entry of a large retailer is an increase of 300 jobs.

Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL

* López, R.A. (2008). "Foreign Technology Licensing, Productivity, and Spillovers." *World Development* 36(4): 560-74.

This paper uses plant-level data from the manufacturing sector of Chile to investigate whether foreign technology licensing generates productivity spillovers to other plants in the same industry and to other plants in vertically related industries (potential suppliers and buyers of output). The results show that licensing in upstream sectors increases productivity of plants that purchase intermediate inputs from them. However, licensing in downstream sectors has a negative effect on productivity of suppliers of intermediate inputs. Finally, there is no evidence of intra-industry spillovers from foreign technology licensing.

* Siliverstovs, B. y D. Herzer (2007). "Manufacturing Exports, Mining Exports and Growth: Cointegration and Causality Analysis for Chile (1690-2001)." *Applied Economics* 39(2): 153-67.

This study examines the export-led growth hypothesis using annual time series data from Chile in a production function framework. It addresses the problem of specification bias under which previous studies have suffered, and focuses on the impact of manufactured and mining exports on productivity growth. In order to investigate if and how manufactured and mining exports affect economic growth via increases in productivity, the study uses Johansen cointegration technique. The estimation results can be interpreted as evidence of productivity-enhancing effects of manufactured exports and of productivity-limiting effects of mining exports.

Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA

* Guajardo, J. (2008). "Financial Frictions and Business Cycles in Middle Income Countries." IMF Working Paper N° 08/20.

A standard DSGE small open economy model can not generate the cyclical regularities of middle-income countries. It predicts excessive consumption smoothing, and procyclical, instead of countercyclical, real net exports. Previous studies have solved this problem by increasing the shocks' persistence or by lowering the intertemporal elasticity of substitution. This paper tackles the problem by introducing market imperfections relevant for MICs into an otherwise standard model. More specifically, I build a model with limited access to the foreign capital market, identified as an external borrowing constraint, and asymmetric financing opportunities across nontradable and tradable sectors, identified as a sector-specific labor financing wedge. The key parameters associated to these frictions are deduced to replicate selected data for Chile between 1986 and 2004. I find that both frictions are necessary to replicate the cyclical

regularities of middle-income countries as they help the model reproduce different features of the data: The external borrowing constraint makes investment and consumption of tradable goods more procyclical and volatile, and makes real net exports countercyclical, while the sector-specific labor financing wedge makes the model reproduce the cyclical moments of work hours and consumption of non tradable goods.

* Romero-Meza, R., C. A. Bonilla y M. J. Hinich (2007). “Nonlinear Event Detection in Chilean Stock Market.” *Applied Economics Letters* 14(13): 978-91.

This study searches for economic and political events that may explain the episodic nonlinearities detected in the returns series of the Chilean stock market index. This methodology is a reverse form of event study. After applying the Hinich portmanteau bicorrelation test to detect episodes of nonlinear behaviour of the index, we investigate what might be the explanation of this behaviour. Our findings may help to explain the difficulty to forecast asset returns. We also shed some light into the major political and economic events that contribute to the numerous short bursts of nonlinear dependence in the Chilean stock market.

* Söderling, L. (2008). “Credit Cyclicity in Chile: A Cross-Country Analysis.” IMF Working Paper N° 08/55.

This paper analyzes the determinants of credit cyclicity. It constructs a financial development index and studies whether it affects the amplitude of impulse responses to shocks to output, terms of trade, global liquidity, and global risk appetite. The paper uses both country-specific VARs for cross-country analyses and panel VARs to compare impulse responses between various country groupings. The study finds evidence that financial development—especially stronger creditor rights—can mitigate credit cyclicity, given that the response of credit to output or terms of trade shocks is stronger in countries with weaker financial systems.

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

* Goldberg, M y E. Palladini (2008). “Chile: A Strategy to Promote Innovative Small and Medium Enterprises.” Policy Research Working Paper N°4518. Bank.

With its strong export orientation and emphasis on competitiveness, the Chilean economic model has been the envy of its neighbors for more than a decade. However, there are underlying vulnerabilities. Historically, exports have been concentrated in mining and agriculture, sectors dominated by large firms that do not generate a large share of employment. Small and medium enterprises play a key role in employment generation and economic decentralization in Chile, yet their employment was stagnant between 2000 and 2004. Based on work completed in 2003, this study provides a review of the Chilean government’s substantial investment in programs that support small and medium enterprises. This review of government programs confirms the importance of coordination and an overarching strategy, in the form of a National Innovation System, led by a single institution. The review also finds that demand-driven programs were more likely to be sustainable. Finally, the study demonstrates that Chile (and other countries with many support programs for small and medium enterprises in place) needs an integrated management information system to analyze, assess, coordinate, and streamline the program portfolio for small and medium enterprises in the future.

* King, A. y C. Ramlogan (2008). "Is Latin America Catching Up? A Time-Series Approach." *Review of Development Economics* 12(2): 397-415.

Most Latin American economies ended the twentieth century further behind the United States (in terms of productivity) than they had been in 1950. We investigate whether this reflects the effect of occasional economic setbacks or a systematic tendency to fall behind the United States. This is done using a time-series approach that allows for up to two structural breaks in a series. We find evidence that relative productivity is a (broken) trend-stationary process for most of the 18 countries considered but that only one, Chile, shows evidence of catching up with the United States at the century's close.

* Lima, V. y R. D. Paredes (2007). "The Dynamics of the Labor Markets in Chile." *Estudios de Economía* 34(2): 163-83.

Through flows from 3 states, employment, unemployment and out of the labor force, we analyze the dynamics of labor markets in Chile from 1962-2007. We identify some periods of different labor market regimes and relate them with changes in flexibility. We found that reforms such as that of 1967, which introduced the "just cause" requirement to fire workers, did not help workers to keep their jobs, but there is no evidence of significant changes in inflexibility. Other labor regimes significantly affected transitions, but surprisingly, it was the new regime identified in 1990, that increased mobility. We interpret this as the result of the consolidation of a flexibility prone model that, until then, had been associated with an unpopular imposition by the military regime. Finally, we do not find any evidence showing that after 1998 the changes in labor participation and consequently, that the explanations of the changes in the unemployment rate could be associated with "added and discouraged worker effects."

Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS

* Mizala, A., P. Romaguera y M. Urquiola (2007). "Socioeconomic Status of Noise? Tradeoffs in the Generation of School Quality Information." *Journal of Development Economics* 84(1): 61-75.

This paper calculates a time series of simple, standard measures of schools' relative performance. These are drawn from a 1997-2004 panel of Chilean schools, using individual-level information on test scores and student characteristics for each year. The results suggest there is a stark tradeoff in the extent to which rankings generated using these measures: i) can be shown to be very similar to rankings based purely on students' socioeconomic status, and ii) are very volatile from year to year. At least in Chile, therefore, producing a meaningful ranking of schools that may inform parents and policymakers may be harder than is commonly assumed.

* Pagés, C. y C. E. Montenegro (2007). "Job Security and the Age-Composition of Employment: Evidence from Chile." *Estudios de Economía* 34(2): 109-39.

This paper develops and tests a mechanism by which job security affects the age-composition of employment. This mechanism is based on the relative costs of dismissing young versus older workers resulting from job security provisions that are related to tenure. Using 39 consecutive annual household-surveys from Chile, we find that job security is associated with a substantial decline in the wage employment-to-population rate of young workers. In contrast, we do not find such a decline in young self-employment rates or in the

wage employment rates of older workers. Comparing results for men and women and using measures of relative dismissal costs, we find that the adverse effect of job security on youth employment is driven by the link between severance payments and tenure. We also find that job security does not have a significant impact on overall aggregate employment, participation or unemployment rates.

* Ruiz-Tagle, J. (2007). "Forecasting Wage Inequality." *Estudios de Economía* 34(2): 141-62.

Wage inequality in Chile has remained high for decades and it is currently at the center of the political agenda. Increasing education of workers is expected to contribute to reduce wage inequality. Based on historical trends of age, education, and returns to education, this paper attempts to forecast wage inequality. Despite an increase in average earnings due to higher levels of education of workers, high levels of wage inequality within age groups and within education groups produce that forecasted wage inequality remains high for the next 10-year period. The structure of the Chilean labor market appears to imply that there is a high level of underlying wage inequality. Nevertheless, the good news are that the labor market structure seems to prevent further deteriorations of wage inequality.



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 I al XI.

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 (períodos 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. 1981-2002. 2003 (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: 2003-2006. 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 23.

Documentos de Trabajo. N°s 1 al 459.

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° 50 al 62.

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

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. (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.

Recopilación de la Legislación Bancaria Chilena. 1980.

Serie de Comercio Exterior 1970-1981. 1982.

Serie de Estudios Económicos. 1 al 49 (Publicación renombrada, a partir del número 50, como Estudios Económicos Estadísticos).

Síntesis 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 / rec@bcentral.cl

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 bcch@bcentral.cl, con un costo de \$500 dentro de Chile y de US\$12 al extranjero.

- | | |
|--|--|
| <p>DTBC-459 Febrero 2008
Combining Tests of Predictive Ability. Theory and Evidence for Chilean and Canadian Exchange Rates
Pablo Pincheira</p> | <p>DTBC-445 Diciembre 2007
The Role of Interest Rates and Productivity Shocks in Emerging Market Fluctuations
Mark Aguiar y Guita Gopinath</p> |
| <p>DTBC-458 Diciembre 2007
Copper Price, Fiscal Policy and Business Cycle in Chile
Juan Pablo Medina y Claudio Soto</p> | <p>DTBC-444 Diciembre 2007
Financial Frections and Business Cycles in Middle Income Countries
Jaime C. Guajardo</p> |
| <p>DTBC-457 Diciembre 2007
The Chilean Business Cycles Through the Lens of a Stochastic General Equilibrium Model
Juan Pablo Medina y Claudio Soto</p> | <p>DTBC-443 Diciembre 2007
Stocks, Flows and Valuation Effects of Foreign Assets and Liabilities: Do They Matter?
Alfredo Pistelli, Jorge Selaive y Rodrigo Valdés</p> |
| <p>DTBC-456 Diciembre 2007
Is Ownership Structure a Determinant of Bank Efficiency?
Rodrigo Fuentes y Marcos Vergara</p> | <p>DTBC-442 Diciembre 2007
Latin America's Access to International Capital Markets: Good Behavior or Global Liquidity?
Ana Fostel y Graciela Kaminsky</p> |
| <p>DTBC-455 Diciembre 2007
Estimating the Output Gap for Chile
Rodrigo Fuentes, Fabián Gredig y Mauricio Larraín</p> | <p>DTBC-441 Diciembre 2007
Crises in Emerging Market Economies: A Global Perspective
Guillermo Calvo</p> |
| <p>DTBC-454 Diciembre 2007
Un Nuevo Marco para la Elaboración de los Programas de Impresión y Acuñaación
Rómulo Chumacero, Claudio Pardo y David Valdés</p> | <p>DTBC-440 Diciembre 2007
On Current Account Surpluses and the Correction of Global Imbalances
Sebastián Edwards</p> |
| <p>DTBC-453 Diciembre 2007
Development Paths and Dynamic Comparative Advantages: When Leamer Met Solow
Rodrigo Fuentes y Verónica Mies</p> | <p>DTBC-439 Diciembre 2007
Current Account and External Financing: An Introduction
Kevin Cowan, Sebastián Edwards y Rodrigo Valdés</p> |
| <p>DTBC-452 Diciembre 2007
Experiences With Current Account Deficits in Southeast Asia
Ramon Moreno</p> | <p>DTBC-438 Diciembre 2007
El Horizonte de la Política Monetaria en Chile y en Países con Metas de Inflación
Fabián Gredig, Klaus Schmidt-Hebbel y Rodrigo Valdés</p> |
| <p>DTBC-451 Diciembre 2007
Asymmetric Monetary Policy Rules and the Achievement of the Inflation Target: The Case of Chile
Fabián Gredig</p> | <p>DTBC-437 Diciembre 2007
Exports and Productivity - Comparable Evidence for 14 Countries
Grupo Internacional de Estudios sobre Exportaciones y Productividad</p> |
| <p>DTBC-450 Diciembre 2007
Current Account Deficits: The Australian Debate
Rochelle Belkar, Lynne Cockerell y Christopher Kent</p> | <p>DTBC-436 Diciembre 2007
Macroeconomic Fluctuations and Bank Behavior in Chile
Adolfo Barajas, Leonardo Luna y Jorge E. Restrepo</p> |
| <p>DTBC-449 Diciembre 2007
International Reserves Management and the Current Account
Joshua Aizenman</p> | <p>DTBC-435 Noviembre 2007
Predictibilidad Encubierta en Economía: El Caso del Tipo de Cambio Nominal Chileno
Pablo Pincheira</p> |
| <p>DTBC-448 Diciembre 2007
Estimating the Chilean Natural Rate of Interest
Rodrigo Fuentes y Fabián Gredig</p> | <p>DTBC-434 Noviembre 2007
Análisis del Tipo de Cambio en la Práctica
Rodrigo Caputo, Marco Núñez y Rodrigo Valdés</p> |
| <p>DTBC-447 Diciembre 2007
Valuation Effects and External Adjustment: A Review
Pierre-Oliver Gourinchas</p> | <p>DTBC-433 Noviembre 2007
High Frequency Dynamics of the Exchange Rate in Chile
Kevin Cowan, David Rappoport y Jorge Selaive</p> |
| <p>DTBC-446 Diciembre 2007
What Drives the Current Account in Commodity Exporting Countries? The Cases of Chile and New Zealand
Juan Pablo Medina, Anella Munro y Claudio Soto</p> | |

Serie de Libros sobre

Banca Central, Análisis y Políticas Económicas

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

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

Anne Krueger,
Fondo Monetario Internacional



BANCO CENTRAL DE CHILE

Para ordenar:

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

bcch@bcentral.cl

Teléfono: (562) 670-2888

Fax: (562) 670-2231

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

MONETARY POLICY UNDER 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, 440 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, 440 pp. Ch\$15.000, US\$40.

GENERAL EQUILIBRIUM MODELS FOR THE CHILEAN ECONOMY

Rómulo Chumacero y Klaus Schmidt-Hebbel, eds.

“This book contains a rich set of applied general equilibrium studies that address a number of important Chilean policy issues. The book is of value to both academics and policymakers in Chile and elsewhere. The general equilibrium methods developed and applied in these studies can be used to assess quantitatively the consequences of innovative economic policies that are under consideration, or warrant consideration.”

Edward C. Prescott, Arizona State University
Premio Nobel en Ciencias Económicas

Tapa dura, 440 pp. Ch\$15.000, US\$40.

LABOR MARKETS AND INSTITUTIONS

Jorge Enrique Restrepo y Andrea Tokman R., eds.

“Much progress has been made in recent years in the understanding of the effects of labor market policies and institutions. Careful data analysis has allowed a welcome move from priors to facts, and the unbundling of otherwise vague notions about labor market «flexibility» or «rigidity». The trend is well illustrated by this book, which contains a remarkable collection of research papers, addressing labor market issues from several important angles.”

Martin Rama, Lead Economist, The World Bank

Tapa dura, 436 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, finanzas internacionales y desarrollo económico, para ser evaluados para su eventual publicación en esta revista. Para este efecto se deberá enviar a los editores dos copias de los trabajos escritos a máquina a doble espacio, en español, con un máximo de 40 páginas tamaño carta, tablas y cuadros incluidos. Los gráficos y tablas se incluirán en páginas separadas. Se incluirán, además, un resumen en español y otro en inglés (con una extensión de 50 a 100 palabras) y los datos de afiliación del autor. Los trabajos se deberán enviar a Editores de ECONOMÍA CHILENA, Morandé 115, Santiago, Chile. También se invita a enviar comentarios acerca de 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 revisión de publicaciones. Estos se enviarán a Editor de Revisión de Publicaciones, revista ECONOMÍA CHILENA, Morandé 115, Santiago, Chile, y deberán ser escritos a máquina en idioma español o inglés (con una extensión de 50 a 100 palabras). Se deberán incluir, además, los datos de afiliación del autor y una copia del trabajo. Alternativamente, se podrán enviar los datos respectivos al sitio de Internet del Banco Central de Chile, www.bcentral.cl.

SUSCRIPCIÓN

Suscripciones a: Departamento de 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

PRODUCTORA GRÁFICA ANDROS



**BANCO CENTRAL
DE CHILE**

**AGUSTINAS 1180
SANTIAGO / CHILE**