



BANCO CENTRAL  
DE CHILE

# ECONOMÍA CHILENA

VOLUMEN 11 - Nº3 / DICIEMBRE 2008

## ARTÍCULOS

**Política Monetaria bajo Incertidumbre y Aprendizaje:  
Una Introducción**

*Klaus Schmidt-Hebbel D. / Carl E. Walsh*

**Aprendizaje, Indexación Endógena y Desinflación  
en el Modelo Nekeynesiano**

*Volker Wieland*

**Fuentes de Incertidumbre en la Conducción  
de la Política Monetaria en Chile**

*Felipe Morandé L. / Mauricio Tejada G.*

**Exceso de Optimismo, Ciclos de Auge/Caída  
y Política Monetaria en Economías Pequeñas y Abiertas**

*Manuel Marfán L. / Juan Pablo Medina G. / Claudio Soto G.*

## NOTAS DE INVESTIGACIÓN

**Traspaso de Tipo de Cambio a Precios:  
Una Aproximación Microeconómica**

*Roberto Álvarez E. / Gustavo Leyva J. / Jorge Selaive C.*

**Inflación de Alimentos y Energía en una Muestra de Países**

*David Moreno S. / Alfredo Pistelli M.*

## REVISIÓN DE LIBROS

## REVISIÓN DE PUBLICACIONES

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**

Rodrigo Fuentes (*Pontificia Universidad Católica de Chile*)  
Klaus Schmidt-Hebbel (*Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos*)

#### **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*)  
José De Gregorio (*Banco Central de Chile*)  
Sebastián Edwards (*U. of California at Los Angeles*)  
Eduardo Engel (*Yale University*)  
Nicolás Eyzaguirre (*Fondo Monetario Internacional*)  
Ricardo Ffrench-Davis (*Universidad de Chile*)  
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*)

#### **EDITORA ASISTENTE**

Mariana García (*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 - Nº3 / DICIEMBRE 2008

## ÍNDICE

<b>Resúmenes de trabajos</b> .....	3
<b>Resúmenes en inglés (Abstracts)</b> .....	4
<b>Artículos</b>	
<i>Política Monetaria bajo Incertidumbre y Aprendizaje:</i>	
<i>Una Introducción</i>	
Klaus Schmidt-Hebbel D. / Carl E. Walsh .....	5
<i>Aprendizaje, Indexación Endógena y Desinflación</i>	
<i>en el Modelo Nekeynesiano</i>	
Volker Wieland .....	21
<i>Fuentes de Incertidumbre en la Conducción</i>	
<i>de la Política Monetaria en Chile</i>	
Felipe Morandé L. / Mauricio Tejada G. ....	45
<i>Exceso de Optimismo, Ciclos de Auge/Caída</i>	
<i>y Política Monetaria en Economías Pequeñas y Abiertas</i>	
Manuel Marfán L. / Juan Pablo Medina G. / Claudio Soto G. ...	81
<b>Notas de Investigación</b>	
<i>Traspaso de Tipo de Cambio a Precios:</i>	
<i>Una Aproximación Microeconómica</i>	
Roberto Álvarez E. / Gustavo Leyva J. / Jorge Selaive C. ....	105
<i>Inflación de Alimentos y Energía en una Muestra de Países</i>	
David Moreno S. / Alfredo Pistelli M. ....	113
<b>Revisión de Libros</b>	
<i>Macroeconomía: Teoría y Políticas</i>	
<i>de José De Gregorio</i>	
Juan Andrés Fontaine T. ....	121
<i>Current Account and External Financing</i>	
<i>de Kevin Cowan, Sebastián Edwards y Rodrigo O. Valdés (editores)</i>	
Felipe Larraín B. ....	125
<b>Revisión de Publicaciones</b>	
Catastro de publicaciones recientes .....	131
Resúmenes de artículos seleccionados .....	133



## RESÚMENES DE TRABAJOS

### **POLÍTICA MONETARIA BAJO INCERTIDUMBRE Y APRENDIZAJE: UNA INTRODUCCIÓN**

Klaus Schmidt-Hebbel D. / Carl E. Walsh

*Todo banco central debe tomar sus decisiones de política en medio de un escenario incierto, basándose en su conocimiento imperfecto y cambiante sobre la economía. Aunque la investigación sobre política monetaria con incertidumbre y aprendizaje ha encontrado pocos resultados generales, una lección contundente es que no se puede pasar por alto ni una ni otra. Este artículo hace una revisión selectiva de la literatura existente sobre la incertidumbre y el aprendizaje, con énfasis en lo que atañe a la conducción de la política monetaria. Luego analiza la investigación de frontera presentada en la última conferencia anual del Banco Central de Chile, que reúne nuevos resultados teóricos y evidencia empírica válida tanto para países desarrollados como para la economía chilena.*

### **APRENDIZAJE, INDEXACIÓN ENDÓGENA Y DESINFLACIÓN EN EL MODELO NEOKEYNESIANO**

Volker Wieland

*Este trabajo presenta el aprendizaje adaptativo y la indexación endógena en la curva de Phillips neokeynesiana para estudiar la desinflación en países con metas de inflación. La motivación del análisis es la caída de la inflación en varias economías con metas de inflación, en particular la experiencia chilena con metas anuales temporales. Al inicio del episodio desinflacionario, las empresas fijadoras de precios esperan que la inflación sea muy persistente y optan por reajustar sus precios a la inflación pasada, o indexación retrospectiva. Al ver que el banco central actúa para controlar la inflación, dichas empresas corrigen su percepción sobre el grado de persistencia. Este aprendizaje adaptativo reduce el costo de la desinflación, lo que puede ser aprovechado en un enfoque de desinflación gradual. Las empresas que escogen la tasa como índice también reevalúan la probabilidad de que la meta de inflación anunciada determine la inflación de estado estacionario, y ajustan sus contratos en consecuencia. Se encuentra que una estrategia de anunciar metas inflacionarias de corto plazo y trabajar para lograrlas influye sobre la probabilidad de que las empresas dejen de indexar sus precios a la inflación pasada para indexar a la meta del banco central. A medida que esto ocurre, el costo de la desinflación declina aun más. El artículo muestra que una estrategia de metas de inflación que utiliza metas temporales consigue bajar el costo de la desinflación gracias a que reduce la incidencia de la indexación retrospectiva.*

### **FUENTES DE INCERTIDUMBRE EN LA CONDUCCIÓN DE LA POLÍTICA MONETARIA EN CHILE**

Felipe Morandé L. / Mauricio Tejada G.

*Este artículo analiza la relevancia cuantitativa de las incertidumbres aditiva y multiplicativa, y en los datos para la conducción de la política monetaria en Chile. El análisis de la incertidumbre en los datos, se enfoca en la incertidumbre asociada a la estimación de la brecha del producto utilizando datos en tiempo real y varios métodos conocidos para la estimación de la tendencia del producto. Encontramos que las revisiones de la brecha del producto son importantes y persistentes y que los métodos basados en componentes inobservables son los que tienen un desempeño con datos en tiempo real respecto de los más usuales, como el filtro HP. Para el caso de las incertidumbres aditiva y multiplicativa, estimamos las ecuaciones que rigen el comportamiento de la economía con parámetros que varían en el tiempo y con varianzas estado-dependientes en los shocks del modelo. Esto permite analizar el aporte de estos dos tipos de incertidumbre a la incertidumbre total. Encontramos que la incertidumbre aditiva es la más relevante para explicar la incertidumbre total y que los shocks del modelo son estado-dependientes.*

### **EXCESO DE OPTIMISMO, CICLOS DE AUGE/CAÍDA Y POLÍTICA MONETARIA EN ECONOMÍAS PEQUEÑAS Y ABIERTAS**

Manuel Marfán L. / Juan Pablo Medina G. / Claudio Soto G.

*El artículo analiza los ciclos económicos en las economías emergentes generados por errores de percepción respecto de la productividad futura. Utilizando un modelo DSGE para economía pequeña y abierta, se demuestra que las noticias que no se materializan respecto de mejoras de productividad futuras (exceso de optimismo) generan ciclos de auge y caída que reproducen los hechos estilizados de varias economías emergentes en los años noventa. Se muestra una simulación de resultados para uno de dichos ciclos bajo distintas reglas de política monetaria. En este contexto, se observa que si un banco central trata de estabilizar el producto, provocará una importante apreciación real de la moneda y una contracción profunda del sector de bienes transables. Cuando el banco central se apega a un sistema más estricto de metas de inflación, el ciclo de auge y caída de las principales variables agregadas se exagera. Por último, si el banco central intenta mantener el tipo de cambio real, solo consigue evitar los efectos perversos sobre el sector transable nacional en el corto plazo, pero el ciclo se amplifica en las demás variables.*

## ABSTRACTS

### MONETARY POLICY UNDER UNCERTAINTY AND LEARNING: AN OVERVIEW

Klaus Schmidt-Hebbel D. / Carl E. Walsh

Central banks must make policy decisions in the face of uncertainty based on imperfect and evolving knowledge about the economy. While few general results have emerged from the research on monetary policy in the face of uncertainty and learning, a key lesson is that neither uncertainty nor learning can be ignored. This paper selectively reviews the literature on uncertainty and learning, specifically on the insights that are important for the conduct of monetary policy. Then it surveys the new research presented at the latest annual conference of the Central Bank of Chile, which uncovered recent theoretical results and empirical evidence for developed countries and the Chilean economy.

### LEARNING, ENDOGENOUS INDEXATION, AND DISINFLATION IN THE NEW-KEYNESIAN MODEL

Volker Wieland

This paper introduces adaptive learning and endogenous indexation in the New-Keynesian Phillips curve and studies disinflation under inflation targeting policies. The analysis is motivated by the disinflation performance of many inflation-targeting countries, in particular the gradual Chilean disinflation with temporary annual targets. At the start of the disinflation episode, price-setting firms' expect inflation to be highly persistent and opt for backward-looking indexation. As the central bank acts to bring inflation under control, price-setting firms revise their estimates of the degree of persistence. Such adaptive learning lowers the cost of disinflation. This reduction can be exploited by a gradual approach to disinflation. Firms that choose the rate for indexation also re-assess the likelihood that announced inflation targets determine steady-state inflation and adjust indexation of contracts accordingly. A strategy of announcing and pursuing short-term targets for inflation is found to influence the likelihood that firms switch from backward-looking indexation to the central bank's targets. As firms abandon backward-looking indexation the costs of disinflation decline further. We show that an inflation targeting strategy that employs temporary targets can benefit from lower disinflation costs due to the reduction in backward-looking indexation.

### SOURCES OF UNCERTAINTY IN MONETARY POLICY CONDUCT IN CHILE

Felipe Morandé L. / Mauricio Tejada G.

This paper analyzes the quantitative relevance of additive and multiplicative uncertainties, and in data for monetary policy conduct in Chile. The analysis on data uncertainty focuses on the uncertainty associated with output gap estimation using real-time data and several known methods for estimating trend output. We find that revisions to the output gap are important and persistent, and that the methods based on unobservable component are those that perform with real-time data with respect to the more common ones, such as the HP filter. For the cases of additive and multiplicative uncertainties, the equations that rule the economy's behavior are estimated with time-varying parameters and with state-dependent variances in the model's shocks. This allows analyzing the contribution of these two types of uncertainty to total uncertainty. We find that the additive uncertainty is the most relevant in explaining total uncertainty and that the model's shocks are state dependent.

### OVEROPTIMISM, BOOM-BUST CYCLES AND MONETARY POLICY IN SMALL OPEN ECONOMIES

Manuel Marfán L. / Juan Pablo Medina G. / Claudio Soto G.

This paper analyzes boom-bust cycles in emerging market economies triggered by miss-perception about future productivity. Using a small open economy DSGE model we show that non-materialized news about future productivity improvements (i.e. overoptimism) generate boom-bust cycles that replicate the stylized facts of several emerging economies during the 1990s. We report simulation results for a boom-bust cycle under alternative monetary policy rules. In this context, we show that if the central bank tries to stabilize output, there would be a large real appreciation of the currency and a deep contraction in the tradable goods sector. When the central bank follows a more strict inflation targeting regime, the boom-bust pattern in major aggregate variables would be exacerbated. Finally, if the central bank attempts to sustain the real exchange rate, the perverse effects on the domestic tradable goods sector are only prevented in the short-run, but the boom-bust cycle in other variables is amplified.

# POLÍTICA MONETARIA BAJO INCERTIDUMBRE Y APRENDIZAJE: UNA INTRODUCCIÓN

Klaus Schmidt-Hebbel D.\*  
Carl E. Walsh\*\*

## I. INTRODUCCIÓN

*“La incertidumbre no es solo un rasgo importante del entorno de la política monetaria, sino su característica distintiva” (Alan Greenspan, 2003).*

Los economistas que estudian el diseño de la política monetaria, tanto desde la perspectiva académica como de la banca central, han alcanzado grandes logros en el último tiempo. Su investigación ha permitido entender con más claridad las propiedades deseables de las reglas de tasas de interés, el rol que cumplen los anuncios y la comunicación, y las consecuencias de aplicar un esquema de metas de inflación sobre la tasa de inflación y la economía real. Los modelos dinámicos estocásticos de equilibrio general (DSGE) han transmutado desde sus primeras versiones de pequeña escala y a menudo calibradas, a modelos mucho más completos que se estiman mediante técnicas bayesianas. Hoy por hoy, muchos bancos centrales utilizan estos modelos para evaluar sus políticas.<sup>1</sup> Sin embargo, gran parte de esta investigación pasa por alto uno de los temas esenciales que enfrenta la autoridad: la incertidumbre y su naturaleza omnipresente.

Las enormes fluctuaciones de los precios del petróleo, de los alimentos y de otros productos básicos que se han visto en los últimos años, así como la intensa crisis financiera global, han dominado las discusiones sobre política monetaria del último año y constituyen vívidos recordatorios de cómo la incertidumbre, la información económica imperfecta y la necesidad de aprender de lo que ocurre en los mercados financieros y de bienes del mundo inciden en la macroeconomía y en la conducción de la política monetaria. En este libro, reconocidos académicos abordan varios de

los temas centrales que son importantes para los bancos centrales que, por necesidad, deben operar en ambientes de incertidumbre, y en los que tanto las autoridades como el público en general están en constante aprendizaje respecto de la economía.

En la sección que sigue, hacemos una revisión selectiva de la literatura existente sobre la incertidumbre y el aprendizaje, con el foco puesto específicamente en lo que atañe a la conducción de la política monetaria. Luego revisamos la investigación de frontera presentada en la última conferencia anual del Banco Central de Chile y condensada en el volumen XIII de la serie Banca Central y Política Monetaria del Banco Central de Chile, editado por Klaus Schmidt-Hebbel y Carl E. Walsh (2009).

## II. TIPOS DE INCERTIDUMBRE E IMPLICANCIAS EN LA POLÍTICA MONETARIA

Limitaciones de la teoría económica y escasez de datos, cambios estructurales en la economía, la inherente imposibilidad de observar ciertas variables macroeconómicas importantes, tales como el producto potencial y la tasa de interés neutral, además de discrepancias respecto de cuál es el modelo correcto de la economía y el proceso de transmisión de las políticas son algunas de las razones por las que los bancos centrales operan en un ambiente de incertidumbre. Los estudios sobre los efectos de la incertidumbre y el diseño de políticas óptimas en ambientes inciertos se han centrado, a grandes rasgos,

\* Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE). Escribió este artículo mientras aún se desempeñaba como Gerente de Investigación Económica del Banco Central de Chile. E-mail: Klaus.SCHMIDT-HEBBEL@oecd.org.

\*\* University of California at Santa Cruz. E-mail: walshc@ucsc.edu.

<sup>1</sup> Véase Galí (2008) para un excelente tratamiento del modelo nekeynesiano básico que se ha hecho obligatorio en el análisis de la política monetaria. Entre los ejemplos de modelos DSGE estimados se puede mencionar a Christiano, Eichenbaum y Evans (2005), Levin, Onatski, Williams y Williams (2005), Smets y Wouters (2003), Adolfson et al. (2008), y Christiano, Motto y Rostagna (2007).

en tres tipos de incertidumbre: la incertidumbre aditiva, la incertidumbre del modelo y la información imperfecta.

Para ilustrar estas formas distintas de incertidumbre, supongamos que el “verdadero” modelo de la economía tiene la forma

$$\mathbf{y}(t+1) = \mathbf{A}\mathbf{y}(t) + \mathbf{B}\mathbf{y}(t|t) + \mathbf{C}i(t) + \mathbf{D}\mathbf{u}(t+1), \quad (1)$$

donde  $\mathbf{y}(t)$  es un vector de variables macroeconómicas en el momento  $t$ ,  $\mathbf{y}(t|t)$  es la estimación actual de la autoridad para  $\mathbf{y}(t)$ ,  $i(t)$  es el instrumento del banco central,  $\mathbf{u}(t)$  es un vector de perturbaciones exógenas aleatorias, y  $\mathbf{A}$ ,  $\mathbf{B}$ ,  $\mathbf{C}$  y  $\mathbf{D}$  son las matrices que contienen los parámetros del modelo. La mayoría de los modelos que se utilizan en el análisis de la política monetaria se pueden representar con esta estructura lineal.

La incertidumbre aditiva está representada por las perturbaciones  $\mathbf{u}(t+1)$ : cuando el banco central establece este instrumento en el momento  $t$ , no sabe qué *shocks*  $\mathbf{u}(t+1)$  golpearán a la economía en el futuro. La incertidumbre del modelo representa la situación en la que el banco central no conoce los verdaderos parámetros que caracterizan el modelo (los valores de  $\mathbf{A}$ ,  $\mathbf{B}$ ,  $\mathbf{C}$  y  $\mathbf{D}$ ); la estimación de los parámetros está sujeta a error, y el responsable de la política puede creer que algunos son iguales a cero cuando en realidad no lo son. La información imperfecta, por último, surge cuando el verdadero valor de  $\mathbf{y}(t)$  no es observable o lo es solo con error, debido a errores de medición o rezagos en los datos; en consecuencia, la mejor estimación de  $\mathbf{y}(t)$ ,  $\mathbf{y}(t|t)$  con que cuenta la autoridad puede estar errada. Basándonos en Walsh (2003), revisaremos estas fuentes de incertidumbre una por una.

## 1. Incertidumbre Aditiva

La forma de incertidumbre que ha sido objeto de más análisis es la que se origina en los errores aditivos del modelo de ecuaciones estructurales. Empleando la notación de la ecuación (1), la incertidumbre aditiva se representa como  $\mathbf{D}\mathbf{u}(t+1)$ . En el momento en que el banco central tiene que tomar su decisión de política, el valor de este término se desconoce. La incertidumbre respecto de los valores realizados que

tomará  $\mathbf{D}\mathbf{u}(t+1)$  es la única forma de incertidumbre que típicamente incluyen la mayoría de los modelos. Los modelos DSGE modernos suelen incluir perturbaciones aleatorias que se incorporan a las condiciones de equilibrio en formas no lineales, pero luego estos modelos se linealizan, de manera que las perturbaciones aparecen como términos de error aditivos.

Es fácil entender el problema de caracterizar la política óptima en presencia de incertidumbre aditiva cuando los objetivos de la autoridad se pueden expresar como función cuadrática de distintas variables objetivo. El supuesto común de que los bancos centrales desean minimizar la volatilidad de la inflación alrededor de la meta, y el producto real alrededor de su potencial, se presta naturalmente a una representación en términos de una función de pérdida cuadrática en la que las desviaciones al cuadrado de la inflación respecto de la meta y del producto respecto de su potencial son penalizadas. La combinación de perturbaciones lineales, aditivas y con objetivos cuadráticos satisface el conocido principio de equivalencia cierta: lo único que importa en la política óptima son los valores esperados de las incógnitas. Basta reemplazar las perturbaciones desconocidas con el propio mejor pronóstico de sus valores y luego tratar las predicciones como si fueran certezas. Así, nuevamente en términos de la ecuación (1), el banco central reemplazaría  $\mathbf{D}\mathbf{u}(t+1)$  por su valor esperado,  $\mathbf{D}\mathbf{E}\mathbf{u}(t+1)$ , y luego definiría su política como si supiera con certeza que el verdadero modelo es

$$\mathbf{y}(t+1) = \mathbf{A}\mathbf{y}(t) + \mathbf{B}\mathbf{y}(t|t) + \mathbf{C}i(t) + \mathbf{D}\mathbf{E}\mathbf{u}(t+1). \quad (2)$$

En este caso, la política óptima no requiere conocer las varianzas de las perturbaciones o las covarianzas entre las distintas perturbaciones, lo cual no significa que lo *único* importante sea el valor esperado de la perturbación. Normalmente, la autoridad necesita proyectar los valores futuros de estas perturbaciones exógenas, lo que exige tener algún conocimiento sobre la persistencia de los *shocks*, o al menos buenos supuestos al respecto. Por ejemplo, una proyección de que el precio del petróleo subirá por lo general no es suficiente; también se necesita poder predecir si el aumento será temporal, o si las probabilidades apuntan a que será persistente.

Para tratar la incertidumbre aditiva, Giannoni y Woodford (2002) han propuesto políticas óptimas, las que denominan *políticas robustamente óptimas*. Las reglas de las políticas robustamente óptimas describen cómo debe fijarse el instrumento de política únicamente en términos de las variables macroeconómicas que definen el objetivo del banco central. Si este objetivo es mantener una inflación baja y estable, estabilizar una medida de producto en función de su potencial (la brecha del producto) y estabilizar la volatilidad de la tasa de interés, entonces la regla de política robustamente óptima dirá que la tasa de interés debería fijarse en función de la inflación, la brecha del producto y las tasas de interés rezagadas. Así, la adopción de dicha política no requiere conocer las propiedades de series de tiempo de las perturbaciones exógenas. Esta es una propiedad deseable, ya que puede ser difícil predecir con exactitud el grado de persistencia de las perturbaciones económicas exógenas.

Cuando el banco central se orienta a la inflación y a la estabilidad de la brecha del producto, la regla óptima se puede definir solo en términos de la inflación y la brecha del producto. De hecho, la política óptima se puede caracterizar de manera simple: mantener una combinación lineal específica de inflación (en relación con la meta) y brecha de producto igual a cero. Si la inflación está por encima de la meta, la brecha del producto debería ser negativa. El Banco de Noruega, por ejemplo, describe una trayectoria deseable para la tasa de interés como aquella cuyas propiedades aseguran que la brecha del producto sea negativa cuando la brecha de inflación (la distancia entre la inflación efectiva y la meta) sea positiva. El ajuste de la tasa de interés de política para mantener esta clase de correspondencia entre inflación y brecha del producto suele recibir el nombre de regla objetivo, pues considera solo las variables que definen directamente los objetivos del banco central.

Desafortunadamente, las reglas de políticas robustamente óptimas requieren, por lo general, que el banco central realice proyecciones de la inflación y de la brecha del producto. Como la política monetaria afecta a la economía con bastante rezago, la política debe ser prospectiva, lo que obliga al banco central a apoyarse en predicciones. Pero para formar su

predicción sobre la inflación o la actividad económica real futura, la autoridad debe pronunciarse sobre si un *shock* como, por ejemplo, un alza del petróleo, es transitorio y reversible o, por el contrario, es permanente. De modo que, en la práctica, una regla robustamente óptima no elimina la necesidad de predecir perturbaciones futuras.

A diferencia de una regla robustamente óptima, la conducta del banco central se suele representar mediante simples reglas instrumentales, tales como la regla de Taylor. Típicamente, estas reglas suponen que la política monetaria se ajusta de manera sistemática en respuesta a los movimientos presentes de la inflación y de la brecha del producto. A veces se incluyen otras variables, como el tipo de cambio, por ejemplo. Para una especificación dada del objetivo del banco central, se pueden escoger óptimamente los coeficientes de la regla. En contraste con las reglas plenamente óptimas, tales como las reglas robustamente óptimas de Giannoni y Woodford, los coeficientes de mejor respuesta en reglas simples tipo Taylor dependen de las varianzas relativas de las perturbaciones básicas que afectan a la economía. Así, el diseño de la regla óptima “simple” requiere de una gran cantidad de información sobre los *shocks* aditivos que golpean a la economía.

## 2. Incertidumbre del Modelo

Esta categoría de incertidumbre abarca un amplio rango de fuentes posibles de error. Una mala especificación del modelo, parámetros inciertos y errores de estimación pertenecen a ella. La incertidumbre sobre los valores de las matrices de coeficientes **A**, **B**, **C** y **D** es un reflejo de la incertidumbre del modelo. Esta puede surgir porque el banco central no conoce el verdadero valor de los parámetros del modelo y tiene que estimarlo, o porque el modelo del banco central incorpora supuestos erróneos sobre la forma en que se relacionan entre sí las variables macroeconómicas. O el verdadero modelo puede evolucionar con el tiempo en formas desconocidas por efecto de cambios tecnológicos e innovaciones.

Para ilustrar cómo la incertidumbre del modelo afecta al problema de política, supongamos que se puede ignorar la información imperfecta (tal que  $y(t) = y(t | t)$ ). Sea  $\mathbf{A} + \mathbf{B} = \mathbf{H}$  y, para mantener simple el ejemplo, supongamos que solo los elementos de **A**

y  $\mathbf{B}$  no se conocen con certeza. Entonces, el modelo se convierte en

$$\mathbf{y}(t+1) = \hat{\mathbf{H}}\mathbf{y}(t) + \mathbf{C}i(t) + \mathbf{v}(t+1), \quad (3)$$

donde  $\mathbf{v}(t+1) = \mathbf{D}\mathbf{u}(t+1) + (\mathbf{H} + \hat{\mathbf{H}})\mathbf{y}(t)$  y  $\hat{\mathbf{H}}$  es la estimación del banco central para  $\mathbf{H}$ . Los errores de estimación de  $\mathbf{H}$  se hacen ahora parte del término de error de la ecuación, pero la diferencia esencial con el caso de incertidumbre aditiva es que los errores representados por  $\mathbf{v}(t+1)$  ahora están correlacionados con las variables endógenas  $\mathbf{y}(t)$ . Los términos de la perturbación ya no son exógenos; la mala especificación se correlaciona con los resultados macroeconómicos, lo que tiene importantes implicancias en la elección de política, como ya destacaba Brainard (1967).

El tipo de incertidumbre representado en (3) se denomina incertidumbre multiplicativa, ya que la incertidumbre asociada con los parámetros de  $\mathbf{H}$  multiplica las variables endógenas. El ejemplo de Brainard (1967) muestra que la incertidumbre multiplicativa haría menos activista la política óptima. Alan Blinder caracterizó notablemente el primer paso de una política preventiva para controlar la inflación: se requiere que el banco central estime “cuánto se necesita endurecer o suavizar la política monetaria para ‘acertar’; entonces (hacerlo) menos” (Blinder, 1998). Esta frase representa fielmente el pensamiento de Brainard sobre el cuidado que se debe tener cuando se enfrenta una incertidumbre multiplicativa.

Sin embargo, estudios posteriores al trabajo de Brainard han encontrado que tener cuidado no es necesariamente la mejor respuesta frente a la incertidumbre del modelo (Craine, 1979; Giannoni, 2002; Söderström, 2002). De hecho, algunas formas de incertidumbre multiplicativa exigen una respuesta más intensa que otras. Este puede ser el caso, por ejemplo, cuando lo incierto es la respuesta dinámica de la economía frente a un *shock*. Si el banco central tiene dudas respecto del grado en que la inflación presente puede influir sobre la inflación futura, puede que lo mejor sea una respuesta intensa para asegurar que la inflación actual se mantenga estable. Así, una política agresiva y no tan cuidadosa puede ser mejor. En general, los economistas han encontrado

que no existen pautas claras sobre la mejor forma de reaccionar frente a este tipo de incertidumbre.

Sin duda, la incertidumbre multiplicativa no es la única —ni necesariamente la más importante— forma de incertidumbre del modelo. Lo común es que haya varios modelos en competencia sobre la forma de operar de la economía y sobre cómo incide la política monetaria en la actividad macroeconómica y la inflación. En los círculos macroeconómicos modernos, hay economistas que utilizan modelos donde la política monetaria puede tener importantes efectos reales de corto plazo a causa de rigidez de precios y salarios, mientras otros prefieren modelos en los que la política monetaria es estéril a la hora de tratar de incidir en la economía real, porque todos los precios y salarios son flexibles. Con modelos tan opuestos en un ambiente donde nadie sabe cuál es el que mejor describe la economía, ¿qué debe hacer la autoridad monetaria?

Es, sin duda, improbable que la política contribuya a la estabilidad macroeconómica si las convicciones de las autoridades respecto de la economía están equivocadas. Romer y Romer (2002) atribuyen las malas decisiones de Estados Unidos en las décadas de 1960 y 1970 a que utilizaron un modelo equivocado. Su argumento concreto es que, en los años sesenta, las autoridades creían en un *tradeoff* permanente entre desempleo promedio e inflación promedio. Esto fue, en opinión de Romer y Romer, lo que detonó la Gran Inflación estadounidense. Su opinión es que, una vez que la inflación había alcanzado un nivel alto, la autoridad se convenció de que la inflación era insensible a las recesiones, y dedujo que reducirla traería un costo extremadamente alto. Por lo tanto, le permitió dispararse sin control, puesto que sus decisiones se fundaban en un modelo que hoy día vemos como incorrecto.

El ejemplo de incertidumbre del modelo que proporciona (3) ilustra cómo interactuarían los errores de estimación de los parámetros de  $\mathbf{H}$  por parte del banco central con las variables endógenas representadas por  $\mathbf{y}(t)$ . Pero si  $\mathbf{H} + \hat{\mathbf{H}}$  refleja el error de estimación o puramente fluctuaciones aleatorias de los elementos que componen  $\mathbf{H}$ , al menos podría no estar sistemáticamente relacionado con los sucesos económicos. Hansen y Sargent (2003, 2004) han

estudiado la política óptima en entornos en los que la incertidumbre del modelo que enfrenta la autoridad no es exógena sino “diseñada” para dar problemas. Estos autores analizan el caso en el que la autoridad teme que la mala especificación de su modelo dé lo que, en su opinión, es el peor resultado posible. En un entorno de esa naturaleza, la autoridad aplica políticas que son robustas, en el sentido de producir resultados razonables aun en el peor escenario. En el contexto de un problema simple de política monetaria, Walsh (2004) demuestra que el peor escenario para el banco central contempla que ocurra un *shock* positivo de inflación al mismo tiempo que la economía está ya sumida en una recesión. Dicho escenario la aleja aun más de los objetivos, tanto de baja inflación como de pleno empleo.

Sucede que la política óptima que surge de esta especificación requiere que el banco central utilice un modelo que tiene distorsiones intencionales, en el sentido de que el banco central debería suponer que los *shocks* inflacionarios serán mucho más persistentes de lo que efectivamente se espera que sean. Por tanto, y en contraste con el criterio de Giannoni y Woodford (2002), quienes diseñaron reglas de política que no exigían al banco central conocer (o siquiera estimar) la verdadera persistencia de los *shocks* inflacionarios, el enfoque de Hansen y Sargent pone al banco central a actuar como si siempre los *shocks* inflacionarios fueran muy persistentes, aun sabiendo que, por lo general, no lo son.

El peor escenario es, casi por definición, un evento que ocurre con baja probabilidad. Por ello, el enfoque de Hansen y Sargent ha sido criticado por dar demasiada importancia al peor escenario en las decisiones de política. Aun así, la idea de que la autoridad podría querer usar un modelo distorsionado para diseñar su política cuenta con el apoyo de otras líneas de investigación. Por ejemplo, Levin y Williams (2003) estudian qué sucede cuando una política está diseñada para ser óptima en un modelo en particular, pero ese modelo resulta estar equivocado. Encuentran que las reglas de política diseñadas para ser óptimas en modelos que contienen altos grados de inercia, también funcionan bien si el “verdadero” modelo de la economía supone horizontes futuros muy largos. Por desgracia, encuentran que el opuesto no es verdadero. Las políticas diseñadas para funcionar bien si el

comportamiento es significativamente prospectivo suelen acabar en desastre si en la práctica la economía tiene altos grados de inercia. En consecuencia, aun si el banco central piensa que la inflación y la actividad económica real están fuertemente influidas por las expectativas futuras de inflación y crecimiento, todavía puede querer actuar como si la economía fuera mucho más retrospectiva.

En el mundo real, los bancos centrales suelen manejar la incertidumbre del modelo utilizando varios modelos de la economía para verificar y comparar predicciones y asegurar que las políticas no sean demasiado sensibles al supuesto de que un modelo en particular es el correcto. Frente a modelos contradictorios, un criterio sensato sería evaluar políticas alternativas en varios modelos y ponderar cada una en función de una evaluación de su probabilidad. No obstante, Cogley, Colacito y Sargent (2007) han ilustrado cómo la incertidumbre del modelo puede generar políticas malas incluso cuando la autoridad ha puesto especial cuidado en incorporar la incertidumbre en sus decisiones utilizando múltiples modelos de la economía. Consideran dos modelos simples. Uno, el llamado modelo Samuelson-Solow, implica que el banco central enfrenta un dilema permanente entre el desempleo y la inflación. El otro incorpora la hipótesis de la tasa natural, que implica que no existe dilema permanente. Este segundo modelo también implica que una desinflación creíble reduciría la inflación sin costo alguno. La autoridad asigna una probabilidad a cada modelo, que refleja la verosimilitud que asignan los datos a que uno u otro sea el verdadero. Cogley, Colacito y Sargent muestran que, para comienzos de los setenta, los datos de Estados Unidos sugerían que casi todo el peso debería asignarse al modelo de la tasa natural. Esto significaba que la política óptima sería reducir la inflación de inmediato. Sin embargo, los datos asignaban una ponderación baja pero positiva a que el modelo correcto fuera el de Samuelson-Solow y, si esa alternativa resultaba ser la correcta, el costo de una desinflación instantánea sería gigantesco en términos del producto. De modo que, aunque el banco central esté casi seguro de que el modelo correcto es el de la tasa natural, debería decidir no aplicar la reducción abrupta de la inflación por temor

a que el modelo correcto sea el de Samuelson-Solow. En otras palabras, incluso un modelo que, según los datos, es improbable que sea el correcto puede incidir en las decisiones de política si la autoridad utiliza varios modelos como mecanismo para contar con políticas robustas.

### 3. Información Imperfecta

Un último tipo de incertidumbre emana de la información imperfecta. Casi cualquier forma de incertidumbre podría etiquetarse como de información imperfecta (sobre si ocurrirán las perturbaciones aditivas, sobre el verdadero modelo, etc.). Sin embargo, nos referiremos a un aspecto específico de esta incertidumbre: el que se debe a la incapacidad de observar a la perfección el estado actual de la economía y/o las variables macroeconómicas que son determinantes en el diseño de las políticas.

Las decisiones de política se basan en datos ruidosos e imperfectos sobre la economía. No pocos autores han analizado la forma en que datos inciertos inciden en la política óptima. La intuición sugiere que cabría esperar que la presencia de ruido en los datos macroeconómicos generara respuestas más débiles cuando llegase nueva información. Una respuesta muy agresiva puede derivar simplemente en mayor volatilidad si el cociente entre señal y ruido es muy bajo, es decir, si el ruido explica la mayor parte de la variación de los datos. Rudebusch (2001) estudia cómo el ruido en los datos reduciría la respuesta óptima a la inflación y la brecha del producto en una regla de Taylor estándar. Trabajos anteriores, que ignoraban la incertidumbre en los datos, encontraron que la respuesta óptima a la brecha del producto era mucho mayor que la que había hallado Taylor para la Reserva Federal de Alan Greenspan. Rudebusch atribuyó, en parte, la debilidad de la respuesta de los datos a que las medidas de la brecha del producto contenían ruido.

Además del error puro de medición de datos en tiempo real para variables observables, surge una nueva dificultad al no poder observarse directamente muchas de las variables que son esenciales en los modelos teóricos. El mejor ejemplo de este problema es la brecha del producto. Los modelos nekeynesianos definen esta brecha como la diferencia porcentual

entre el producto efectivo y el producto que generaría la economía si todos los salarios y todos los precios fueran flexibles: el llamado nivel de producto a precios flexibles. Aunque la información sobre el producto efectivo está sujeta a errores de medición y a corrección de datos, al menos se puede medir directamente, algo que no puede decirse del producto a precios flexibles. Cualquier estimación de este último nivel de producto dependerá del modelo teórico que se utilice para proyectar cómo se comportaría la economía con todos los precios flexibles. Las antiguas definiciones de la brecha del producto —que medían el producto en relación con su potencial— presentaban problemas parecidos. El producto potencial no se puede observar, por lo que se debe estimar, y las técnicas habituales típicamente se apoyaban en métodos estadísticos simples para igualar el producto potencial con el producto de tendencia, lo que dejaba sin responder la pregunta de cuál es la mejor forma de estimar la tasa de crecimiento de tendencia del producto real.

Inevitablemente, las medidas del producto de tendencia serán siempre retrospectivas, pues utilizan datos históricos para proyectar la tendencia. Por lo tanto, puede resultarles difícil capturar los cambios en la tendencia subyacente del crecimiento. Un buen ejemplo son los años setenta, cuando en varios países cayó el crecimiento de tendencia. Orphanides (2003) ha dicho que las malas políticas macroeconómicas de los setenta en Estados Unidos se debieron a que nadie reconoció esta caída del crecimiento de tendencia. Al proyectar la tendencia sobre la base de información histórica, la Reserva Federal (Fed) tardó en ver la desaceleración y sobrestimó la trayectoria del producto futuro en los años setenta. Y como había sobrestimado el producto de tendencia, pensó que se estaba abriendo una brecha de producto negativa. Frente a esta, la Fed adoptó políticas que, vistas hoy, fueron demasiado expansivas. Esta hipótesis de incertidumbre en los datos provee una explicación para la Gran Inflación de los setenta, como alternativa a la hipótesis de incertidumbre del modelo antes mencionada.

Dadas las dificultades propias de medir la brecha del producto, McCallum (2001) ha argumentado que los bancos centrales deberían abstenerse de reacciones agresivas. Alternativamente, Orphanides y Williams

(2002) han encontrado que las reglas de política que responden al cambio de la brecha estimada del producto, por lo general funcionan bien y evitan algunos de los problemas de medición que complican la estimación del nivel del producto potencial.

Los problemas para estimar la brecha del producto son solo un ejemplo de cómo las variables fundamentales —que, según la teoría económica moderna, deberían ser el foco de la política monetaria— son difíciles de estimar y suelen ser imposibles de observar. Otro ejemplo es la tasa de interés real neutral, definida como la tasa de interés real coherente con una brecha del producto igual a cero y cero desviación de la inflación respecto de su meta. Algunos modelos modernos implican que la verdadera tasa de interés real debería moverse en paralelo con esta tasa real neutral, pero por supuesto esta última es inobservable. Muchos estudiosos han intentado estimar la tasa real neutral y la brecha del producto (Kuttner, 1994; Laubach y Williams, 2003; Garnier y Wilhelmsen, 2005; Benati y Vitale, 2007), pero sus cálculos se basan, por lo general, en restricciones implícitas en algún modelo particular de la economía. De modo que, si el modelo correcto es incierto para la autoridad, también lo será la mejor forma de medir la tasa de interés real neutral y la brecha del producto. Vemos, entonces, que la información imperfecta constituye un problema severo para quienes deben administrar la política monetaria.

#### 4. Aprendizaje

La incertidumbre que enfrentan los bancos centrales revela, en gran parte, nuestro imperfecto modo de entender la macroeconomía. Y como es imperfecto, tanto economistas como responsables de política viven en constante aprendizaje. Del mismo modo, el público forma sus expectativas sobre la base de lo que entiende y va aprendiendo sobre los sucesos macroeconómicos, y de lo que hace la autoridad. En consecuencia, el aprendizaje se multiplica, los modelos se refinan y reestiman, se desarrollan nuevos modelos para reflejar los últimos avances de la investigación económica, y factores que antes se pasaban por alto, de repente cobran importancia y los modelos deben tomarlos en cuenta. Al mismo tiempo, el público debe evaluar las decisiones de la autoridad e intentar conocer los objetivos del banco central y

su accionar. En los últimos años, se ha desarrollado abundante literatura que estudia los efectos del aprendizaje sobre el desempeño macroeconómico y sus implicancias de política monetaria.

Gran parte de los estudios sobre el aprendizaje en la macroeconomía se inspira en el libro de Evans y Honkapohja (2001). Estos autores presentan una excelente síntesis de esta línea de investigación y sus implicancias de política monetaria. La literatura que analizan abandona los supuestos extremos implícitos en el enfoque de expectativas racionales y, por el contrario, concibe a los individuos (y a las autoridades) esencialmente como econometristas, que utilizan la última información para reestimar y actualizar sus modelos y luego predecir la inflación y otras variables macroeconómicas. Evans y Honkapohja sostienen que esta forma de ver el aprendizaje refleja el “principio de consistencia cognitiva”, que establece que los “agentes privados tendrían que ser tan inteligentes como un (buen) economista”.

Al incorporar explícitamente el aprendizaje, se pueden estudiar dos interrogantes generales que son importantes para la política: ¿Convergerá la economía bajo aprendizaje al equilibrio coherente con las expectativas racionales? y ¿Cómo afecta el aprendizaje a la dinámica macroeconómica?

Si los equilibrios de expectativas racionales no son estables bajo aprendizaje, entonces las propiedades de expectativas racionales no sirven para describir el comportamiento de la economía cuando ya se entiende su estructura. La práctica habitual en el análisis de las políticas es estudiar las propiedades de políticas alternativas bajo el supuesto de que el sector privado comprende a la perfección el accionar del banco central. En términos del posible comportamiento de la economía, este supuesto puede ser apropiado, pero solo si el público logrará aprender la verdadera estructura de la economía. Y si el público va gradualmente aprendiendo sobre las distintas políticas que el banco central podría implementar, puede que la economía no converja hacia el equilibrio de expectativas racionales.

Tal como expresan Evans y Honkapohja (2001) en su capítulo introductorio, algunas reglas de política para el banco central que se ven bastante razonables bajo expectativas racionales pueden

generar inestabilidad bajo modelos de aprendizaje bastante razonables. Sin embargo, Bullard y Mitra (2002) muestran que, cuando el banco central sigue una regla de Taylor simple para fijar la tasa de interés nominal, la misma condición que asegura un equilibrio único bajo expectativas racionales también asegura la estabilidad del equilibrio bajo aprendizaje. Esta condición, conocida como Principio de Taylor, requiere que el banco central ajuste la tasa nominal a la inflación más que uno a uno.<sup>2</sup> Bullard y Mitra también muestran, sin embargo, que si el banco central responde a la inflación futura esperada más que a la inflación presente, algunas reglas de política que conducen a indeterminación (equilibrios múltiples) bajo expectativas racionales tienen equilibrios que son estables bajo aprendizaje. En general, Evans y Honkapohja sostienen que las reglas de política basadas en expectativas —reglas en virtud de las cuales el banco central responde a las expectativas inflacionarias privadas y a la brecha del producto— tienen propiedades deseables. Implícitamente, estas reglas incorporan en la regla de política el aprendizaje de las personas.

El segundo gran campo en el que la literatura sobre aprendizaje ha mejorado nuestra comprensión es la dinámica macroeconómica. La forma en que evoluciona la economía dependerá de cómo aprenda el público, y la respuesta de la economía a las perturbaciones puede ser muy distinta a cómo sería con expectativas racionales. La incorporación de los efectos del aprendizaje puede ser sumamente importante si el banco central está pensando modificar sus políticas. Los esfuerzos de los privados por aprender la nueva política pueden incidir en el ajuste de la economía si el banco central no es todo lo explícito o transparente respecto de sus acciones. Por ejemplo, Erceg y Levin (2003) estudiaron el rol del aprendizaje en la profunda recesión que sufrió Estados Unidos a inicios de los años ochenta bajo el programa de estabilización de Paul Volcker. Bajo expectativas racionales, un recorte anunciado de la meta inflacionaria de la Fed habría reducido la inflación con una pérdida mínima de producto real. Suponiendo que la instancia antiinflacionaria de la Fed careció de credibilidad y el público entró en un proceso de aprender sobre su objetivo, Erceg y Levin muestran que su modelo puede explicar mejor

la experiencia histórica de desinflación gradual acompañada de recesión.

La literatura del aprendizaje también ha desarrollado nuevas percepciones que son relevantes en el debate sobre cuál es el grado óptimo de transparencia que debe exhibir el banco central. En general, a mayor transparencia, más rápido aprende el público, pues cuenta con más información útil. De ese modo, la transparencia ayuda a reducir la volatilidad que puede surgir mientras los individuos intentan aprender sobre los objetivos del banco central. También puede apurar la convergencia de la economía hacia su equilibrio de expectativas racionales (Rudebusch y Williams, 2008). La incorporación de aprendizaje también es importante para asegurar la robustez de las políticas cuando los agentes privados y la autoridad van adecuando sus percepciones respecto de la economía.

Quizá la mayor enseñanza de la literatura del aprendizaje es que, en un mundo incierto y cambiante, tanto los agentes económicos privados como el banco central hacen esfuerzos por aprender, y este proceso de aprendizaje no puede quedar fuera del diseño de políticas que aseguren la determinación, estabilidad y robustez de las mismas.

## 5. Resumen

Todo banco central debe tomar sus decisiones de política en medio de un escenario incierto, basándose en su conocimiento imperfecto y cambiante sobre la economía. Aunque la investigación sobre política monetaria con incertidumbre y aprendizaje ha encontrado pocos resultados generales, una lección contundente es que no se puede pasar por alto ni una ni otra. La autoridad tiene que reconocer que aquellas situaciones donde sí se puede obviar la incertidumbre asociada con las predicciones —cuando se cumple la equivalencia cierta— son improbables de ocurrir en la práctica. Es importante tener en cuenta el papel que juegan los modelos múltiples y la aplicación de políticas que son robustas a través de una gama de modelos plausibles. Apuntar a la robustez puede

<sup>2</sup> Esta condición pierde fuerza si el banco central también responde a la brecha del producto.

exigir el uso de modelos con distorsiones que llevan a capturar, si no el peor escenario, al menos el más peligroso. En resumen, es de vital importancia reconocer la incertidumbre, el error de medición y la imposibilidad de observar directamente variables macroeconómicas claves a la hora de diseñar e implementar la política monetaria.

### III. UN RECORRIDO POR EL LIBRO

Los ensayos que aparecen en el volumen comentado ofrecen elementos de juicio teóricos y orientación práctica para evaluar la política monetaria en presencia de incertidumbre y necesidad de aprender. Entre las grandes interrogantes que se abordan están los siguientes: ¿Existen maneras prácticas de derivar las políticas óptimas frente a especificaciones muy generales de incertidumbre del modelo? ¿Pone la incertidumbre del modelo límites a la utilidad de las técnicas óptimas de control? ¿Qué tipos de reglas de política monetaria aseguran la estabilidad cuando los agentes privados emplean estrategias de aprendizaje de ganancia constante? ¿Cómo afectan las nociones alternativas de aprendizaje a la estabilidad de los modelos prospectivos? ¿Cómo inciden la credibilidad de la meta de inflación y la necesidad de aprender del público en el costo de la desinflación? ¿Cómo podría la desinflación afectar la estructura del proceso inflacionario al actualizar las empresas sus percepciones respecto del comportamiento de la inflación, y, altera esto los costos relativos y las ventajas de anunciar una reducción gradual de la meta de inflación? ¿Existen reglas generales para formular modelos y reglas de política que aseguren la estabilidad cuando los privados solo cuentan con datos rezagados? ¿Podemos desarrollar modelos alternativos, útiles para el análisis de las políticas, si los efectos de la política monetaria se originan más en rigideces de información que de salarios y precios? ¿Podemos estimar las variables inobservables que son claves en las decisiones de política monetaria usando un modelo simple aplicado a distintos países, y qué podemos aprender sobre el comovimiento y la convergencia internacional de dichas inobservables y sus contrapartes observables?

El libro aborda también las siguientes interrogantes relativas a la política monetaria de Chile: ¿Contribuyó la experiencia chilena de desinflación gradual con

metas anuales entre 1991 y 2000 a reducir los costos de la desinflación? ¿Cuál es la importancia empírica de la incertidumbre aditiva, del modelo y de los datos? ¿Qué tan sensible es la política monetaria a las leyes de movimiento de *shocks* exógenos y a la mala especificación del modelo? Por último, ¿qué tan sensibles son en Chile los ciclos de auge y caída a reglas alternativas de política monetaria?

A continuación sigue un breve recorrido por los capítulos del libro en el orden en que aparecen, con una revisión de las respuestas que entregan sus respectivos autores a las preguntas recién formuladas.

#### *Teoría y evidencia internacional*

El primero de los dos capítulos de George Evans y Seppo Honkapohja presenta una revisión general de las lecciones de política monetaria que se pueden extraer de la literatura sobre el aprendizaje, que es cada vez más abundante. Evans y Honkapohja han sido líderes en el desarrollo y la aplicación de las nociones de aprendizaje adaptativo a los temas macroeconómicos. En parte, su trabajo ha sido motivado por la idea de que los agentes económicos no tienen ni la información ni la capacidad de procesarla que los enfoques de expectativas racionales dan por ciertas. Al contrario, los economistas deberían reconocer que los individuos son “limitadamente racionales”. Una forma de operativizar esta noción de racionalidad limitada consiste en suponer que los individuos aprenden como conducta adaptativa. Como observan estos autores, el aprendizaje adaptativo refleja la forma en que los economistas típicamente aprenden de la estructura empírica de la economía: utilizan información nueva para actualizar sus estimaciones de las relaciones estructurales de la economía o sus ecuaciones de proyección. Al aplicar esta noción de aprendizaje al sector privado, se obtiene un modo sencillo para investigar una variedad de temas de importancia para la política monetaria sin imponer los supuestos extremos típicos de los modelos de expectativas racionales. Los autores utilizan el modelo neokeynesiano prospectivo básico que ya es estándar en la literatura de la política monetaria, para analizar temas como la determinación y la estabilidad del equilibrio bajo reglas alternativas de política, la información imperfecta sobre las variables corrientes, el conocimiento imperfecto sobre los parámetros

estructurales y los modelos alternativos de aprendizaje adaptativo. También revisan las implicancias del aprendizaje para entender episodios de hiperinflación y la trampa de la liquidez.

Lars E.O. Svensson y Noah Williams utilizan un modelo nekeynesiano para mostrar los efectos de la incertidumbre del modelo que utiliza la autoridad sobre la política que aplica. Los autores han desarrollado una metodología nueva para diseñar políticas monetarias óptimas cuando el modelo es incierto. Este criterio modela la incertidumbre como reflejo de cambios en las ecuaciones estructurales que caracterizan la economía. Representan a la economía saltando aleatoriamente de un estado a otro. Condicional a cada estado, la estructura de la economía se puede describir en términos de ecuaciones lineales y preferencias cuadráticas. De ahí toma el nombre de modelo del salto lineal cuadrático de Markov. En opinión de los autores, este enfoque se puede usar para modelar un amplio rango de tipos de incertidumbre y, como suponen que el estado actual de la economía no es observable, también examinan el rol del aprendizaje. En este marco, la política plenamente óptima contempla alguna experimentación, esto es, acciones deliberadas diseñadas para ayudar a que el banco central entienda mejor el comportamiento de la economía. Estas acciones de política son difíciles de derivar, de manera que Svensson y Williams también ponen su atención en lo que denominan *políticas adaptativas óptimas* (AOP). Con estas políticas, el banco central no es consciente de experimentar. Encuentran que las ganancias de la experimentación son típicamente bajas, conclusión coherente con la renuencia de los bancos centrales a experimentar con la macroeconomía. Para ilustrar la aplicabilidad de su enfoque a la incertidumbre, Svensson y Williams emplean un modelo nekeynesiano pequeño originalmente estimado por Lindé (2005) con datos de Estados Unidos. Los autores utilizan este modelo para comparar la política AOP con una política óptima sin aprendizaje, esto es, donde el banco central no incorpora la nueva información que recibe para actualizar su conocimiento de la economía. Aparte de ilustrar los algoritmos desarrollados para calcular las políticas AOP, su trabajo saca una importante conclusión: si bien el aprendizaje es relevante para mejorar el diseño de las políticas en presencia de

incertidumbre, las ganancias que se obtienen de la experimentación son magras.

Las implicancias de políticas alternativas bajo incertidumbre y aprendizaje son el tema de Athanasios Orphanides y John Williams. Emplean un modelo pequeño estimado con datos de Estados Unidos pero, al evaluar las políticas monetarias, suponen que el banco central debe estimar variables macroeconómicas esenciales tales como la tasa natural de desempleo y la tasa de interés real de equilibrio. Los agentes privados no tienen certeza respecto de la estructura del modelo y emplean aprendizaje de mínimos cuadrados para actualizar sus percepciones. En este entorno, los autores muestran que pasar por alto la incertidumbre y el aprendizaje tiene sus costos: las políticas que son óptimas cuando no se considera la incertidumbre, llevan a resultados macroeconómicos pobres cuando el conocimiento es imperfecto. Se pueden obtener políticas más robustas al conocimiento imperfecto si el banco central es más conservador en el sentido de asignar una mayor ponderación a los objetivos inflacionarios que al de estabilizar la actividad económica real. Curiosamente, Orphanides y Williams muestran que reglas simples de política que responden a la inflación esperada futura y al empleo rezagado o al cambio en la tasa de desempleo funcionan bien en presencia de conocimiento imperfecto.

George Evans y Seppo Honkapohja estudian el comportamiento de las reglas de política monetaria cuando el sector privado dedica esfuerzos a aprender. Una amplia literatura ha analizado las implicancias de reglas simples de política, pero por lo general supone que los agentes privados tienen conciencia plena de la regla que sigue el banco central. Si, por el contrario, los privados tienen que aprender del comportamiento del banco central, surgen nuevos temas de relevancia. Uno tiene que ver con la estabilidad de las reglas de política bajo distintos supuestos relativos a la forma de aprender de los agentes privados. El supuesto estándar de la literatura sobre aprendizaje adaptativo asume que, a medida que los agentes obtienen más observaciones, asignan una ponderación menor a cada uno, aprendizaje conocido como de ganancia decreciente. Un supuesto alternativo es que los agentes usan aprendizaje de mínimos cuadrados de ganancia constante, donde la ponderación de la información nueva no disminuye

cuando se tienen más observaciones. El aprendizaje de ganancia constante puede ser apropiado cuando un cambio estructural es posible, con lo que, mientras más antigua es la observación, menor será su aporte informativo. Evans y Honkapohja muestran que ciertas reglas que funcionan bien bajo aprendizaje de ganancia decreciente llevan a inestabilidad de expectativas bajo aprendizaje de ganancia constante. De modo que lo que cuenta no es solo que el sector privado esté aprendiendo, sino que también es importante cómo aprende. Los autores muestran que las reglas de política que ellos describen como reglas óptimas basadas en expectativas —en las que el banco central responde a las expectativas privadas— tienen propiedades deseables.

Roger Guesnerie considera un enfoque para el aprendizaje que difiere de los modelos de aprendizaje adaptativo que se han hecho comunes en el análisis de política monetaria. Bajo aprendizaje adaptativo, los individuos se comportan como econométricos, porque procesan lo que van observando en la economía para actualizar sus estimaciones sobre las relaciones económicas importantes. En contraste con este, Guesnerie desarrolla el concepto de estabilidad “eductiva”. Intuitivamente, un sistema eductivo estable tiene la propiedad de que, si hay consenso en que la economía está en las cercanías del equilibrio, entonces, cualesquiera sean las creencias particulares de los individuos, sus acciones son tales que el verdadero equilibrio está en esas cercanías. Luego, la estabilidad eductiva puede percibirse como una propiedad de un equilibrio tal que, si las creencias de los agentes económicos están en alguna zona, permanecerán en dicha zona bajo un amplio conjunto de reglas de actualización. Por lo tanto, la estabilidad eductiva se puede ver como una condición necesaria para que cualquier proceso de aprendizaje adaptativo sea estable. Aplicando la noción de estabilidad eductiva a un modelo prospectivo simple sin dinero, Guesnerie encuentra que las reglas de Taylor que sobre-reaccionan a la inflación pueden no ser eductivamente estables.

Benett McCallum argumenta en su capítulo que el requisito de estabilidad bajo aprendizaje de mínimos cuadrados es una condición “obligatoriamente necesaria para que un equilibrio de expectativas racionales se pueda considerar plausible”. Aunque

trabajos anteriores de McCallum y otros han demostrado que las reglas de política monetaria que aseguran un único equilibrio de expectativas racionales (es decir, aseguran determinación) contienen aprendizaje de mínimos cuadrados, este resultado se basaba en el supuesto de que los individuos eran capaces de observar el equilibrio presente de la economía. Es más realista pensar que los individuos solo pueden observar datos rezagados y, en este caso, el vínculo cercano entre determinación y aprendizaje desaparece. En efecto, la capacidad de aprender se puede asegurar solo incorporando supuestos adicionales y especiales. McCallum también explora la exigencia de que los modelos estén “bien formulados,” donde esta condición se interpreta como que se descartan ciertas discontinuidades del estado estacionario de los modelos. El autor muestra que, aun cuando los individuos observan variables endógenas presentes, ni la propiedad de “bien formulado” implica la propiedad de “aprendible”, ni viceversa.

La mayoría de los modelos modernos que se utilizan en el análisis de la política monetaria suponen que los salarios y precios nominales son rígidos y se ajustan con mucha lentitud. En contraste con este enfoque, Ricardo Reis ha desarrollado, en una serie de trabajos previos, la idea de que la economía se puede caracterizar por rigideces no tanto de precios sino de información. Los agentes no prestan atención a las noticias porque adquirir, absorber y procesar información tiene un costo. En nuestro libro, Ricardo Reis presenta un modelo DSGE para ciclos económicos y política monetaria, cuya única rigidez es una desatención generalizada en todos los mercados, y donde cada agente actualiza su observación en distinta fecha. El modelo fue estimado con datos para Estados Unidos después de 1986, y para la Eurozona después de 1993, y luego aplicado en varios experimentos contrafactuales de política para ambas regiones. Los *shocks* de política monetaria han mostrado baja persistencia, lo que señala una respuesta rápida de la mayoría de las variables macroeconómicas a las perturbaciones monetarias. Un cambio de política preanunciado genera una respuesta de la inflación más rápida que un cambio sorpresivo. Un cambio gradual de política causa un impacto más contundente que un cambio inesperado y brusco, pero solo si la política

de gradualidad es conocida y creíble. La agresiva regla antiinflacionaria de Taylor (1993) generaría un nivel de bienestar mayor que el que se logra usando las verdaderas reglas de política estimadas para ambas regiones. Finalmente, en comparación con un sistema de metas de inflación flexibles bajo una regla de Taylor convencional, el bienestar será menor en ambas regiones si su respectivo banco central adopta metas de nivel de precios, sean rígidas o flexibles.

El capítulo de Klaus Schmidt-Hebbel y Carl Walsh aplica un modelo parsimonioso de política monetaria con datos para 1970-2006 (máximo), para estimar tres importantes variables inobservables —la tasa de interés real neutral, la brecha del producto y la tasa natural de desempleo— para tres economías grandes sin metas de inflación (Estados Unidos, la Eurozona y Japón), y siete con metas (Australia, Canadá, Chile, Nueva Zelanda, Noruega, el Reino Unido y Suecia). La estimación país por país sigue de cerca el procedimiento secuencial desarrollado por Laubach y Williams (2003) para estimar dos variables inobservables para Estados Unidos. Los resultados por países que aparecen en este capítulo, aunque mixtos, muestran que el crecimiento del producto tendencial y la tasa de interés neutral varían en el tiempo en la mayoría de los países, y que la tasa de interés neutral varía en el tiempo en Chile y en Estados Unidos. Como vimos, es importante tener en cuenta que las inobservables importantes pueden variar en el tiempo para aplicar una política monetaria eficiente. En cuanto a las tendencias temporales comunes, Schmidt-Hebbel y Walsh muestran una caída de las volatilidades de la inflación, del crecimiento del producto y de la tasa de interés real en su muestra de países para las últimas décadas, lo que es coherente con la gran moderación que se viene observando en el mundo desde los primeros años noventa. Las tres economías grandes no muestran comovimientos de variables esenciales ni grandes ni crecientes en el tiempo. Sin embargo, las más pequeñas que siguen metas de inflación sí exhiben comovimientos crecientes de variables observables e inobservables con Estados Unidos. Por último, los autores rechazan la convergencia de las variables inobservables en los países con metas de inflación hacia los niveles estimados para Estados Unidos y la Eurozona, pero encuentran convergencia

del crecimiento efectivo y de las tasas de interés en la mayoría de los países con metas de inflación hacia los niveles de crecimiento y tasas de interés observados en Estados Unidos y en la Eurozona.

Martin Melecky, Diego Rodríguez-Palenzuela y Ulf Söderström utilizan un modelo estimado con datos de la Eurozona para evaluar los efectos de la transparencia y credibilidad monetaria sobre la volatilidad del producto y de la inflación. La principal incertidumbre que enfrentan los privados en el modelo surge de cambios en la regla de política del banco central. Estos cambios pueden reflejar un movimiento transitorio de la tasa de interés o un cambio persistente de la meta de inflación del banco central. Los autores emplean un modelo DSGE prospectivo que incorpora, entre otros elementos, precios rígidos y salarios rígidos. Curiosamente, encuentran que lo que se gana por hacer anuncios creíbles sobre la futura meta de inflación es relativamente poco. Sin embargo, muestran que esta conclusión depende del supuesto de que el sector privado conoce plenamente el proceso estocástico que rige la persistencia de la meta de inflación. Cuando este aspecto de la meta se desconoce, el problema de inferencia que enfrentan los privados se complica, y las ganancias de anunciar la meta pueden ser mucho mayores, en particular si los agentes privados sobrestiman la volatilidad de la meta.

### *Teoría y evidencia chilena*

Volker Wieland desarrolla un modelo diseñado para aportar al entendimiento de la trayectoria de desinflación gradual en economías con meta de inflación, como la chilena. Incorpora dos nuevos elementos a un modelo neokeynesiano para capturar experiencias de desinflación. Primero, las empresas privadas se involucran en un aprendizaje adaptativo; para fijar sus precios, necesitan proyectar la inflación futura, para lo cual utilizan métodos de mínimos cuadrados para actualizar sus estimaciones de una ecuación de proyección simple. Segundo, el autor presenta un modelo de precios indexados donde el grado de indexación se determina en forma endógena. Este enfoque de Wieland contrasta con los múltiples modelos que suponen que algunos precios están indexados en parte a la inflación pasada pero que tratan el grado de indexación como exógeno.

Específicamente, cuando una empresa tiene la oportunidad de cambiar óptimamente sus precios, también decide entre indexar sus futuros cambios de precios a la inflación pasada o a la meta inflacionaria del banco central. En consecuencia, una desinflación inmediata por la vía de una reducción de la meta inflacionaria del banco central hace que las empresas abandonen rápidamente su indexación a la inflación pasada y se cambien a la meta de inflación. Sin embargo, el impacto inicial de esta desinflación drástica es una caída grande del producto. Esta disminución de actividad económica real se puede moderar si el banco central aplica una desinflación más gradual. A medida que las empresas actualizan su evaluación de la persistencia durante una desinflación gradual, los costos reales de la desinflación disminuyen. Sin embargo, en el escenario de desinflación gradual, es menos probable que las empresas cambien su índice por la meta del banco central. Luego Wieland procede a analizar el uso de metas de inflación temporales que disminuyen paulatinamente hacia una inflación de estado estacionario. Esta situación captura la estrategia de desinflación gradual de metas anuales aplicada en Chile de 1990 a 2000, similar a la de varios otros países con metas de inflación que adoptaron metas anuales cuando sus tasas de inflación aún eran altas. Cumplir metas de corto plazo ayuda a subir la tasa a la cual las empresas reemplazan la inflación rezagada por la meta del banco central en sus estrategias de indexación. Lo anterior contribuye a reducir la inflación.

Felipe Morandé y Mauricio Tejada evalúan la importancia empírica de las tres fuentes clásicas de incertidumbre en la política monetaria en Chile. Los autores estudian la incertidumbre de los datos comparando estimaciones de la brecha del producto en tiempo real entre sí y con medidas finales, y concluyen que las correlaciones entre los datos en tiempo real y las estimaciones de la brecha del producto con datos finales son relativamente bajas. Para evaluar la importancia empírica de la incertidumbre aditiva (asociada a la varianza de los *shocks*) y multiplicativa (asociada a los parámetros), Morandé y Tejada estiman un modelo prospectivo neokeynesiano de economía pequeña y abierta para Chile, con parámetros variantes temporales y varianzas de perturbaciones estado-dependientes. Los resultados de todas las

ecuaciones del modelo muestran que la incertidumbre aditiva domina a la incertidumbre multiplicativa. Las estimaciones apoyan la hipótesis de varianzas estado-dependientes asociadas a dos estados: volatilidad baja o alta del *shock*. Los autores reportan que las medidas de incertidumbre total respecto tanto de la brecha del producto como de la inflación se han reducido en el tiempo, y el período de mayor estabilidad coincide con el esquema de metas de inflación en vigencia a partir del año 2001.

En trabajos anteriores, Marco del Negro y Frank Schorfheide (y otros) han desarrollado el modelo DSGE-VAR, que relaja restricciones cruzadas y puede verse como un modelo VAR estructural, pero que conserva varios de los rasgos de la especificación DSGE subyacente. En este libro, Del Negro y Schorfheide presentan los resultados de la estimación de un modelo DSGE-VAR de economía pequeña y abierta para Chile en 1999-2007. Los autores encuentran útil inclinar sus estimaciones hacia la restricción generada por su modelo DSGE porque es improbable que el VAR sin fuertes restricciones iniciales entregue buenas predicciones o permita extraer conclusiones razonables. La variabilidad observada de la inflación obedeció más que nada a perturbaciones locales. En cuanto a las reglas de política monetaria, una conclusión es que la respuesta del Banco Central de Chile a los *shocks* cambiario y de términos de intercambio fue insuficiente. Una respuesta más agresiva del BCCh a los *shocks* inflacionarios habría hecho poca mella en la volatilidad de la inflación, pero una más débil la habría disparado. Del Negro y Schorfheide derivan de su ejercicio dos lecciones que pueden ser más generales: i) los resultados de los experimentos de política son muy sensibles a parámetros que reflejan las leyes de movimiento de los *shocks* exógenos; ii) la presencia de una mala especificación —cuando se rechaza el modelo DSGE a favor de un modelo de parametrización menos restrictiva— no implica necesariamente que las respuestas a los ejercicios de política que se obtienen del modelo DSGE no sean robustas.

Manuel Marfán, Juan Pablo Medina y Claudio Soto especifican y estiman un modelo DSGE para Chile, a fin de analizar los efectos macroeconómicos de varios *shocks* exógenos y de política cuando los agentes

privados tienen percepciones erróneas sobre los niveles de productividad futuros, que generan ciclos de auge y caída, tales como los que fueron recurrentes en economías emergentes e industrializadas en las décadas de 1990 y 2000. Utilizan el modelo, basado en una especificación DSGE prospectiva para una economía pequeña y abierta de tres sectores con varias rigideces nominales y reales y una regla de Taylor, para realizar varias simulaciones. La primera muestra que se puede simular un ciclo de auge y caída mediante una disminución inesperada y una reversión posterior en la tasa de interés externa, lo que da buena cuenta de los hechos estilizados observados en Chile durante los años noventa. La segunda simulación se centra en los efectos de las expectativas demasiado optimistas sobre niveles futuros de productividad y, alternativamente, sobre las tendencias futuras de la productividad, las que ex post resultan erradas. Solo el exceso de optimismo respecto de las tendencias (no los niveles) de la productividad es capaz de replicar el ciclo chileno, al igual que el ciclo inducido por la tasa de interés externa. Por último, Marfán, Medina y Soto contrastan los efectos macroeconómicos de reacciones alternativas de la política monetaria frente a un aumento de la productividad tendencial. Si el banco central sigue un régimen de metas de inflación más estricto, se amplifica el ciclo de auge y caída de la mayoría de las variables macroeconómicas. Una amplificación cíclica similar del ciclo de auge y caída se observa cuando el banco central incluye el tipo de cambio como argumento de su regla de política, como efectivamente sucedió durante el régimen parcial de metas de inflación con banda cambiaria, en vigor hasta 1999.

## REFERENCIAS

- Adolfson, M., S. Laséen, J. Lindé y M. Villani (2008). "Evaluating an Estimated New Keynesian Small Open Economy Model." *Journal of Economic Dynamics and Control* 32(8): 2690-721.
- Benati, L. y G. Vitale (2007). "Joint Estimation of the Natural Rate of Interest, the Natural Rate of Unemployment, Expected Inflation, and Potential Output." Working Paper N°797, Banco Central Europeo.
- Blinder, A.S. (1998). *El Banco Central: Teoría y Práctica*, Cambridge, MA, EE.UU.: MIT Press.
- Brainard, W. (1967). "Uncertainty and the Effectiveness of Policy." *American Economic Review* 57(2): 411-25.
- Bullard, J. y K. Mitra (2002). "Learning about Monetary Policy Rules." *Journal of Monetary Economics* 49(6): 1105-29.
- Christiano, L.J., M. Eichenbaum y C. Evans (2005). "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy." *Journal of Political Economy* 113(1): 1-45.
- Christiano, L.J., R. Motto y M. Rostagno (2007). "Financial Factors in Business Cycles." Mimeo, Department of Economics, Northwestern University.
- Cogley, T., R. Colacito y T.J. Sargent (2007). "Benefits from U.S. Monetary Policy Experimentation in the Days of Samuelson and Solow and Lucas." *Journal of Money, Credit and Banking* 39(S1): 67-99.
- Craine, R. (1979). "Optimal Monetary Policy with Uncertainty." *Journal of Economic Dynamics and Control* 1(1): 59-83.
- Erceg, C.J. y A.T. Levin (2003). "Imperfect Credibility and Inflation Persistence." *Journal of Monetary Economics* 50(4): 915-44.
- Evans, G.W. y S. Honkapohja (2001). *Learning and Expectations in Macroeconomics*, Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.
- Galí, J. (2008) *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework*. Princeton University Press.
- Garnier, J. y B.R. Wilhelmsen (2005). "The Natural Real Interest Rate and the Output Gap in the Euro Area: A Joint Estimation." Working Paper 546, Banco Central Europeo.
- Giannoni, M. (2002). "Does Model Uncertainty Justify Caution? Robust Optimal Monetary Policy in a Forward-Looking Model." *Macroeconomic Dynamics* 6(1): 111-44.
- Giannoni, M. y M. Woodford (2002). "Optimal Interest-Rate Rules: I. General Theory." NBER Working Paper 9419.
- Greenspan, A. (2003). "Opening Remarks." En *Monetary Policy and Uncertainty: Adapting to a Changing Economy*, Jackson Hole Symposium, Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Hansen, L.P. y T.J. Sargent (2003). "Robust Control for Forward Looking Models." *Journal of Monetary Economics* 50(3): 581-604.
- Hansen, L.P. y T.J. Sargent (2004). *Robust Control and Economic Model Uncertainty*, Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.
- Kuttner, K.N. (1994). "Estimating Potential Output as a Latent Variable." *Journal of Business and Economic Statistics* 12(3): 361-68.
- Laubach, T. y J.C. Williams (2003). "Measuring the Natural Rate of Interest." *Review of Economics and Statistics* 85(4): 1063-70.

- Levin, A., A. Onatski, J. Williams, y N. Williams (2005). "Monetary Policy under Uncertainty in Micro-Founded Macroeconometric Models." En *NBER Macroeconomic Annual 2005*, editado por Mark Gertler y Kenneth Rogoff. Cambridge, MA, EE.UU.: MIT Press.
- Levin, A.T. y J.C. Williams (2003). "Robust Monetary Policy with Competing Reference Models." *Journal of Monetary Economics* 50(5): 945-75.
- Lindé, J. (2005). "Estimating New-Keynesian Phillips Curve: A Full Information Maximum Likelihood Approach." *Journal of Monetary Economics* 52(6): 1135-49.
- McCallum, B.T. (2001). "Should Monetary Policy Respond Strongly to Output Gaps?" *American Economic Review* 91(2): 258-62.
- Orphanides, A. (2003). "The Quest for Prosperity without Inflation." *Journal of Monetary Economics* 50(3): 633-63.
- Orphanides, A. y J.C. Williams (2002). "Robust Monetary Policy Rules with Unknown Natural Rates." *Brookings Papers on Economic Activity* 2: 63-145.
- Romer, C.D. y D.H. Romer (2002). "The Evolution of Economic Understanding and Postwar Stabilization Policy." En *Rethinking Stabilization Policy*, 11-78 Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Rudebusch, G.D. (2001). "Is the Fed Too Timid? Monetary Policy in an Uncertain World." *Review of Economics and Statistics* 83(2): 203-17.
- Rudebusch, G.D. y J.C. Williams (2008). "Revealing the Secrets of the Temple: The Value of Publishing Central Bank Interest Rate Projections." En *Asset Prices and Monetary Policy*, editado por J.Y. Campbell. Chicago, IL, EE.UU.: University of Chicago Press.
- Schmidt-Hebbel, K. y C. Walsh (eds.) (2009). *Monetary Policy under Uncertainty and Learning*, Banco Central de Chile, por aparecer.
- Smets, F. y R. Wouters (2003). "An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area." *Journal of the European Economic Association* 1(5): 1123-75.
- Söderström, U. (2002). "Monetary Policy with Uncertain Parameters." *Scandinavian Journal of Economics* 104(1): 125-45.
- Taylor, J.B. (2003). "Discretion versus Policy Rules in Practice." *Carnegie-Rochester Conferences Series on Public Policy* 39(1): 195-214.
- Walsh, C.E. (2003). "Implications of a Changing Economic Structure for the Strategy of Monetary Policy." En *Proceedings: Monetary Policy and Uncertainty: Adapting to a Changing Economy*, 297-348. Jackson Hole Symposium, Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Walsh, C.E. (2004). "Robustly Optimal Instrument Rules and Robust Control: An Equivalence Result." *Journal of Money, Credit, and Banking* 36(6): 1105-13.



## APRENDIZAJE, INDEXACIÓN ENDÓGENA Y DESINFLACIÓN EN EL MODELO NEO-KEYNESIANO

Volker Wieland\*

### I. INTRODUCCIÓN

Por años, uno de los objetivos principales de la literatura macroeconómica ha sido el mejorar la comprensión de los costos de la desinflación. Desde la década de los ochenta, se han estudiado exhaustivamente episodios y estrategias de desinflación desde el supuesto de expectativas racionales. Este supuesto implica que los anuncios de los bancos centrales sobre sus planes de políticas futuras pueden ayudar a reducir la inflación con costo nulo o muy bajo en términos de pérdida de producto, a pesar de que exista rigidez en el nivel de precios. Muchos investigadores consideran este supuesto demasiado optimista a la luz de la experiencia histórica. Por lo tanto, hoy, la mayoría de los modelos utilizados para el análisis combinan el supuesto de expectativas racionales con fricciones adicionales que aumentan el costo de la desinflación, como son la indexación retrospectiva (o basada en índices pasados) exógena de los salarios y de los precios al productor.

En la década de los 90, muchos países lograron reducciones inflacionarias aplicando el esquema de metas de inflación, y esto nos brinda una nueva serie de estudios de caso que puede ayudarnos a comprender los dilemas (*tradeoffs*) entre inflación y producto y servirnos de terreno de pruebas para el modelamiento macroeconómico. Estas experiencias pueden servir de base para evaluar las desviaciones del modelo nekeynesiano con expectativas racionales e indexación exógena y para investigar la conveniencia de estrategias alternativas de política. Chile, que en 1990 se convirtió en el segundo país en adoptar el esquema de metas inflacionarias, constituye un ejemplo particularmente interesante ahora que cada vez más países en desarrollo optan por aplicar dicho esquema. El episodio chileno de desinflación se destaca por haber sido un proceso muy gradual que se logró con metas temporales de inflación anual.

A la luz de la experiencia chilena, este trabajo analiza las implicancias de dos desviaciones del modelo nekeynesiano de referencia. En primer lugar, sigo la literatura reciente sobre aprendizaje adaptativo y reemplazo el supuesto de expectativas racionales con aprendizaje recursivo de mínimos cuadrados. En segundo lugar, presento la indexación endógena, permitiendo a las empresas elegir entre una indexación retrospectiva o la meta anunciada por el banco central. Al comienzo del episodio desinflacionario, la indexación es completa y las empresas fijadoras de precios esperan una inflación altamente persistente. A medida que las empresas fijadoras de precios aprenden con el paso del tiempo, vuelven a evaluar la probabilidad de que se cumplan las metas anunciadas y aplican los reajustes contractuales que correspondan.

Las conclusiones a las que arriba este trabajo indican que el aprendizaje y la indexación endógena pueden reducir el costo de la desinflación. Un criterio de avance gradual puede aprovechar esta dinámica favorable para lograr cumplir con la meta de largo plazo con costos más bajos en términos de producto. Un resultado nuevo que resulta interesante es que, cuando se anuncian y se logran metas inflacionarias anuales, los costos de la desinflación son menores que los que surgen cuando se anuncia una meta inflacionaria de largo plazo que solo se alcanzará luego de muchos años de bajas graduales. Los modelos que simulan las metas reales anunciadas por el Banco Central de Chile durante la desinflación de 1990 a 2001 implican una dinámica favorable de aprendizaje e indexación.

\* Agradezco al Stanford Center for International Development, donde era profesor visitante cuando escribí esto. A Klaus Schmidt-Hebbel, Vicente Tuesta, Gernot Müller, Nick Hope, Pete Klenow, John Williams, Cliff Tan y Gustavo Leyva por sus útiles comentarios. A Klaus Schmidt-Hebbel, Gustavo Leyva y Fabián Gredig por los datos chilenos.

\*\* Goethe Universität, Frankfurt, Alemania. E-mail: wieland@wiwi.uni-frankfurt.de

Este trabajo se desarrolla de la siguiente manera. La sección II resume brevemente varios aspectos del proceso desinflacionario chileno y la bibliografía sobre el tema. La sección III, compara los puntos de vista tradicionales con la visión nekeynesiana para comprender los costos de la desinflación. La sección IV incorpora el aprendizaje adaptativo y la indexación endógena al modelo neo-keynesiano. La quinta compara estrategias de desinflación inmediatas y graduales. En la sección VI, se formulan diferentes secuencias de metas inflacionarias anuales y se evalúa su desempeño en la práctica. La sección VII presenta un breve análisis de posibles criterios para diseñar políticas dinámicamente óptimas, mientras la VIII y última presenta las conclusiones.

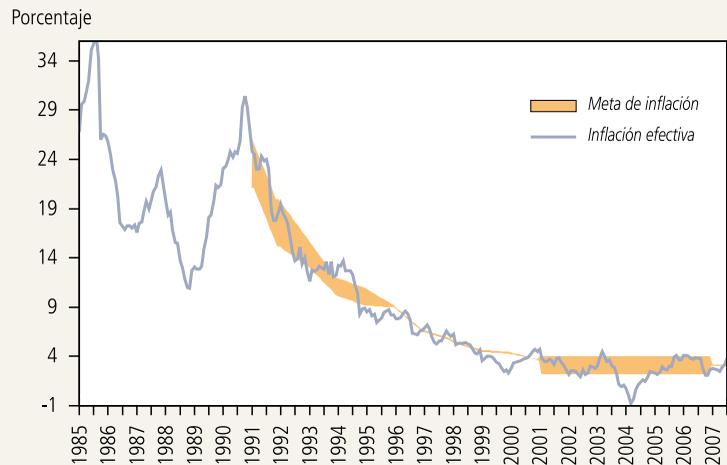
## II. DESINFLACIÓN Y METAS INFLACIONARIAS: CHILE, 1991-2007

El esquema de metas de inflación comenzó con anuncios públicos de metas para la tasa inflacionaria en Nueva Zelanda y en Chile en 1990. Desde entonces, esta estrategia de política monetaria se ha implementado en muchas economías en todo el mundo, entre las cuales encontramos países desarrollados como el Reino Unido, Canadá, Suecia, Noruega y Australia, y un número cada vez mayor de países en desarrollo. Muchos de estos últimos han logrado reducir en gran medida sus tasas de inflación luego de adoptar este esquema, y parecen haber logrado estabilizarla en niveles bajos a moderados. Fraga, Goldfajn y Minella (2003), Corbo y Schmidt-Hebbel (2003), Corbo, Landerretche y Schmidt-Hebbel (2002) y Mishkin y Schmidt-Hebbel (2001) presentan evaluaciones empíricas sobre el desempeño del esquema de metas de inflación en una gran cantidad de economías diversas.

Dada la creciente popularidad de este esquema en los países en desarrollo, son particularmente útiles todas las enseñanzas que las autoridades monetarias puedan extraer de la experiencia de Chile. La desinflación chilena se destaca por su gradualidad. La primera

GRÁFICO 1

### Meta de Inflación e Inflación Efectiva en Chile, 1985-2007<sup>a</sup>



Fuente: Schmidt-Hebbel y Werner (2002) actualizado con datos hasta el 2007 por Klaus Schmidt-Hebbel, Gustavo Leyva y Fabián Gredig, del Banco Central de Chile.

meta oficial del Banco Central, que fue anunciada públicamente en septiembre de 1990, se ubicaba en un rango entre 15 y 20% para el aumento anual del índice de precios al consumidor (IPC) entre diciembre de 1990 y diciembre de 1991. Desde 1991 a 1999, se fijaron rangos meta y metas punto de inflación una vez al año para el año calendario siguiente. El gráfico 1 ilustra las tasas de inflación meta (área sombreada) y efectiva (línea continua).

Inicialmente, muchos observadores se mostraban escépticos sobre la importancia del marco estratégico del Banco Central chileno en el logro de la desinflación. Atribuían gran parte del éxito a la buena suerte bajo la forma de sucesos exógenos relacionados con el tipo de cambio y con los precios de las materias primas. Calvo y Mendoza (1999), por ejemplo, escribieron que “factores ajenos a las políticas estabilizadoras han jugado un papel importante en el desempeño económico chileno, y parte de la dinámica de los principales datos agregados macroeconómicos puede interpretarse como un proceso endógeno de ajuste desencadenado por *shocks* exógenos”. No obstante, el asombroso éxito del Banco Central de Chile en el cumplimiento de sus metas de inflación anuales durante la fase desinflacionaria de 1990 a 2001, y su duradera capacidad de alcanzar la meta de 2 a

4% sugieren que su marco estratégico jugó un papel importante.

Aguirre y Schmidt-Hebbel (2007) argumentan que las metas anuales de corto plazo anunciadas durante la fase desinflacionaria son observacionalmente equivalentes a metas de políticas duras en sistemas puros de metas de inflación. Ellos aportan evidencia que apoya este punto. A pesar de la baja credibilidad política inicial y de la generalizada indexación retrospectiva de los precios de los bienes, de la mano de obra y de los mercados financieros, se logró la desinflación a costos relativamente bajos en términos de pérdida de producto. Los autores sugieren que el Banco Central logró superar las consecuencias de la indexación retrospectiva de precios y la consiguiente inercia inflacionaria y también pudo influenciar las expectativas de inflación del sector privado en su búsqueda por encontrar una meta de inflación prospectiva que sirviera como ancla nominal explícita. De forma similar, Corbo, Landerretche y Schmidt-Hebbel (2002) extraen tres lecciones fundamentales de la experiencia de Chile que son de interés para otros países en desarrollo:

- i) El avance inicial en dirigir la inflación hacia la meta fue lento, a medida que el público se convencía poco a poco de que el compromiso del Banco Central de cumplir con la meta iba en serio;
- ii) la entrada paulatina del esquema de metas de inflación contribuyó a disminuir su tasa por la vía de reducir las expectativas y modificar la dinámica de los salarios y de los precios;
- iii) con respecto a la velocidad con que se reduciría la inflación, un criterio de corte abrupto habría implicado un mayor coeficiente de sacrificio al generar mayor desempleo durante los primeros años de aplicación del esquema de metas inflacionarias, cuando la credibilidad aún se estaba forjando gradualmente.

Estas conclusiones sugieren que el aprendizaje por parte de las empresas fijadoras de precios y los cambios en el grado de indexación retrospectiva de los salarios y de los precios al productor jugaron un papel importante en los costos de la desinflación en Chile.<sup>1</sup>

Más recientemente, los investigadores han desarrollado y estimado sofisticados modelos neokeynesianos

dinámicos de equilibrio general para el análisis de políticas en Chile.<sup>2</sup> Estos modelos comparten los supuestos de expectativas racionales e indexación retrospectiva exógena con modelos similares desarrollados para economías industrializadas (ver Christiano, Eichenbaum y Evans, 2005). No obstante, la curva de Phillips neokeynesiana incorporada en estos modelos no parece ser estable. Por ejemplo, Céspedes, Ochoa y Soto (2005) presentan evidencia de cambio estructural a fines de la década de 1990. Este cambio se ve en que la inflación futura estimada pondera más —y, por ende, la inflación rezagada, menos— cuando los productores fijan sus precios. Para una muestra que cubre desde el año 1990 al 2000, estiman un grado de indexación retrospectiva que ronda un 0.85, que es esencialmente igual al caso restrictivo de indexación completa. Al extenderse la muestra hasta el 2005, sin embargo, este indicador baja a cerca de 0.66.

El resto de este trabajo explora las desviaciones del modelo neokeynesiano estándar, permitiendo el aprendizaje adaptativo y la indexación endógena. Investigo si la estrategia particular de metas inflacionarias escogida puede influir en los costos de la desinflación aumentando la velocidad del aprendizaje y reduciendo el grado de indexación retrospectiva.

### III. LA DESINFLACIÓN Y LA CURVA DE PHILLIPS NEOKEYNESIANA

La sabiduría convencional de los bancos centrales establece que manejar la política monetaria para mantener la inflación constante en todo momento induce fluctuaciones en el producto agregado real. La experiencia histórica, como la de la desinflación de Volcker de los años 80 en Estados Unidos, sugiere que no se puede lograr una baja permanente de la tasa de inflación sin una caída temporal del producto por debajo del potencial de la economía. Este costo de la desinflación está incorporado en la curva de Phillips acelerada tradicional:

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \lambda x_t \quad (1)$$

<sup>1</sup> Ver también Herrera (2002) y Lefort y Schmidt-Hebbel (2002).

<sup>2</sup> Ver Caputo, Liendo y Medina (2007), Caputo, Medina y Soto (2006), De Gregorio y Parrado (2006) y Céspedes, Ochoa y Soto (2005).

Aquí  $\pi_t$  es la tasa de inflación y  $x_t$  es la brecha del producto (es decir, la desviación del producto efectivo respecto de su potencial).

Un simple experimento sirve para ilustrar el costo de la desinflación. Supongamos que la inflación en el período  $t = 1$  es igual al 1% y que el banco central busca lograr la estabilidad de precios (es decir, inflación cero) en el período  $t = 2$ . Tal rebaja de la tasa inflacionaria requiere una brecha del producto negativa del  $-1/\lambda\%$  en el período  $t = 1$ . Si no hay ningún *shock* futuro que haga que la inflación suba o baje, esta podría entonces mantenerse en cero desde el período 2 en adelante, quedando así cerrada la brecha del producto. Por lo tanto, la pérdida de producto acumulada en términos absolutos que se requiere para reducir la inflación en 1 punto porcentual corresponde al  $1/\lambda\%$  del producto total.

En los bancos centrales, generalmente se denomina coeficiente de sacrificio a la pérdida acumulada de producto relacionada con una caída permanente de la tasa de inflación de 1%. Si la ecuación (1), la curva de Phillips acelerada, es considerada una relación estructural, el coeficiente de sacrificio relacionado es constante al  $1/\lambda$  y no varía con el diseño de políticas. En otras palabras, ningún anuncio ni estrategia del banco central puede modificar el dilema (*tradeoff*) entre inflación y producto, ni tampoco reducir el costo acumulado de la desinflación en términos de producto. Sin perjuicio de ello, un banco central que apunta a estabilizar el producto y la inflación siempre debería optar por lograr una desinflación gradual y distribuir la pérdida de producto en un plazo más prolongado.

## 1. La Perspectiva de la Curva de Phillips Neokeynesiana sobre la Desinflación

La curva de Phillips tradicional que se muestra más arriba carece de fundamentos microeconómicos. Afortunadamente, el paradigma neokeynesiano ofrece un modelo alternativo de inflación coherente con el comportamiento optimizador y formador de expectativas racionales por parte de los hogares y las empresas. Pero la versión básica del nuevo modelo neokeynesiano tiene una propiedad muy controvertida. En este modelo, los objetivos de las políticas macroeconómicas de estabilizar el

producto y la inflación no son incompatibles (ver Walsh, 2003; Woodford, 2003). A esta propiedad se la conoce como la “divina coincidencia”, e implica que se puede lograr la desinflación sin que por ello se reduzca el producto agregado. Es bastante sorprendente que un modelo que incorpora rigideces nominales perdurables presente esta propiedad. Para comprender sus orígenes, es útil reiterar los elementos del modelo que impulsa la dinámica de la fijación de precios y de la inflación.

El modelo está compuesto por un continuo de empresas monopólicas que producen bienes diferenciados. Algo importante es que estas empresas no pueden ajustar libremente los precios de sus productos en todos los períodos. La versión básica del modelo se basa en el mecanismo matemáticamente conveniente para modelar la rigidez de precios, tal como presentó Calvo (1983). Esto implica que las empresas deben esperar una señal para poder ajustar los precios, la que reciben con probabilidad  $1 - \theta$ . Cada una de las empresas que reciben una señal de fijar los precios resuelve un problema de optimización dinámico para fijar sus precios en forma óptima, incorporando la restricción probabilística en sus oportunidades futuras de fijar los precios. Una empresa  $j$  que no recibe una señal para fijar precios deja sus precios constantes en estado estacionario de inflación cero. Alternativamente, si la tasa de inflación de estado estacionario,  $\pi^s$ , es distinta de cero, la empresa  $j$  permite que sus precios aumenten a esta tasa de estado estacionario, es decir,  $P_{j,t} = (1 + \pi^s)P_{j,t-1}$ . En otras palabras, se supone que las empresas a las que no se les permite reoptimizar sus precios, los indexan a la inflación de estado estacionario. Se supone que las empresas, mientras resuelven su problema de optimización, forman expectativas racionales coherentes con el modelo.

Una característica útil de este modelo es que puede resolverse sin hacer un seguimiento explícito de la distribución de los precios en las diferentes empresas. La agregación y la aproximación log-lineal muestran una relación simple y conocida entre la inflación, la inflación futura estimada y la brecha del producto: la curva de Phillips neokeynesiana.

$$\pi_t - \pi^s = \beta E_t[\pi_{t+1} - \pi^s] + \lambda x_t \quad (2)$$

Aquí, la brecha del producto,  $x_t$ , indica la diferencia entre el producto efectivo y el nivel de producto que se alcanzaría si los precios fueran flexibles. El parámetro  $\beta$  se refiere al factor de descuento. El parámetro de la pendiente,  $\lambda$ , es una función de  $\theta$  y  $\beta$ .<sup>3</sup>

Una vez más, un simple experimento sirve para evaluar el costo de la desinflación. Supongamos que el banco central comienza el período  $t=1$  con una meta de inflación,  $\pi^*$ , del 1%. Dado que la ecuación (3) es lineal, la tasa de inflación de estado estacionario debe ser igual a la meta del banco central,  $\pi^s = \pi^*$ . En el período  $t=2$ , el banco central anuncia una nueva meta inflacionaria del cero por ciento. Los agentes del mercado inmediatamente incorporan la nueva meta a sus expectativas para el período  $t=3$ . Esto implicaría cero inflación en estado estacionario. Como resultado, la inflación en el período  $t=2$  inmediatamente baja a la nueva meta. Para lograr este resultado, no se requiere reducir en absoluto la brecha del producto,  $x_t$ . La desinflación no tiene costo. Se consigue influenciando las expectativas de los agentes del mercado.

La desinflación sin costo que implica este modelo contrasta con la experiencia histórica. Por eso, los investigadores que han estimado los modelos nekeynesianos utilizando datos de economías industrializadas, generalmente han supuesto una fuente adicional de rigidez de precios. Un criterio posible es incorporar empresas que aplican reglas informales para fijar los precios, como en Galí y Gertler (1999). Otro criterio supone que algunas empresas indexan sus precios a la inflación pasada en los períodos en que no pueden ajustar los precios en forma óptima (Christiano, Eichenbaum y Evans, 2005).

La indexación retrospectiva se ha vuelto un supuesto popular incorporado en muchos modelos de equilibrio general dinámicos y estocásticos (DSGE) empíricamente estimados que se utilizan en el análisis de políticas monetarias. Se supone que las empresas que no reciben una señal estilo Calvo para ajustar los precios en el período actual implementan, en cambio, una regla de fijación de precios basada en la inflación pasada, es decir,  $P_{j,t} = (1 + \pi_{t-1})P_{j,t-1}$ . El porcentaje de empresas que utilizan la indexación retrospectiva, representadas por  $\kappa$  en nuestro análisis, se considera exógeno. En consecuencia, la

aproximación logarítmica lineal de la curva de Phillips nekeynesiana toma la siguiente forma:

$$\begin{aligned} \pi_t - \left( \kappa \pi_{t-1} + (1 - \kappa) \pi^s \right) \\ = \beta E_t \left[ \pi_{t+1} - \left( \kappa \pi_t + (1 - \kappa) \pi^s \right) \right] + \lambda x_t. \end{aligned} \quad (3)$$

La tasa inflacionaria actual, entonces, depende de un promedio entre inflación pasada y estimada futura, ponderado según la fracción de empresas que implementan indexación retrospectiva:

$$\begin{aligned} \pi_t = \frac{\kappa}{1 + \beta \kappa} \pi_{t-1} + \frac{\beta}{1 + \beta \kappa} E_t [\pi_{t+1}] \\ + \frac{\lambda}{1 + \beta \kappa} x_t + \frac{(1 - \kappa)(1 - \beta)}{1 + \beta \kappa} \pi^s. \end{aligned} \quad (4)$$

En el caso limitante de una indexación completa,  $\kappa = 1$ , la ecuación de inflación se simplifica a:

$$\pi_t = \frac{1}{1 + \beta} \pi_{t-1} + \frac{\beta}{1 + \beta} E_t [\pi_{t+1}] + \frac{\lambda}{1 + \beta} x_t. \quad (5)$$

Curiosamente, con indexación completa, la inflación presente es independiente de la inflación de estado estacionario,  $\pi^s$ .

La ecuación (4) ha sido estimada para muchos países. Las estimaciones para Chile fueron desarrolladas por Céspedes, Ochoa y Soto (2005), Caputo, Medina y Soto (2006) y Caputo, Liendo y Medina (2007). Céspedes, Ochoa y Soto (2005) se preocuparon de incluir la variación temporal de la meta de inflación. En este caso, el último término en la ecuación (4) se modifica:  $(1 - \kappa)(1 + \beta \kappa)^{-1}(\pi_t^* - \beta \pi_{t+1}^*)$ . Tal como ya se mencionó, presentan evidencias de cambio estructural. Para una muestra que va desde el año 1990 al 2000, estiman un grado de indexación retrospectiva que ronda un 0.85, que es esencialmente igual al

<sup>3</sup> Para ser preciso, la versión base del modelo (ver Walsh, 2003) implica que  $\lambda$  se determina de la siguiente manera:  $\lambda = (1 - \theta)(1 - \beta \theta)^{-1}(\sigma + \varphi)$ . Aquí,  $\sigma^{-1}$  y  $\varphi$  representan la elasticidad intertemporal constante del consumo y la elasticidad de la demanda de mano de obra, respectivamente.

caso restrictivo de indexación completa. Al extender la muestra hasta el 2005, sin embargo, el grado de indexación baja a aproximadamente 0.66.

En este trabajo, relajo dos supuestos importantes del modelo estándar: el de expectativas racionales y el de indexación retrospectiva exógena. Es importante eliminar estos supuestos debido a la evidencia empírica sobre estos cambios en el grado de persistencia de la inflación durante y después de la desinflación en Chile. La menor persistencia de la inflación se puede deber a cambios en las creencias de los fijadores de precios o a cambios en el grado de indexación retrospectiva. Por lo tanto, abandono el supuesto de expectativas racionales para considerar el aprendizaje adaptativo. Esto sigue la línea de Marcet y Sargent (1989), Evans y Honkapohja (2001), Orphanides y Williams (2006a, 2006b) y Gaspar, Smets y Vestin (2006a, 2006b). Otra innovación es la de considerar endógeno el porcentaje de empresas que implementan la indexación retrospectiva. En particular, permito que las empresas elijan entre la meta inflacionaria del banco central y la inflación pasada como índices posibles, lo que hacen de acuerdo con la probabilidad de que el índice elegido se acerque más a la media de la distribución observada de la inflación. Así, las empresas escogen el índice que les parece que es un mejor estimador de la inflación de estado estacionario.

#### IV. APRENDIZAJE ADAPTATIVO E INDEXACIÓN ENDÓGENA

Tal como se vio más arriba, las expectativas juegan un papel clave en la determinación de la dinámica de la inflación. Desde la década de 1980, los análisis de la política monetaria se han basado en el supuesto de expectativas racionales y han explorado sus implicancias para el diseño de políticas. Una de las desventajas del supuesto de expectativas racionales es que atribuye un grado irreal de conocimiento a los agentes del mercado. Otro criterio alternativo interesante es el aprendizaje adaptativo o por mínimos cuadrados, que supone que los agentes económicos se comportan como econométricos, ya que forman expectativas y estiman ecuaciones de inflación de forma reducida. Bajo determinados supuestos, el aprendizaje

adaptativo puede converger con las expectativas racionales en el largo plazo.

Siguiendo el influyente aporte de Evans y Honkapohja (2001), Orphanides y Williams (2006a, 2006b) y Gaspar, Smets y Vestin (2006a, 2006b) han estudiado el diseño de políticas monetarias con empresas fijadoras de precios que forman sus expectativas sobre la inflación futura por mínimos cuadrados. Motivado por esta línea de investigación, supongo que las empresas fijadoras de precios estiman la siguiente regresión para la inflación:

$$\pi_t = \gamma_t \pi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

El parámetro  $\gamma_t$  tiene un subíndice de tiempo para incorporar episodios con grados altos y bajos de persistencia de la inflación. Hago este supuesto porque el modelo endógenamente generará un grado de persistencia de la inflación variante temporal. Si incorporamos esta variación de tiempo en la ecuación de percepción de la inflación de los fijadores de precios, nos aseguramos de que estos formen sus expectativas en forma coherente con los resultados de equilibrio. Se cree que  $\gamma_t$  sigue un camino aleatorio con innovaciones de varianza  $\sigma^\gamma$ . La estimación recursiva entonces implica las siguientes ecuaciones de actualización<sup>4</sup> para la estimación punto de los fijadores de precios para el parámetro de persistencia inflacionaria,  $c_t$ , y su varianza,  $\Sigma_t$ :

$$\begin{aligned} c_t &= c_{t-1} + (\pi_{t-1}^2 \Sigma_{t-1} + \sigma^\varepsilon)^{-1} \Sigma_{t-1} \pi_{t-1} (\pi_t - c_{t-1} \pi_{t-1}), \\ \Sigma_t &= \Sigma_{t-1} - (\pi_{t-1}^2 \Sigma_{t-1} + \sigma^\varepsilon)^{-1} \Sigma_{t-1}^2 \pi_{t-1}^2 + \sigma^\gamma. \end{aligned} \quad (7)$$

Las ecuaciones de actualización también son coherentes con la regla bayesiana bajo el supuesto de *shocks* y creencias distribuidos normalmente (ver Zellner, 1971). En la literatura de aprendizaje adaptativo, los investigadores generalmente eligen de entre una variedad de especificaciones de aprendizaje. Branch y Evans (2006) presentan una útil exposición de criterios alternativos y analizan su grado de ajuste a las expectativas que arrojan las encuestas.

<sup>4</sup> Para una derivación de estas ecuaciones de actualización utilizando el filtro de Kalman, ver Harvey (1992).

Dadas las ecuaciones (6) y (7), la expectativa de los fijadores de precios respecto de la inflación futura bajo aprendizaje por mínimos cuadrados,  $E_t^{LS}[\pi_{t+1}]$ , corresponde a

$$E_t^{LS}[\pi_{t+1}] = c_{t-1} \pi_t \tag{8}$$

Aquí sigo a Gaspar, Smets, y Vestin (2006a, 2006b) y supongo que  $E_t^{LS}[\pi_{t+1}]$  se basa en la estimación  $c_{t-1}$ , que aún no ha incorporado la observación más reciente de inflación,  $\pi_t$ .<sup>5</sup> El resultado de utilizar la ecuación (8) para reemplazar la inflación futura estimada en la ecuación (4) es la siguiente ecuación de inflación de forma reducida:

$$\pi_t = \frac{\kappa}{1 + \beta(\kappa - c_{t-1})} \pi_{t-1} + \frac{\lambda}{1 + \beta(\kappa - c_{t-1})} x_t + \frac{(1 - \kappa)(1 - \beta)}{1 + \beta(\kappa - c_{t-1})} \pi^s \tag{9}$$

El aprendizaje adaptativo en la forma de estimación variante temporal,  $c_{t-1}$ , influye sobre el grado observado de persistencia inflacionaria. Además, el grado de persistencia depende de las políticas del banco central.

### 1. La Indexación Endógena

Hasta ahora, el grado de indexación retrospectiva,  $\kappa$ , ha sido considerado constante y exógeno. Uno de los aportes novedosos de este trabajo es permitir la determinación endógena de una porción variante temporal de empresas que aplican indexación retrospectiva. Hago el supuesto de que las empresas desean elegir un índice que sea un buen estimador de la inflación de estado estacionario. Tienen dos opciones: la primera es la meta de inflación anunciada por el banco central,  $\pi^*$ . Si el banco central cumple su promesa, entonces la inflación de estado estacionario será igual a la meta. La segunda es la última inflación observada,  $\pi_{t-1}$ . Si el banco central no apunta a controlar la inflación, la tasa de inflación seguirá un camino aleatorio y la inflación pasada será el mejor predictor de la inflación futura.

Cada vez que las empresas obtienen una nueva observación de inflación, evalúan cuál coincide más con la media de la distribución de la inflación

observada: si la meta inflacionaria o la inflación pasada. La probabilidad de que la meta anunciada por el banco central corresponda a la media de la distribución observada de la inflación se representa por  $s_t = \text{Prob}(\pi^s = \pi^*)$ . Cuando surge una nueva observación,  $s_t$  se actualiza según la siguiente ecuación:

$$s_{t+1} = \frac{s_t e^{(-0.5(\pi_t - \pi^*)^2)}}{s_t e^{(-0.5(\pi_t - \pi^*)^2)} + (1 - s_t) e^{(-0.5(\pi_t - \pi_{t-1})^2)}} \tag{10}$$

Esta ecuación de actualización es coherente con la regla de Bayes, dados *shocks* y creencias normales.<sup>6</sup>

Las empresas no pueden cambiar de índice todo el tiempo. Se les permite elegir el índice cuando reciben una señal tipo Calvo que les permite ajustar su precio actual en forma óptima. La probabilidad de esta señal es  $1 - \theta$ . Entonces, la empresa que ha recibido esta señal analizará si debe o no debe cambiar el índice según el cual fijará los precios en los períodos sin señales tipo Calvo. Una posibilidad sería suponer que las empresas cambian su indexación a la inflación pasada por la meta que fija el banco central en el momento en que la probabilidad  $s_t$  supera 0.5 y vuelve a la anterior si esta probabilidad es algo menor que 0.5. Este supuesto sería razonable en el improbable caso de que se pudiera cambiar el índice a costo cero.

En cambio, se supone que las empresas solo eligen cambiar el índice cuando existe evidencia contundente a favor de este cambio. En concreto, presento una probabilidad detonante,  $\bar{s}$ . Si la empresa ahora aplica  $\pi_{t-1}$ , pasará a aplicar  $\pi^*$  cuando  $s_t$  supere a  $\bar{s}$ . Igualmente, si la tasa de indexación escogida es  $\pi^*$ , la empresa volverá a aplicar  $\pi_{t-1}$  si  $1 - s_t$  (la probabilidad de  $\pi_{t-1}$ ) supera el mismo valor detonante. Todas las empresas están igualmente informadas sobre la inflación, de manera que  $s_t$  es un dato simétrico para todas ellas. Dado que la probabilidad de una señal Calvo es  $1 - \theta$ , una porción  $1 - \theta$  de empresas

<sup>5</sup> Alternativamente, uno podría utilizar solo la información rezagada, es decir,  $E_t^{LS}[\pi_{t+1}] = c_{t-1}^2 \pi_{t+1}$ , o incorporar la inflación actual en la estimación del parámetro de persistencia,  $E_t^{LS}[\pi_{t+1}] = c_t \pi_t$ . Esta última especificación requeriría resolver un problema de punto fijo más complicado.

<sup>6</sup> Ver Wieland (2000a).

cambia la tasa de indexación en cualquier punto en el tiempo, dado que existe evidencia contundente a favor de tal cambio.

Finalmente, el grado de indexación,  $\kappa_t$ , puede variar entre la indexación completa (es decir,  $\kappa_t = 1$ ) y un valor mínimo de  $\underline{\kappa}$  (es decir,  $\kappa_t \in [\underline{\kappa}, 1]$ ).<sup>7</sup> Por lo tanto,  $\kappa_t$  se rige por el siguiente proceso:

$$\kappa_t = \begin{cases} \theta \kappa_{t-1} & \text{si } s_t > \bar{S} \text{ and } \kappa_t \geq \underline{\kappa} \\ 1 - \theta(1 - \kappa_{t-1}) & \text{si } (1 - s_t) > \bar{S} \\ \kappa_{t-1} & \text{en caso contrario} \end{cases} \quad (11)$$

Cada período en el cual  $s_t$  supera la probabilidad detonante, una porción  $1 - \theta$  de empresas cambia la tasa de indexación retrospectiva por la meta fijada por el banco central, mientras un porcentaje  $\theta$  de empresas sigue aplicando la tasa de inflación pasada.

Dado que la cantidad de empresas que utilizan la indexación retrospectiva varía con el tiempo, la ecuación de inflación de forma reducida (9) debe reformularse así:

$$\pi_t = \frac{\kappa_{t-1}}{1 + \beta(\kappa_{t-1} - c_{t-1})} \pi_{t-1} + \frac{\lambda}{1 + \beta(\kappa_{t-1} - c_{t-1})} x_t + \frac{(1 - \kappa_{t-1})(1 - \beta)}{1 + \beta(\kappa_{t-1} - c_{t-1})} \pi^s. \quad (12)$$

La expresión  $\delta_{(1,2,3),t}$  resume taquigráficamente los parámetros de forma reducida que varían con el tiempo. En consecuencia, la ecuación inflacionaria de forma reducida se puede escribir de la siguiente manera:

$$\pi_t = \delta_{1,t} \pi_{t-1} + \delta_{2,t} x_t + \delta_{3,t} \pi^s. \quad (13)$$

A fin de poder estudiar la desinflación según estrategias alternativas de metas, aún es necesario describir los objetivos del banco central y la forma en que se determina la brecha del producto,  $x_t$ .

## V. ESQUEMA DE METAS DE INFLACIÓN: DESINFLACIÓN INMEDIATA VERSUS DESINFLACIÓN GRADUAL

Por lo general, se supone que un banco central que ha adoptado una estrategia de metas de inflación busca

implementar una política que minimice la siguiente función de pérdida por período:

$$l(\pi_t, x_t) = (\pi_t - \pi^*)^2 + \alpha x_t^2. \quad (14)$$

El parámetro  $\alpha$  se refiere a la preferencia relativa del banco central por estabilizar el producto versus la inflación.

Hay dos supuestos que simplifican el manejo del análisis técnico: el banco central directamente controla la brecha del producto,  $x_t$ , y observa los parámetros clave de la ecuación de inflación así como las creencias de los fijadores de precios sobre la persistencia inflacionaria,  $c_{t-1}$ . Por lo tanto, el banco central puede tomar en cuenta los parámetros  $\delta_{(1,2,3),t}$  de la ecuación (13) para diseñar su política. No obstante, al banco central no se le permite explotar el proceso de aprendizaje dinámico de los fijadores de precios al conducir sus políticas.<sup>8</sup> Con estos supuestos, el problema de optimización dinámica del banco central corresponde a:

$$\min_{x_t} E_t \left[ \sum_{t=1}^{\infty} \beta^{t-1} (\pi_t - \pi^*)^2 + \alpha x_t^2 \right], \quad (15)$$

sujeito a  $\pi_t = \delta_{1,t} \pi_{t-1} + \delta_{2,t} x_t + \delta_{3,t} \pi^s$ .

Los casos extremos son un esquema estricto de metas de inflación,  $\alpha = 0$ , y una estabilización estricta del producto,  $\alpha \rightarrow \infty$ . Una estabilización estricta del producto implicaría que el banco central siempre apunte a fijar la brecha del producto,  $x_t$ , en cero. En consecuencia, la dinámica de la inflación se regiría exclusivamente por el parámetro variante temporal,  $\delta_{1,t}$ , que depende a su vez de los grados de indexación retrospectiva y de las creencias de los fijadores de precios sobre la persistencia de la inflación. Si  $\delta_{1,t}$  en algún momento superase la unidad, la inflación se dispararía fuera de control. En cambio, un esquema estricto de metas de inflación aseguraría que la meta de inflación se cumpliera en todo momento,

<sup>7</sup> Mantengo un monto mínimo de indexación exógena para asegurar que la inflación rezagada siga siendo un determinante del proceso de inflación de equilibrio bajo expectativas racionales. Como resultado, el modelo de aprendizaje utiliza la ecuación inflacionaria de forma reducida correcta bajo expectativas racionales.

<sup>8</sup> Análizo esta ambiciosa propuesta en la última sección del trabajo. Gaspar, Smets y Vestin (2006a, 2006b) califican de sofisticado a un banco central que no tiene esta capacidad.

CUADRO 1

## Valores de los Parámetros y Creencias Iniciales

Parámetro	Valor	Interpretación económica
$\beta$	0.99	Factor de descuento
$\lambda$	0.5	Pendiente de la curva de Phillips
$\kappa_t$	$\kappa_0 = 1$	Grado de indexación a la inflación en $t-1$
$c_t$	$c_0 = 1$	Creencia inicial de fijadores de precios sobre la persistencia inflacionaria
$\Sigma_t$	$\Sigma_0 = 100$	Varianza inicial de fijadores de precios
$s_t$	$s_0 = 0.1$	Creencia inicial de fijadores de precios/índices sobre prob ( $\pi^s = \pi^*$ )
$\pi_0, \pi^*$	0.2 / 0	Inflación inicial: 0.2; meta de inflación de largo plazo: 0
$\underline{\kappa}$	0.05	Grado de indexación exógena mínima
$\theta$	0.5	Probabilidad de señal de no-ajuste de precio o índice
$\bar{S}$	0.8	Probabilidad detonante de cambiar la tasas de indexación
$\sigma$	$2^{-4}$	Varianza del ruido (agregada después)
$\sigma_\gamma$	10	Creencia sobre la variabilidad de $\gamma$

Fuente: Cálculos propios.

cualquiera fuera el grado de persistencia inflacionaria percibido. La política resultante de brecha del producto corresponde a:

$$x_t = -\delta_{4,t} \left( \delta_{1,t} \pi_{t-1} + \delta_{3,t} - \pi^* \right). \quad (16)$$

con  $\delta_{4,t} = \delta_{2,t}^{-1}$ . Con una meta de inflación de cero,  $\delta_{3,t}$  también sería cero.

En el caso intermedio,  $\alpha$  es un valor positivo, pero no infinito. Estas preferencias del banco central se conocen como esquema flexible de metas de inflación. Según esta política, la brecha del producto se encuentra en algún punto entre un extremo de un esquema estricto de metas de inflación y una estabilización estricta del producto, es decir,  $0 < \delta_{4,t} < \delta_{2,t}^{-1}$ . Orphanides y Wieland (2000) presentan una fórmula analítica para el caso de  $\delta_{1,t} = 1$ . El algoritmo que se presenta en ese trabajo permite hacer el cálculo numérico de políticas dinámicamente óptimas para valores alternativos de  $\delta_{1,t}$ .<sup>9</sup>

## 1. Condiciones Iniciales y Parametrización del Modelo

Ya hemos especificado un modelo macroeconómico muy estilizado, pero completo; el paso siguiente es evaluar estrategias alternativas de desinflación. Las condiciones iniciales para la desinflación se definen

así: (i) la inflación inicial se fija en un 20%,  $\pi = 0.2$ , similar a la tasa de inflación promedio de Chile antes de adoptar el esquema de metas de inflación; (ii) inicialmente todas las empresas implementan la indexación retrospectiva,  $\kappa_0 = 1$ ; y (iii) la persistencia de inflación indica una raíz unitaria de inflación, es decir,  $c_0 = 1$ . Dadas estas condiciones iniciales, la ecuación de inflación de forma reducida (13) se simplifica así:

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \lambda x_t, \quad (17)$$

y corresponde exactamente a la ecuación (1), la curva de Phillips acelerada que se analiza en la sección II. Se desprende que estas condiciones iniciales representan un equilibrio si las políticas apuntan exclusivamente a estabilizar el producto, es decir, si  $x_0 = 0$ . Los valores de los parámetros utilizados en las siguientes simulaciones se resumen en el cuadro 1.

## 2. Desinflación inmediata versus desinflación gradual

Las condiciones iniciales resumidas arriba fijan las bases para el ingreso de un banco central independiente que adopte un esquema de metas

<sup>9</sup> El código matlab se puede obtener en [www.volkerwieland.com](http://www.volkerwieland.com).

de inflación.<sup>10</sup> Al comienzo, este banco central enfrenta costos muy altos para bajar la inflación. El análisis parte comparando el criterio de desinflación inmediata, que sería implementado en un esquema estricto de metas de inflación, con un enfoque más gradual, de acuerdo con un ponderador positivo sobre el producto dado por las preferencias del banco central.

El coeficiente de política óptima para el esquema estricto de metas de inflación corresponde a la inversa de la pendiente de la ecuación inflacionaria de forma reducida y es:  $\delta_{4,0} = \delta_{2,0}^{-1} = 2$ . En el modelo, esta política alcanzaría la meta de inflación del cero por ciento en un solo período, pero una desinflación tan inmediata conllevaría una pérdida de producto de un 40% en ese mismo lapso. Este resultado se indica con la línea naranja del gráfico 2. En el período 5, el banco central introduce una nueva meta de inflación del cero por ciento. La pérdida de producto acumulada que se requiere para desinflacionar 20 puntos porcentuales también se da en el período 5. Aunque este criterio pueda simularse en este modelo simple, una reducción tan grande del producto total no podría implementarse en la práctica.

La dramática experiencia de la desinflación inmediata induce a los fijadores de precios a corregir sus estimaciones del parámetro de persistencia de la inflación,  $c_t$ , de 1.0 a cerca de 0.5 (panel D). Aún más, la probabilidad  $s_t$ , que se fija inicialmente en 0.1, salta a 1.0. En otras palabras, la rebaja inmediata de la inflación convence a las empresas de que la meta del banco central constituye una mejor estimación de la media de la distribución de la inflación que la inflación pasada. Por lo tanto, desde el período 6 en adelante, la probabilidad  $s_t$  supera el valor detonante  $\bar{s}$  (panel E) y las empresas que reciben una señal Calvo abandonan la indexación retrospectiva y adoptan como índice la meta del banco central. Dado que la probabilidad de esta señal es  $1 - \theta$ , un porcentaje  $\theta$  de empresas continúa implementando la indexación retrospectiva. Por lo tanto,  $\kappa_t$  cae con el tiempo al grado exógeno mínimo de indexación,  $\underline{\kappa}$  (panel F).

Una estrategia estricta de metas inflacionarias no aprovecha la caída del costo de la desinflación proveniente de la menor persistencia inflacionaria percibida y de la indexación retrospectiva. La razón es simplemente que la desinflación se logra antes de que surjan estos eventos favorables. En cambio, una

estrategia gradual puede aprovechar estos eventos y lograr la desinflación con menos pérdida de producto. Una estrategia de desinflación gradual es óptima si las preferencias del banco central incorporan la estabilidad del producto, es decir, un ponderador positivo  $\alpha$  en la función de pérdida (ecuación 14). En este caso, el parámetro de respuesta,  $\delta_4$ , en la función de política (ecuación 16) debe ser positivo pero menor que  $\delta_2^{-1}$ .

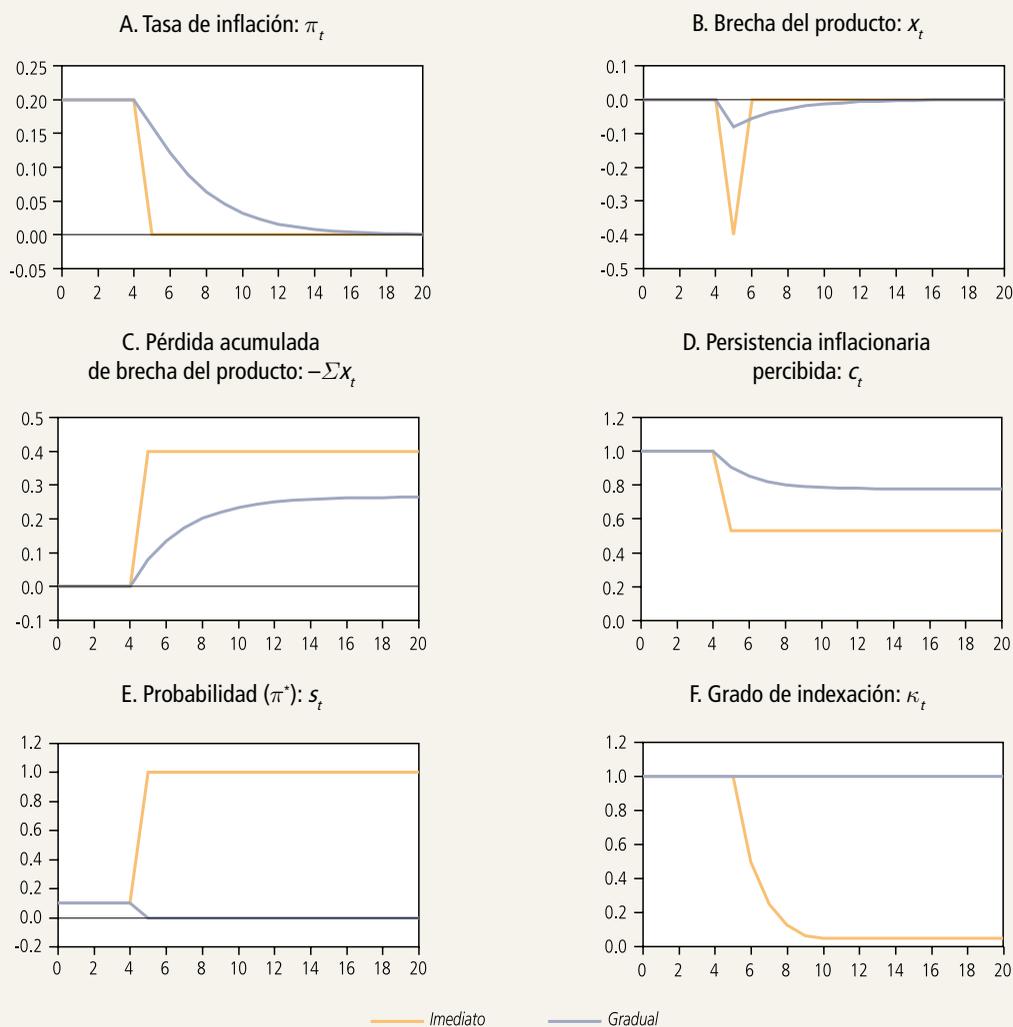
Para simular una desinflación gradual, establezco  $\delta_{4,t} = \delta_{2,t} / (1 + \delta_{2,t}^2)$ . Inicialmente, el coeficiente de respuesta de la política,  $\delta_{4,t}$ , corresponde a 0.4, que es un quinto de la respuesta que se necesita para alcanzar la meta inmediatamente. El resultado se muestra en el gráfico 2, con la desinflación nuevamente comenzando en el período 5. La caída inicial del producto es mucho menor, pero se mantendrá por un tiempo mucho más prolongado que en el caso de la desinflación inmediata. La tasa de inflación cae en forma gradual. En el período 15, la inflación se encuentra dentro de los 0.5 puntos porcentuales de la meta de largo plazo de cero. Si un período del modelo es tratado como si fuera un año, esta desinflación de diez años es, a grandes rasgos, similar a la experiencia chilena de 1991 a 2001.

La suma acumulada de las pérdidas de brecha del producto es mucho menor en el criterio gradual que en el esquema estricto de metas de inflación. La pérdida de producto acumulada se acerca al 26% anual, distribuido en más de diez años. El aprendizaje adaptativo es la razón por la cual el coeficiente de sacrificio de 2.0 en el esquema estricto de metas de inflación se aproxima a 1.3 en la desinflación gradual. Cuando los fijadores de precios observan una caída de la tasa de inflación, reducen sus estimaciones de la persistencia inflacionaria. Esta caída de  $c_t$  desde 1.0 a cerca de 0.8 agrega un impulso desinflacionario y reduce los costos de la desinflación. Aunque la caída en la percepción de persistencia de la inflación es mucho menor en una desinflación gradual que en una inmediata, el criterio gradual puede aprovechar la reducción resultante de los costos de la desinflación.

<sup>10</sup> Sargent, Williams y Zha (2006) brindan una fascinante explicación de las implicancias del aprendizaje sobre inflación y estabilización cuando el crecimiento del dinero y la inflación son determinados por la restricción del presupuesto público en lugar de serlo por un banco central independiente.

## GRÁFICO 2

## Desinflación Inmediata y Desinflación Gradual



Fuente: Cálculos propios.

Con respecto al grado de indexación retrospectiva, las empresas no ven razón alguna para sustituir una indexación retrospectiva por la meta de inflación anunciada. La meta anunciada está simplemente muy alejada y el avance hacia la misma es demasiado lento como para cambiar los ponderadores de probabilidad de la inflación rezagada contra la meta anunciada. Como resultado, la indexación endógena no entra en juego en términos de reducir los costos de la desinflación con tal estrategia de desinflación gradual.

## VI. ESQUEMA DE METAS DE INFLACIÓN: METAS TEMPORALES

Dos aspectos importantes de la estrategia de desinflación chilena fueron su naturaleza gradual y su uso de metas de inflación temporales anuales. Habiendo demostrado que la gradualidad contribuye a reducir el costo de la desinflación, ya que aprovecha la reducción de la persistencia inflacionaria percibida, ahora extendiendo el análisis para considerar el efecto de anunciar metas de inflación temporales. En el caso

chileno, estas metas temporales parecen haber sido perseguidas enérgicamente. Por tanto, esta sección investiga si estas metas temporales,  $\pi_t^*$ , podrían tener un efecto beneficioso adicional sobre el aprendizaje y sobre el grado de indexación y así reducir aún más el costo de la desinflación.

Con metas temporales, se debe modificar levemente la curva de Phillips neokeynesiana:

$$\pi_t = \frac{\kappa}{1 + \beta\kappa} \pi_{t-1} + \frac{\beta}{1 + \beta\kappa} E_t[\pi_{t+1}] + \frac{\lambda}{1 + \beta\kappa} x_t + \frac{(1 - \kappa)}{1 + \beta\kappa} (\pi_t^* - \beta\pi_{t+1}^*) \quad (18)$$

En consecuencia, la ecuación inflacionaria de forma reducida con aprendizaje adaptativo e indexación endógena corresponde a:

$$\pi_t = \frac{\kappa_{t-1}}{1 + \beta(\kappa_{t-1} - c_{t-1})} \pi_{t-1} + \frac{\lambda}{1 + \beta(\kappa_{t-1} - c_{t-1})} x_t + \frac{(1 - \kappa_{t-1})}{1 + \beta(\kappa_{t-1} - c_{t-1})} (\pi_t^* - \beta\pi_{t+1}^*) \quad (19)$$

$$= \delta_{1,t} \pi_{t-1} + \delta_{2,t} x_t + \delta_{3,t}$$

Como primer ejemplo, se considera una reducción lineal y gradual de la meta de inflación de 2 puntos porcentuales por año. En el año 14, se alcanza la meta de largo plazo de cero por ciento de inflación, es decir, diez años después del comienzo de la desinflación. En este supuesto, el banco central va tras estas metas anuales lo más activamente posible. En otras palabras, el banco central implementa un esquema duro de metas de inflación con respecto a las metas temporales. Luego de decidir la meta de inflación del año siguiente, el banco central actúa para cumplirla. Por lo tanto, aplica la siguiente política de brecha del producto:

$$x_t = -\delta_{4,t} \left( \delta_{1,t} \pi_{t-1} + \delta_{3,t} - \pi_t^* \right), \quad (20)$$

donde  $\delta_{4,t} = \delta_{2,t}^{-1}$  y  $\delta_{(1,2,3)}$  son coherentes con la ecuación (19).

El comportamiento de la desinflación con metas temporales anuales se ilustra con la línea naranja en el gráfico 3. Se compara con la desinflación gradual (es decir, la línea celeste) indicada previamente en el gráfico 2. En ambos casos, el parámetro que rige la percepción de persistencia de la inflación,  $c$ , baja hacia

un valor de 0.8 (panel D). Esta reducción ocurre un poco más rápido en la desinflación gradual, porque la inflación se reduce más rápido inicialmente que la reducción lineal que implican las metas anuales.

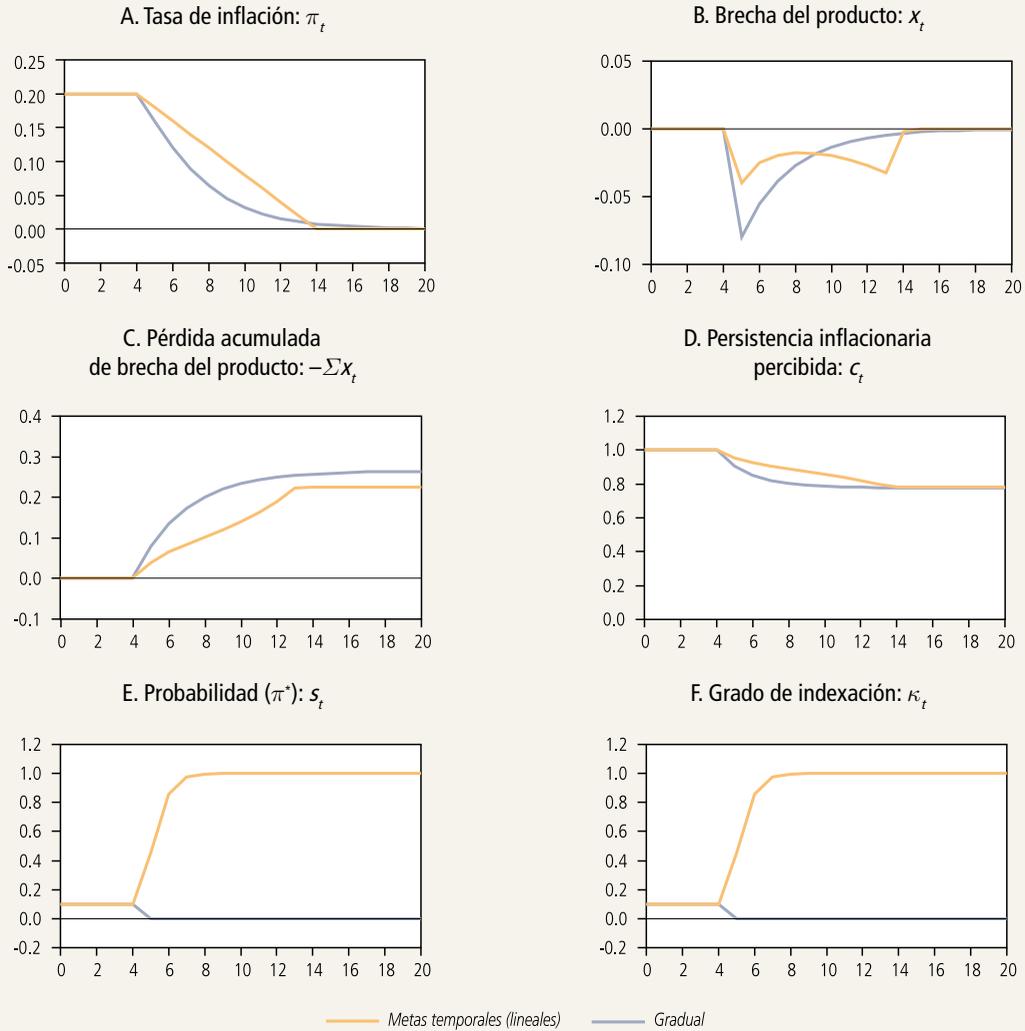
Aquí surge una diferencia importante con respecto al grado de indexación retrospectiva. Al anunciar y alcanzar las metas de inflación temporales anuales, el banco central logra convencer a las empresas de que les conviene elegir la meta del banco central como índice para aplicar la regla de precios en los períodos sin señales Calvo de ajuste de precios óptimo. La probabilidad  $s_t$  de que la o las metas del banco central representen la media de distribución de la inflación sube rápidamente (panel E), superando la probabilidad detonante  $\bar{s}$  de 0.8 para el segundo año de desinflación. A partir de este punto, cada año, una porción  $1 - \theta$  de las empresas que previamente habían aplicado una indexación retrospectiva, cambia y aplica las metas del banco central. En consecuencia, el grado de indexación retrospectiva cae bastante rápido y se acerca al nivel mínimo  $\underline{\kappa}$  para el año 11.

A diferencia de la estrategia de desinflación gradual con una meta de largo plazo, la estrategia con metas temporales anuales le permite al banco central aprovechar la reducción endógena de la indexación retrospectiva. Las empresas modifican su comportamiento porque ya desde los primeros años de desinflación pueden ver que el banco central está decidido a cumplir las metas que anunció. En consecuencia, las pérdidas de producto relacionadas con la desinflación son más bajas con metas anuales. La pérdida de producto acumulada (panel C) converge al 22% de producto, es decir, un 4% menos que en el caso de la desinflación gradual. El coeficiente de sacrificio se reduce a 1.1. En el futuro, la estabilización mejorará aún más. Dada la baja sustancial de la indexación retrospectiva, el banco central podrá reducir las variaciones de la inflación en el caso de *shocks* inesperados a un costo mucho menor en términos de variabilidad del producto.

A continuación exploro tres parametrizaciones alternativas de la secuencia de metas de inflación anuales: metas que implican acelerar la desinflación, metas que implican ralentizar la desinflación, y las metas anuales fijadas en Chile desde 1991 hasta 2001. En el primer caso (gráfico 4), la reducción de las metas

GRÁFICO 3

Metas de Inflación Temporales



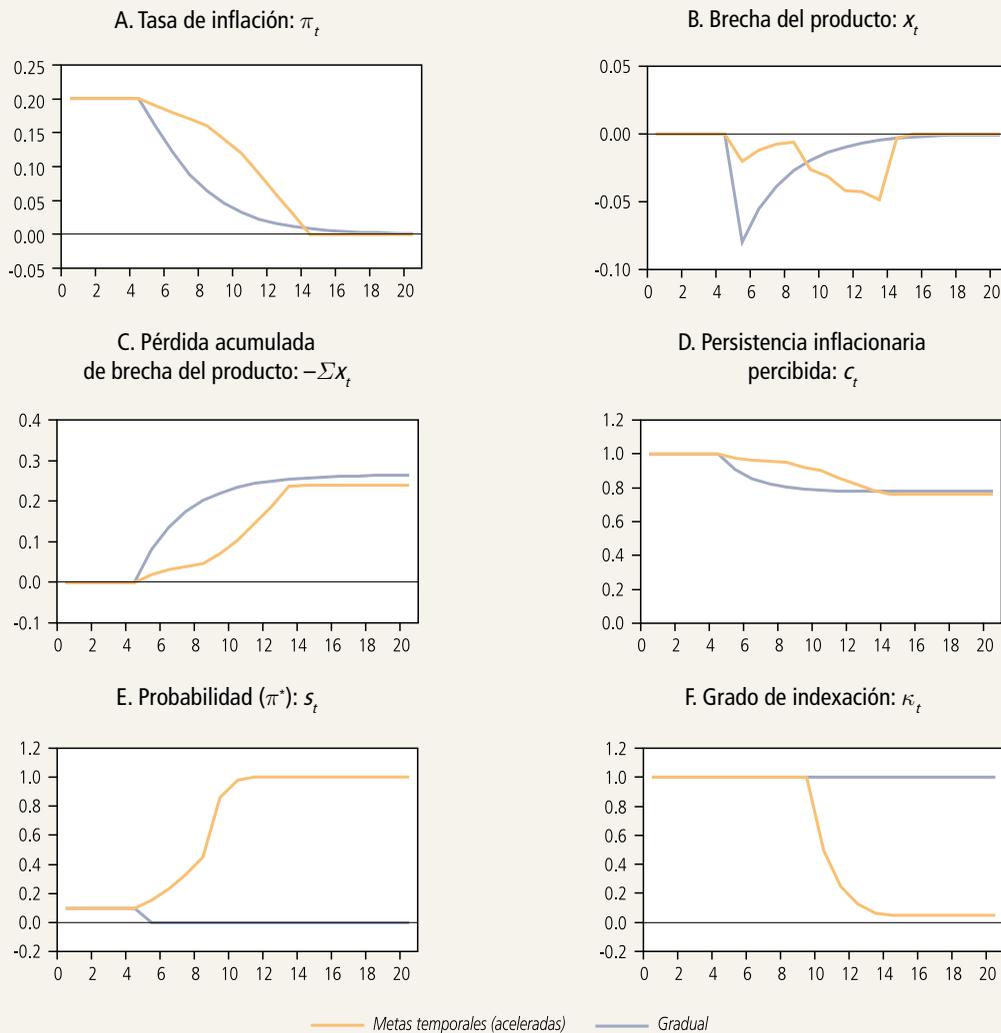
Fuente: Cálculos propios.

anuales del banco central se acelera con el tiempo (línea naranja). Inicialmente, el banco central baja la meta de inflación en un punto porcentual por año. A partir del año 9, el quinto año de la desinflación, la meta de inflación se baja dos puntos porcentuales por año. Desde el año 11 en adelante, la meta se baja tres puntos porcentuales por año. La meta de largo plazo de cero por ciento se alcanza en el año 14, luego de un período de diez años de proceso desinflacionario. Si se comparan con la desinflación

con metas de reducción lineal, las metas aceleradas al comienzo implican un descenso más lento de la inflación. La brecha del producto en que se incurre durante la desinflación aumenta con el tiempo en valor absoluto. El costo total de la desinflación (es decir, la brecha del producto acumulada) es menor que con la estrategia de desinflación gradual (línea celeste) pero mayor que con las metas de inflación de reducción lineal. La brecha del producto acumulada llega a un 24% contra un 22% de las metas de reducción

GRÁFICO 4

Desinflación Acelerada con Metas Temporales



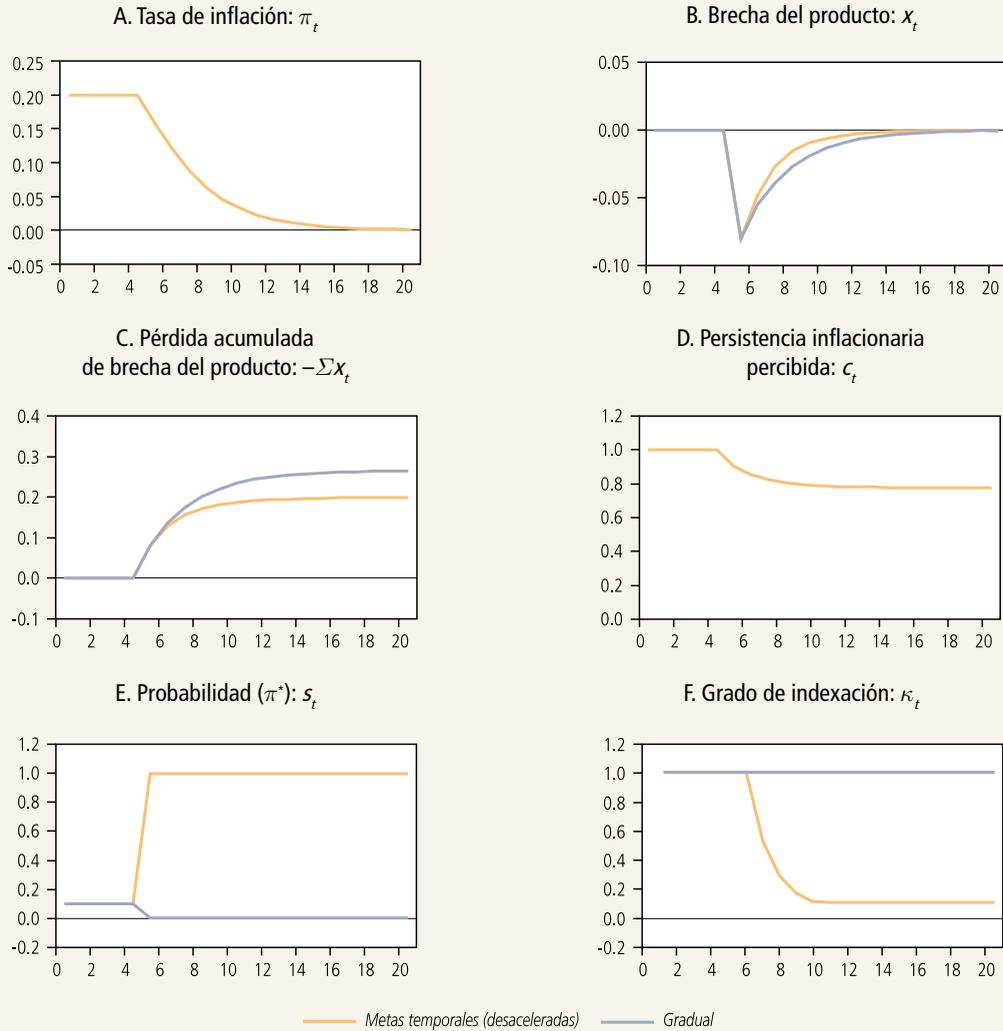
Fuente: Cálculos propios.

lineal. Debido a la lentitud de la desinflación en los primeros años, las empresas fijadoras de precios tardan más en convencerse de que les conviene utilizar la meta del banco central como índice para la regla de precios a aplicar en los períodos sin señales Calvo. La probabilidad  $s_t$  (panel E) sube lentamente y tarda cinco años en superar el valor detonante de 0.8. Recién a partir del año 10 estas empresas que reciben señales Calvo comienzan a reemplazar la indexación retrospectiva por las metas del banco central.

El gráfico 5 muestra la simulación con metas desaceleradas. En el primer año de desinflación, el año 5, el banco central apunta a bajar la inflación en 4 puntos porcentuales a 16%. La aceleración de la desinflación se reduce en los años subsiguientes. Estas metas de inflación anuales (línea naranja) se fijan de modo que sean idénticas a la trayectoria que se logra con una desinflación gradual con una meta de largo plazo (línea celeste). Por lo tanto, la trayectoria real de la inflación (panel A) coincide en los dos

GRÁFICO 5

Desinflación Desacelerada con Metas Temporales



Fuente: Cálculos propios.

escenarios. Esta parametrización es particularmente interesante porque aporta una evaluación *ceteris paribus* de la reducción del costo de la desinflación que se alcanza anunciando metas temporales anuales. Tal como se muestra en el panel B, la brecha del producto relacionada con la desinflación con metas temporales (línea naranja) es siempre igual o menor (en valor absoluto) que la brecha del producto en desinflación gradual con una meta de largo plazo. El costo total de la desinflación llega al 20% del

producto, es decir, otro 2% por debajo de las metas de reducción lineal. El coeficiente de sacrificio con una desinflación del 20% a inflación cero es igual a 1. Al anunciar y lograr la reducción de la inflación en 4 puntos porcentuales en el primer año de desinflación, las empresas fijadoras de precios se convencen de que el banco central habla en serio. Como resultado de esto, la probabilidad  $s_t$  aumenta rápidamente y las empresas pronto empiezan a abandonar la práctica de la indexación retrospectiva.

CUADRO 2

## Metas de Inflación en Chile: 1991–2001

Año de la meta	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Año en el modelo	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
Rango	15–20	13–16	10–12	9–11	8.0	6.5	5.5	4.5	4.3	3.5	2–4
Centro	17.5	14.5	11.0	10.0	8.0	6.5	5.5	4.5	4.3	3.5	3.0

Fuente: Banco Central de Chile.

Las metas anuales fijadas por el Banco Central de Chile entre 1991 y 2001 también lograron una desinflación lenta. En 1990, la inflación se encontraba muy por encima del 20%. La meta anunciada para 1990 del 15–20%, por lo tanto, indicaba una reducción significativa con el comienzo de la estrategia de metas de inflación. El cuadro 2 refleja los rangos meta anunciados y las metas punto anunciadas, así como los puntos medios de estos rangos. Desde el 2001 en adelante, el Banco Central ha apuntado a mantener la inflación dentro de un rango meta del 2 al 4%.

El gráfico 6 muestra una simulación de una desinflación en el modelo neokeynesiano con aprendizaje adaptativo e indexación endógena utilizando los puntos medios de los rangos meta chilenos entre 1991 y 2001.<sup>11</sup> Las condiciones iniciales son las mismas que en las simulaciones anteriores de los gráficos 2 a 5. Los puntos medios de los rangos meta chilenos se implementan desde el año 5 hasta el año 15. Para reflejar el costo de desinflación incurrido para alcanzar las metas chilenas en el modelo comparable a las simulaciones precedentes, agregué una mayor reducción de la meta de inflación. En el período 16, la meta se reduce en 3 puntos porcentuales adicionales para lograr una meta de largo plazo de inflación cero.

El costo total de la desinflación en términos de la pérdida de brecha del producto acumulada es de 18% del PIB distribuido en doce años (panel C). El coeficiente de sacrificio es 0.9, que es menor que en la simulación con metas desaceleradas que se muestra en el gráfico 5. Esta reducción es posible por las siguientes razones. Los primeros pasos de la desinflación en los años 5, 6 y 7 son lo suficientemente vigorosos como para reducir el grado de percepción de persistencia de la inflación (panel D) y para elevar la probabilidad  $s_t$  por encima del nivel detonante,  $\bar{S}$ . El grado de indexación retrospectiva, por ende, baja

durante el curso de la desinflación. No obstante, la desinflación se extiende por un período más prolongado que en el gráfico 5 y así se beneficia aún más de la menor indexación y de la reducción de la persistencia inflacionaria.

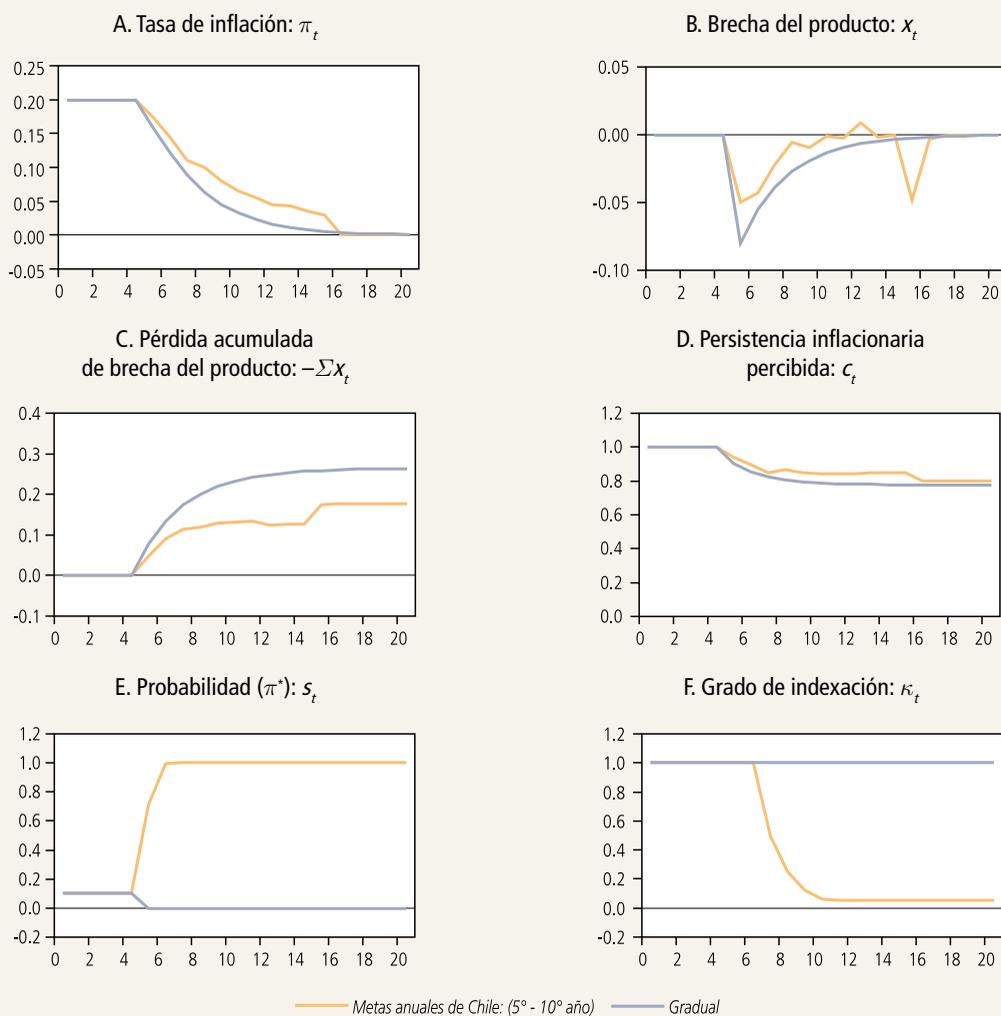
La versión base del modelo neokeynesiano no incluye *shocks* estructurales en la ecuación de la inflación. Estos *shocks* se agregan a menudo, ya sea para capturar la presencia del error de medición o para reflejar las variables faltantes u otras fuentes de rigidez. Ahora procedo a incorporar *shocks* aleatorios en la curva de Phillips neokeynesiana:

$$\pi_t = \frac{\kappa}{1 + \beta\kappa} \pi_{t-1} + \frac{\beta}{1 + \beta\kappa} E_t [\pi_{t+1}] + \frac{\lambda}{1 + \beta\kappa} x_t + \frac{(1 - \kappa)}{1 + \beta\kappa} \left( \pi_t^* - \beta\pi_{t+1}^* \right) + \eta_t. \quad (21)$$

Los *shocks* están indicados con  $\eta_t$  y se distribuyen normalmente con media cero y varianza  $\sigma_\eta = 2^{-4}$ . Los tiempos de formación de expectativas, acciones de política y *shocks* se distribuyen de manera tal que los *shocks* ocurren después de que se han formado las expectativas en  $t$  y las políticas se han establecido. Los *shocks*, por ende, introducen ruido en la inflación que no puede evitarse con acciones contemporáneas de política. No obstante, en el período que sigue al *shock*, el banco central actuará para minimizar aún más las consecuencias de estas variaciones que ocurrirían como resultado de la persistencia intrínseca de la inflación. Para este fin, el banco central induce variaciones compensatorias en la brecha del producto.

<sup>11</sup> No tengo en cuenta los efectos potenciales de los rangos meta; ver Orphanides y Wieland (2000) para un análisis de estas no linealidades.

## GRÁFICO 6

Metas de Inflación en Chile: 1991–2001  
(años 5 a 15)

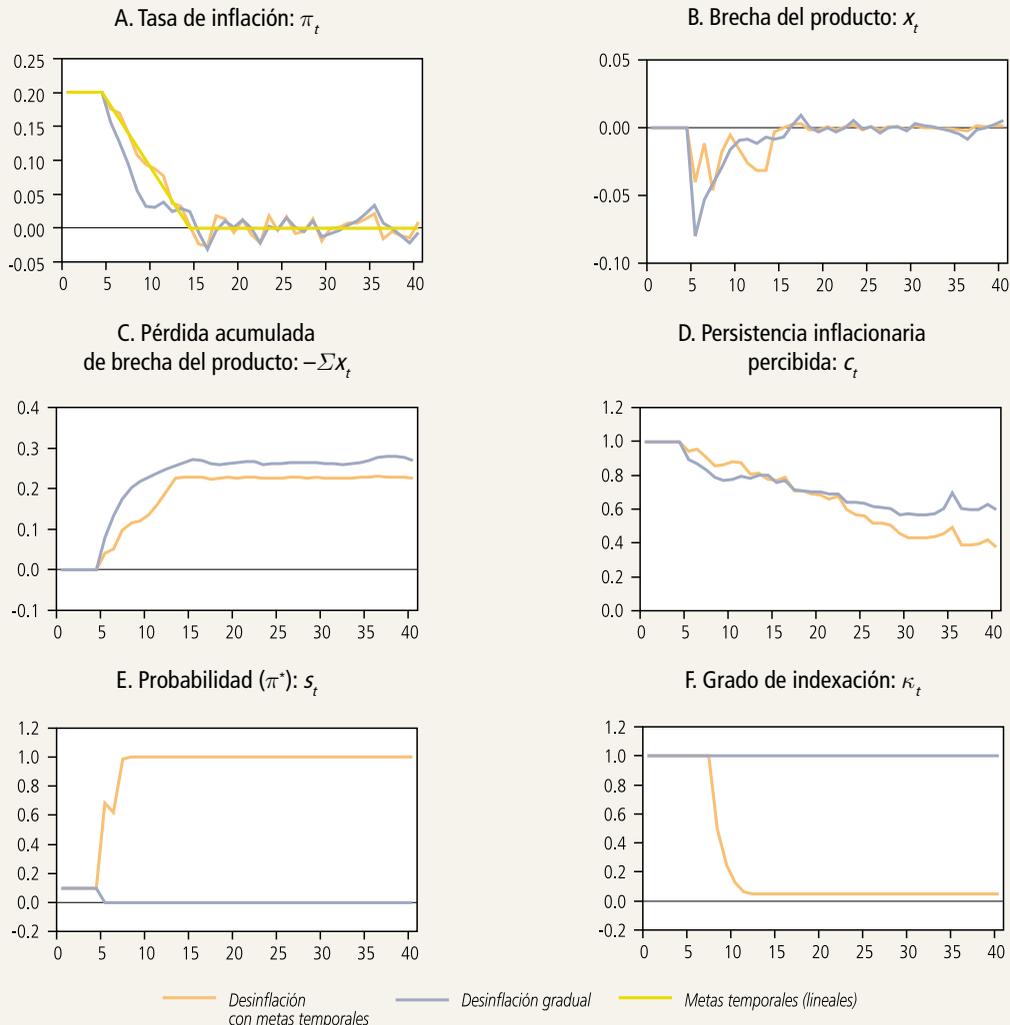
Fuente: Cálculos propios.

a. A partir del año 2001, el Banco Central de Chile adoptó un rango para la meta de inflación de 2 a 4% centrada en 3%. Para efectos de comparación con la devaluación precedente de los costos de la desinflación, he agregado un nuevo paso desinflationario de 3% el año 16 para lograr una meta de largo plazo de inflación cero.

Las fluctuaciones de la inflación y del producto que resultan de *shocks* aleatorios y las consiguientes respuestas de política tienen una importante influencia en la dinámica del aprendizaje y la indexación endógena. Por un lado, tales *shocks* implican que el banco central nunca alcanza su meta con exactitud. A las empresas, por lo tanto, puede resultarles difícil evaluar si es mejor utilizar la inflación pasada o la meta del banco central como índice para sus reglas

de precios en períodos sin señales Calvo. Por otra parte, como el banco central establecerá políticas para contrarrestar las consecuencias de *shocks* imprevistos sobre la inflación, se generará información sobre el grado de persistencia de la inflación, induciendo así el aprendizaje adaptativo. Las fluctuaciones pueden entonces aumentar la velocidad del aprendizaje y reducir la persistencia de la inflación, bajando aún más el costo de la desinflación.

## GRÁFICO 7

**Shocks que Aceleran el Aprendizaje y Reducen la Persistencia Percibida**

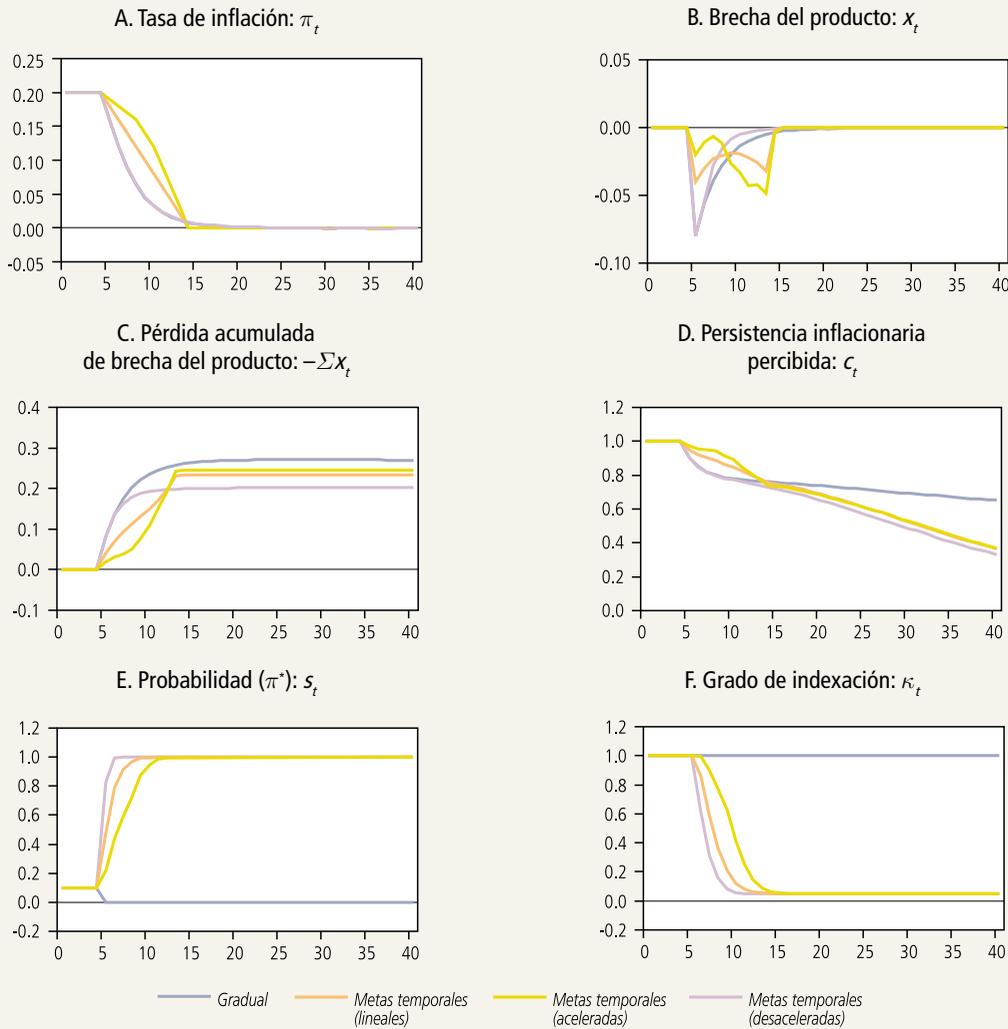
Fuente: Cálculos propios.

El gráfico 7 muestra simulaciones dinámicas con una elección particular de *shocks* aleatorios,  $\varepsilon$ . El período de tiempo cubierto es de cuarenta años, en lugar de veinte como en los gráficos anteriores. El gráfico compara el resultado en una desinflación gradual con una meta de largo plazo (línea celeste) y en una desinflación basada en metas anuales de reducción lineal (línea amarilla). El panel A muestra tasas de inflación reales, que muestran algunas fluctuaciones aleatorias, junto con las metas anuales (línea naranja).

Hay dos aspectos particularmente interesantes en estas simulaciones estocásticas. El panel D muestra que el grado percibido de persistencia de la inflación continúa bajando incluso después de que el proceso desinflacionario se ha completado. Es la respuesta de política a las consecuencias de los *shocks* imprevistos la que estabiliza las fluctuaciones de la inflación y baja las estimaciones de los fijadores de precios sobre el parámetro de persistencia,  $c_t$ . Este descenso es mucho más pronunciado en la simulación con metas

GRÁFICO 8

Promedios entre Mil Simulaciones



Fuente: Cálculos propios.

anuales. Para el año 40 llega al 0.4, mientras aún está en 0.6 en la desinflación gradual con meta de largo plazo. La razón es que la persistencia estructural generada por la indexación es, en última instancia, mucho menor en la simulación con metas anuales. El anuncio y el logro de estas metas por parte del banco central han convencido a las empresas de cambiar su indexación a la inflación pasada por la inflación meta. La probabilidad  $s_t$ , que mide la utilidad de las metas del banco central para la indexación, no aumenta tan suavemente como lo hace en ausencia de *shocks*

aleatorios imprevisibles. En el gráfico 3, panel E, la probabilidad  $s_t$  sube rápida y gradualmente por encima del nivel detonante en la simulación con metas de reducción lineal. En el gráfico 7, panel E, sube y baja un poco y luego sube por encima del nivel detonante. Este hallazgo muestra que el cambio de la indexación retrospectiva por las metas del banco central se ve influenciado por la serie particular de *shocks*.

El gráfico 7 refleja los resultados solo de un único grupo de *shocks* elegidos al azar. La estrategia con metas de inflación temporales no siempre supera en

rendimiento a la estrategia de desinflación gradual en términos de pérdida de producto. Para arrojar más luz sobre los posibles resultados, simulé mil series de *shocks* elegidos al azar con una distribución normal y calculé promedios entre estas mil simulaciones. Los promedios se muestran en el gráfico 8, que exhibe promedios de desinflación gradual con una meta de largo plazo (línea celeste), con metas anuales de reducción lineal (línea naranja), con metas desaceleradas (línea lila) y con metas aceleradas (línea amarilla). Los resultados son bastante similares a la simulación sin *shocks*, aunque no son iguales debido a la no-linealidad que surge del aprendizaje adaptativo y de la indexación. La clasificación de velocidades de desinflación (panel A) y pérdidas de producto acumuladas (panel C) no varía. El grado percibido de persistencia de la inflación llega a 0.4 antes del año 40 en los tres tipos de metas temporales. Luego de muchos años más, converge en un valor bajo pero positivo que es coherente con la persistencia implícita en el grado mínimo de indexación retrospectiva con expectativas racionales. El aumento de la probabilidad  $s_t$  (panel E) es más rápido con metas desaceleradas y más lento con metas aceleradas. En consecuencia, el grado de indexación retrospectiva baja más rápido con metas desaceleradas y más lento con metas aceleradas. En el caso de una desinflación gradual con metas de largo plazo, la indexación retrospectiva permanece completa.

## VII. UN BANCO CENTRAL “SOFISTICADO” Y UN BANCO CENTRAL QUE APRENDE

Estas conclusiones sugieren que el desempeño de la política monetaria puede mejorarse aún más si se le permite al banco central observar y explotar la dinámica no-lineal que surge del aprendizaje adaptativo y de la indexación endógena, es decir, las ecuaciones (7), (10) y (11), en el diseño de la política dinámicamente óptima. Gaspar, Smets y Vestin (2006a) estudian este problema de política óptima con aprendizaje adaptativo, pero sin indexación endógena. Ellos introducen el adjetivo “sofisticado” para referirse a un banco central que es capaz de explotar la dinámica del aprendizaje. En mi modelo, este banco central sofisticado resolvería el siguiente problema de optimización dinámica:

$$\min_x E_t \left[ \sum_{t=1}^{\infty} \beta^{t-1} (\pi_t - \pi^*)^2 + \alpha x_t^2 \right], \quad (22)$$

sujeto a  $\pi_t = \delta_{1,t} \pi_{t-1} + \delta_{2,t} x_t + \delta_{3,t} + \eta_t$  y ecuaciones (7), (8), (10) y (11).

La política óptima es no-lineal porque toma en cuenta las no-linealidades que surgen de la estimación recursiva del grado de persistencia de la inflación (ecuaciones 7 y 8), y de la indexación endógena (ecuaciones 10 y 11).

Siguiendo la línea de Gaspar, Smets y Vestin (2006a, 2006b), el supuesto es que la variable de elección del banco central es la brecha del producto y que el banco central apunta a una meta de inflación a largo plazo. Un criterio alternativo, inspirado por este trabajo, sería utilizar las metas de inflación anuales como la variable escogida por el banco central. Luego, una elección particular de metas temporales implicaría automáticamente una brecha del producto dada, según la política estricta de metas de inflación que muestra la ecuación (20).

El problema de optimización definido por (22) corresponde a un problema de programación dinámica no lineal con cuatro variables de estado:  $(\pi_{t-1}, c_{t-1}, \Sigma_{t-1}, s_{t-1})$ . La aproximación numérica a este problema es complicada, pero se encuentra dentro del alcance de la metodología actual. No obstante, aquí el diseño de la política óptima se basa en supuestos bastante audaces relacionados con el conocimiento que el banco central tiene de la formación de expectativas en el sector privado. Supone que el banco central no solo observa las creencias del sector privado, sino que también conoce la dinámica exacta del aprendizaje. La política que podría implementar un banco central con tantos conocimientos proporcionaría un marco de referencia muy útil para comparar diferentes modelos, pero no es una estrategia que pueda implementarse en la práctica. Yo propongo, en cambio, un criterio alternativo al diseño de políticas en condiciones de incertidumbre que se puede implementar bajo supuestos más realistas en cuanto a la información.

El diseño de políticas óptimas que podría implementarse con la información de la que disponen los bancos centrales en la práctica recurre al aprendizaje. En este

caso, el banco central aprendería sobre la dinámica de la inflación estimando recursivamente los parámetros relevantes de las ecuaciones de inflación de forma reducida (13) o (19). A diferencia de las empresas fijadoras de precios del modelo, que este supone simplemente estimaban una regresión de inflación sobre su propio rezago, el banco central puede gastar más recursos en el aprendizaje. De hecho, los econométricos del banco central regularmente estiman curvas de Phillips que incorporan el efecto de la política sobre la inflación a través de la brecha del producto,  $x_t$ .

En el modelo estudiado en este trabajo, el aprendizaje del banco central puede aplicarse a la ecuación de inflación de forma reducida coherente con el aprendizaje adaptativo y la indexación endógena, es decir:

$$\pi_t = \delta_{1,t} \pi_{t-1} + \delta_{2,t} x_t + \delta_{3,t} \eta_t \tag{23}$$

Las creencias del banco central sobre los tres parámetros variantes temporales pueden resumirse con el vector  $\mathbf{d}_t = (d_{1,t}, d_{2,t}, d_{3,t})$  y con la matriz de covarianza asociada,  $\Sigma_{d,t}$ <sup>12</sup>

$$\text{var} \begin{pmatrix} d_{1,t} \\ d_{2,t} \\ d_{3,t} \end{pmatrix} = \Sigma_d = \begin{pmatrix} v_t^1 & v_t^{12} & v_t^{13} \\ v_t^{12} & v_t^2 & v_t^{23} \\ v_t^{13} & v_t^{23} & v_t^3 \end{pmatrix} \tag{24}$$

El vector de variables de estado que caracteriza a las creencias del banco central contiene nueve variables: tres medias, tres varianzas y tres covarianzas. Las ecuaciones de actualización relacionadas para mínimos cuadrados recursivos con parámetros variantes temporales corresponden a:

$$\begin{pmatrix} d_{1,t} \\ d_{2,t} \\ d_{3,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} d_{1,t-1} \\ d_{2,t-1} \\ d_{3,t-1} \end{pmatrix} + \Sigma_{t-1} \mathbf{X}_t F^{-1} \begin{pmatrix} \pi_t - d_{1,t-1} \pi_{t-1} \\ -d_{2,t-1} x_t - d_{3,t-1} \end{pmatrix} \tag{25}$$

$$\Sigma_{d,t} = \Sigma_{d,t-1} - \Sigma_{d,t-1} \mathbf{X}_t F^{-1} \mathbf{X}_t' \Sigma_{d,t-1} + \sigma_d$$

donde  $\mathbf{X}_t' = (\pi_{t-1} \ x_t \ 1)$ ,  $F$  se refiere a la varianza condicional de la inflación y  $F = \mathbf{X}_t \Sigma_{d,t-1} \mathbf{X}_t' + \sigma^\eta$ .

Los requerimientos de información de este banco

central que aprende son mucho menos estrictos que los del banco central sofisticado que se describe más arriba. Solo se requiere de observaciones de inflación y producto. El producto potencial se puede subsumir en el intercepto variante temporal. Una oportunidad fructífera para investigación futura sería reevaluar las políticas de desinflación de la sección precedente, bajo el supuesto de que el banco central aprende sobre los parámetros variantes temporales que rigen el proceso de inflación de este modo. Wieland (2000a, 2000b, 2006) y Beck y Wieland (2002) calculan políticas de aprendizaje óptimo para tales problemas con hasta dos parámetros desconocidos y comparan su desempeño con políticas de aprendizaje pasivo que no consideran en la optimización las ecuaciones de actualización propias del banco. Como mínimo, el diseño de políticas con aprendizaje pasivo se podría aplicar al problema de política de este trabajo.

### VIII. CONCLUSIONES Y EXTENSIONES

Este trabajo ha demostrado que las estrategias de metas de inflación pueden hacer bajar los costos de la desinflación y de la estabilización de la inflación futura. He explorado dos canales mediante los que puede ocurrir esta reducción: el aprendizaje adaptativo y la indexación endógena. Podría decirse que ambos canales pueden haber jugado un papel importante en la experiencia desinflacionaria de Chile.

Si los agentes del mercado aprenden en forma adaptativa en lugar de formar expectativas racionales, la historia pasada es importante. A medida que el banco central actúa para poner la inflación bajo control, los agentes del mercado observan las consecuencias de estas acciones y corrigen sus creencias sobre el grado de persistencia de la inflación. Con el tiempo, el aprendizaje adaptativo hace bajar el costo de la desinflación. Un criterio de desinflación paulatina puede aprovechar este efecto beneficioso.

La indexación endógena implica que a las empresas fijadoras de precios se les permite elegir entre la

<sup>12</sup> Ver Wieland (2006). Otros trabajos sobre el aprendizaje del banco central en este contexto son: Cogley, Colacito y Sargent (2007), Ellison (2006), Svensson y Williams (2007) y Wieland (2000a, 2000b).

inflación pasada y la meta del banco central como índice para sus reglas de precios en períodos sin señales Calvo para fijar los precios en forma óptima. Las empresas evalúan la probabilidad de que las metas de inflación anunciadas determinen la inflación de estado estacionario y aplican los reajustes contractuales que correspondan. Una estrategia de anunciar y lograr metas de inflación de corto plazo es capaz de influir en el grado de indexación retrospectiva. Esto implica que las empresas pueden observar bastante rápido si el banco central actúa para alcanzar las metas que proclama. Cuando el banco central es fiel a sus compromisos, aumenta la probabilidad de que las empresas cambien la indexación retrospectiva por las metas anunciadas por el banco central. Las metas anuales de corto plazo, para cuyo logro se hacen esfuerzos activos, ayudan a reducir el grado de indexación con más eficacia que con una meta de largo plazo que es alcanzada solo gradualmente.

Este análisis sugiere que los modelos dinámicos de equilibrio general estimados con supuestos de expectativas racionales y un grado exógeno y constante de indexación retrospectiva pueden juzgar erróneamente los costos de la desinflación de dos maneras. En primer lugar, el supuesto de expectativas racionales puede sobrestimar el poder del banco para influenciar el costo de la desinflación solo con palabras, sean estas anuncios o compromisos verbales. El aprendizaje implica que los anuncios deben ser seguidos de acción para convencer a los agentes del mercado. La consiguiente baja de la persistencia de la inflación se ve influenciada por acciones de política, así como por *shocks* económicos. En segundo lugar, el supuesto de indexación exógena puede llevar a estimaciones de modelos que sobrestiman el costo de la desinflación y el dilema entre inflación y producto. Una reducción endógena del grado de indexación retrospectiva a medida que la inflación se acerca a la meta anunciada proporciona al banco central un dilema o *tradeoff* más favorable.

Este estudio presenta muchas extensiones posibles interesantes y potencialmente importantes. Estas extensiones tienen que ver con el diseño óptimo de política monetaria, la formación de expectativas, el rol de la tasa de interés, el rol del tipo de cambio y el grado de apertura de la economía. Con respecto al diseño de políticas dinámicamente óptimas, se

propusieron dos criterios posibles en la sección VII del trabajo, como la derivación de la política dinámicamente óptima que incorpora la dinámica de aprendizaje no lineal presente en el modelo. A pesar de que tal política se basa en supuestos de información poco realistas, constituiría un marco de referencia útil para comparar con políticas posibles de implementar en la práctica, como la política con aprendizaje del banco central propuesta en la sección VII.

En cuanto a la formación de expectativas, sería útil evaluar las implicancias de las especificaciones de aprendizaje adaptativo alternativo (ver Branch y Evans, 2006; Milani, 2007) para el costo de la desinflación. También sería interesante estudiar la indexación endógena con expectativas racionales. Así, los efectos cuantitativos de la indexación endógena podrían estudiarse por separado de aquéllos que surgen el aprendizaje adaptativo.

El modelo considerado aquí es muy estilizado. El supuesto es que el banco central controla la brecha del producto directamente. En cambio, la transmisión del instrumento de política primario del banco central (es decir, la tasa de interés de corto plazo nominal) y la brecha del producto podrán modelarse en forma explícita. En otras palabras, el modelo puede extenderse e incorporar la ecuación de Euler log-lineal de los hogares, es decir, la curva IS nekeynesiana. Esta extensión incluiría el estudio de una gran cantidad de nuevas interrogantes sobre el diseño de reglas de tasas de interés y las condiciones para la estabilidad con aprendizaje (ver también Llosa y Tuesta, 2007).

Finalmente, Chile, al igual que muchos países que aplican esquemas de metas de inflación, es una economía pequeña y abierta. Es posible que, en la desinflación chilena, los *shocks* favorables al tipo de cambio y los términos de intercambio hayan jugado un rol importante en proteger la economía. Estos efectos podrían examinarse extendiendo el análisis del aprendizaje y de la indexación endógena realizado en este trabajo a una economía pequeña y abierta. En una economía abierta surgen más preguntas prácticas como, por ejemplo, si fijar metas para la inflación interna o para la inflación del IPC y cómo incorporar el tipo de cambio a las políticas de tasas de interés.

## REFERENCIAS

- Aguirre, A. y K. Schmidt-Hebbel (2007). "Monetary Policy in Transition from Partial to Full-Fledged Inflation Targeting in Chile." En *Monetary Policy in Emerging Markets and Other Developing Countries*, editado por N. Batini. Commack, NY, EE.UU.: Nova Science Publishers.
- Branch, W. y G. Evans (2006). "A Simple Recursive Forecasting Model." *Economics Letters* 91(2): 158–66.
- Beck, G. y V. Wieland (2002). "Learning and Control in a Changing Economic Environment." *Journal of Economic Dynamics and Control* 26(9–10): 1359–77.
- Calvo, G. (1983). "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework." *Journal of Monetary Economics* 12(3): 383–98.
- Calvo, G. y E. Mendoza (1999). "Empirical Puzzles of Chilean Stabilization Policy." En *Chile: Recent Policy Lessons and Emerging Challenges*, editado por G. Perry y D.M. Leipziger. Washington, DC, EE.UU.: Banco Mundial.
- Caputo, R., F. Liendo y J.P. Medina (2007). "New Keynesian Models for Chile in the Inflation-Targeting Period." En *Monetary Policy under Inflation Targeting*, editado por F. Mishkin y K. Schmidt-Hebbel. Banco Central de Chile.
- Caputo, R., J.P. Medina y C. Soto (2006). "Nominal Rigidities, Indexation, and Inflation Persistence in Chile: A Structural Investigation." Mimeo, Banco Central de Chile.
- Christiano, L., M. Eichenbaum y C. Evans (2005). "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy." *Journal of Political Economy* 113(1): 1–45.
- Céspedes, L.F., M. Ochoa y C. Soto (2005). "The New Keynesian Phillips Curve in an Emerging Market Economy: The Case of Chile." Documento de Trabajo N°355, Banco Central de Chile.
- Cogley, T., R. Colacito y T.J. Sargent (2007). "Benefits from U.S. Monetary Policy Experimentation in the Days of Samuelson and Solow and Lucas." *Journal of Money, Credit, and Banking* 39(S1): 67–99.
- 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.
- Corbo, V. y K. Schmidt-Hebbel (2003). "Inflation Targeting: The Latin American Experience." En *Latin American Macroeconomic Reform: The Second Stage*, editado por J.A. González, V. Corbo, A.O. Krueger y A. Tornell. University of Chicago Press.
- De Gregorio, J. y E. Parrado (2006). "Overshooting Meets Inflation Targeting." Documento de Trabajo 394. Santiago: Banco Central de Chile.
- Ellison, M. (2006). "The Learning Cost of Interest Rate Reversals." *Journal of Monetary Economics* 53(8): 1895–907.
- Evans, G. y S. Honkapohja (2001). *Learning and Expectations in Macroeconomics*. Princeton University Press.
- Fraga, A., I. Goldfajn y A. Minella (2003). "Inflation Targeting in Emerging Market Economies." Documento de Trabajo 10019. Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research.
- Galí, J. y M. Gertler (1999). "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis." *Journal of Monetary Economics* 44(2): 195–222.
- Gaspar, V., F. Smets y D. Vestin (2006a). "Adaptive Learning, Persistence and Optimal Monetary Policy." *Journal of the European Economic Association* 4(2–3): 376–85.
- Gaspar, V., F. Smets y D. Vestin (2006b). "Optimal Monetary Policy under Adaptive Learning." *Computing in Economics and Finance* 183.
- Harvey, A.C. (1992). *Time Series Models*, 2ª ed. Cambridge, MA, EE.UU.: MIT Press.
- Herrera, L.O. (2002). "Indexation, Inflation Inertia, and the Sacrifice Coefficient." En *Indexation, Inflation, and Monetary Policy*, editado por F. Lefort y K. Schmidt-Hebbel. Banco Central de Chile.
- Lefort, F. y K. Schmidt-Hebbel (2002). "Indexation, Inflation, and Monetary Policy: An Overview." En *Indexation, Inflation, and Monetary Policy*, editado por F. Lefort y K. Schmidt-Hebbel. Banco Central de Chile.
- Llosa, L.G. y V. Tuesta (2007). "Learning about Monetary Policy Rules When the Cost Channel Matters." Documento de Trabajo 2007-014. Banco Central de la Reserva del Perú.
- Marcel, A. y T. Sargent (1989). "Convergence of Least Squares Learning Mechanisms in Self-Referential Linear Stochastic Models." *Journal of Economic Theory* 48(2): 337–68.
- Milani, F. (2007). "Expectations, Learning, and Macroeconomic Persistence." *Journal of Monetary Economics* 54(7): 2065–82.
- Mishkin, F. y K. Schmidt-Hebbel (2001). "One Decade of Inflation Targeting: What Do We Know and What Do We Need to Know?" NBER Working Paper 8397.
- Orphanides, A. y V. Wieland (2000). "Inflation Zone Targeting." *European Economic Review* 44(7): 1351–87.
- Orphanides, A. y J.C. Williams (2006a). "Inflation Targeting under Imperfect Knowledge." Working Paper 2006-14. Federal Reserve Bank of San Francisco.
- Orphanides, A. y J.C. Williams (2006b). "Monetary Policy with Imperfect Knowledge." *Journal of the European Economic Association* 4(2–3): 366–75.

- Sargent, T., N. Williams y T. Zha (2006). "The Conquest of South American Inflation." NBER Working Paper 12606
- Schmidt-Hebbel, K. y A. Werner (2002). "Inflation Targeting in Brazil, Chile and Mexico: Performance, Credibility and the Exchange Rate." Documento de Trabajo N°171, Banco Central de Chile.
- Svensson, L.E.O. y N. Williams (2007). "Bayesian and Adaptive Optimal Policy under Model Uncertainty." NBER Working Paper 13414.
- Walsh, C. (2003). *Monetary Theory and Policy*, 2ª edición. Cambridge, MA, EE.UU.: MIT Press.
- Walsh, C. (2007). "Announcements and the Role of Policy Guidance." Trabajo creado para la 32ª Conferencia Anual de Política Económica. Federal Reserve Bank of St. Louis, 19–20 de octubre.
- Wieland, V. (2000a). "Learning by Doing and the Value of Optimal Experimentation." *Journal of Economic Dynamics and Control* 24(4): 501–34.
- Wieland, V. (2000b). "Monetary Policy, Parameter Uncertainty, and Optimal Learning." *Journal of Monetary Economics* 46(1): 199–228.
- Wieland, V. (2006). "Monetary Policy and Uncertainty about the Natural Unemployment Rate: Brainard-Style Conservatism versus Experimental Activism." *Advances in Macroeconomics* 6(1): 1288–97.
- Woodford, M. (2003). *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.
- Zellner, A. (1971). *An Introduction to Bayesian Inference in Econometrics*. Hoboken, N.J.: John Wiley and Sons.

# FUENTES DE INCERTIDUMBRE EN LA CONDUCCIÓN DE LA POLÍTICA MONETARIA EN CHILE\*

Felipe Morandé L.\*\*  
Mauricio Tejada G.\*\*\*

## I. INTRODUCCIÓN

La política monetaria se desenvuelve en un ambiente de sustancial incertidumbre, hecho que ha motivado a investigadores académicos a mostrar de manera formal las implicancias que ésta tiene y las formas en que el banco central podría hacerle frente. La literatura teórica distingue tres tipos de incertidumbre: la incertidumbre aditiva, referida al desconocimiento que tiene el banco central sobre los *shocks* futuros a los cuales se enfrentará la economía; la incertidumbre multiplicativa, que representa el desconocimiento —o percepción errónea— de uno o más parámetros del modelo que explica el comportamiento de la economía; y la incertidumbre en los datos, la cual se asocia al hecho de que la información sobre la situación económica actual con la que cuenta el banco central al momento de tomar decisiones de política puede ser incorrecta o incompleta. En este contexto, el objetivo de este artículo es analizar la relevancia cuantitativa de estos tres tipos de incertidumbre para la política monetaria en Chile. El artículo se divide en dos partes: la primera aborda el problema de la incertidumbre en los datos y se enfoca en la estimación de la brecha del producto para el período de vigencia del esquema de metas de inflación puro (desde 1999 en adelante); la segunda, en tanto, se enfoca en las incertidumbres aditiva y multiplicativa para el período 1990–2006, pero con especial énfasis en los años posteriores a 1999.

Nuestro análisis de la incertidumbre en los datos se enfoca en la brecha del producto, debido a su importancia en la proyección de la inflación y porque en el momento en que se toman las decisiones de política monetaria, solo se dispone de datos preliminares del producto real (datos en tiempo real). Adicionalmente, la estimación de la tendencia del producto (necesaria

para el cálculo de la brecha) depende del filtro aplicado a la serie del producto, la cual, como se mencionó, contiene datos preliminares. Utilizamos varios filtros univariados conocidos en la literatura para la estimación de la tendencia de producto: el de Hodrick-Prescott, el de Baxter-King, el de Christiano-Fitzgerald, la tendencia cuadrática y el método de Clark basado en un modelo de componentes inobservables. Para analizar la confiabilidad y la precisión estadística de estos métodos con datos en tiempo real, seguimos de cerca la propuesta metodológica de Orphanides y van Norden (1999). Se encontró que las revisiones de la brecha del producto en el caso chileno son importantes y persistentes, y que las correlaciones entre la brecha calculada con datos finales y con datos en tiempo real son relativamente bajas. No obstante, el método de Clark genera los mejores resultados. Lo anterior implica que se debe tener cautela al momento de evaluar el ciclo económico con datos en tiempo real y que el uso de filtros populares, como el HP, puede llevar a conclusiones erróneas.

Para evaluar la importancia empírica de las incertidumbres aditiva y multiplicativa, seguimos la metodología propuesta por Zhang y Semmler (2005). En particular, estimamos ecuaciones de comportamiento para la economía chilena con parámetros que varían en el tiempo y *shocks* con varianzas estado dependiente (con dos estados que siguen un proceso de Markov de primer orden). En la estimación, utilizamos una versión ligeramente modificada de la especificación *forward-looking* de Svensson (2000) y Al-Eyd y Karasulu (2008) para las ecuaciones que rigen el comportamiento de una economía pequeña y abierta

\* Agradecemos las sugerencias de Klaus Schmidt-Hebbel y Rodrigo Valdés, así como los de asistentes a la conferencia del BCCh donde se presentó una versión previa de este artículo y a los respectivos seminarios realizados en la Universidad de Chile y en la Pontificia Universidad Católica de Chile.

\*\* Decano, Facultad de Economía y Negocios, Universidad de Chile. Email: fmorande@fen.uchile.cl

\*\*\* Investigador Asociado, Facultad de Economía y Negocios, Universidad de Chile. mtejada@fen.uchile.cl

al comercio exterior, esto es, la demanda agregada, la curva de Phillips y la condición de paridad descubierta de tasas de interés. Adicionalmente, nos basamos en la propuesta de Kim (1993) para descomponer la incertidumbre total, medida a través de la varianza condicional del error de predicción, en dos componentes: uno asociado a la incertidumbre multiplicativa y otro asociado a la incertidumbre aditiva. Encontramos que, para todas las ecuaciones de comportamiento de la economía, la incertidumbre en los *shocks* (esto es, la incertidumbre aditiva) ha sido la más importante para explicar la incertidumbre total. Más aún, las estimaciones apoyan la hipótesis de varianzas estado-dependientes y que dichos estados podrían considerarse como períodos de alta y baja volatilidad en los *shocks*. Por otro lado, la incertidumbre total de la brecha del producto y de la tasa de inflación ha tendido a reducirse en el tiempo, y el período de mayor estabilidad coincide con el establecimiento del esquema de metas de inflación puro para el manejo de la política monetaria.<sup>1</sup>

El artículo está organizado como sigue. La sección II presenta una revisión de la literatura sobre los tipos de incertidumbre que enfrentan los bancos centrales, sus implicancias para el manejo de la política monetaria y las formas en que típicamente se han modelado para su tratamiento empírico. La sección III analiza la relevancia cuantitativa de la incertidumbre en los datos, enfocada en las estimaciones de la brecha del producto. La sección IV examina la importancia de las incertidumbres aditiva y multiplicativa en los modelos de uso común para el análisis del efecto de la política monetaria. Los comentarios finales se presentan en la sección V.

## II. POLÍTICA MONETARIA E INCERTIDUMBRE

En años recientes, se ha observado un incremento considerable en el interés de los investigadores académicos por formalizar la manera en que el banco central puede hacer frente a la incertidumbre (Schellekens, 2002, Feldstein, 2003). En particular, algunos artículos han estudiado los distintos tipos de incertidumbre a los que se enfrentan los bancos centrales, lo que ha introducido importantes retos en el modelamiento, y sus implicancias sobre el accionar de la autoridad monetaria. Entre dichos estudios se puede mencionar a Isard, Laxton, y

Eliasson (1999), Martin y Salmon (1999), Svensson (1999), Wieland (2000), Meyer, Swanson, y Wieland (2001), Tetlow y von zur Muehlen (2001), Giannoni (2002), Orphanides y Williams (2002), y Söderström (2002). Otros artículos han propuesto distintas estrategias para lidiar con la incertidumbre, tales como reglas de política monetaria robustas y mecanismos de aprendizaje, por citar solo dos. Algunos ejemplos incluyen Craine (1979), Holly y Hughes Hallett (1989), Basar y Salomon (1990), Bertocchi y Spagat (1993), Balvers y Cosimano (1994), Sargent (1998), Onatski y Stock (2002), y Wieland (2000).

Feldstein (2003) argumenta que los bancos centrales se enfrentan típicamente a cuatro categorías de incertidumbre: el estado actual y futuro de la economía, la forma en que opera la economía, el comportamiento actual y futuro de los individuos, y el impacto de políticas monetarias futuras. Sin embargo, la clasificación más común presente en la literatura define tres tipos de incertidumbre: incertidumbre aditiva, incertidumbre multiplicativa e incertidumbre en los datos.<sup>2</sup> La incertidumbre aditiva representa el componente del error de predicción asociado a los resultados de una variable exógena en el sistema (el error en un modelo de regresión). Este tipo de incertidumbre captura el desconocimiento que tiene el banco central sobre los *shocks* que enfrentará la economía en el futuro (Zhang y Semmler, 2005; De Grauwe y Senegas, 2006). La incertidumbre multiplicativa (o de parámetros), en tanto, representa el desconocimiento —o conocimiento erróneo— de uno o más parámetros del modelo que explica el comportamiento de la economía (y sus agentes). Hall et al. (1999) sostienen que este último tipo de incertidumbre puede surgir por varias razones, tales como la naturaleza estocástica de los parámetros, errores de medida en los datos utilizados para estimar el modelo, y cambios estructurales.

<sup>1</sup> Este período coincide también con el establecimiento de la regla de superávit estructural para el manejo de la política fiscal y con un contexto internacional que, en general, ha sido bastante estable.

<sup>2</sup> Otro tipo de incertidumbre considerada en la literatura, pero que no se analiza en este artículo, es la incertidumbre asociada a las distribuciones de probabilidad de los eventos posibles (*Knighian uncertainty*).

La distinción entre incertidumbre aditiva e incertidumbre multiplicativa se basa en el supuesto de que el verdadero modelo de comportamiento de la economía es conocido. La limitación de este supuesto se relaciona con el hecho de que la incertidumbre total, la cual podría también ser el resultado de un error de especificación en el modelo, está subestimada y, por tanto, los resultados de cualquier esfuerzo por cuantificar la incertidumbre usando una especificación particular para las ecuaciones de comportamiento de la economía deben ser tomados con cautela.<sup>3</sup> Finalmente, la incertidumbre en los datos se asocia al hecho de que la información con la que cuenta el banco central al momento de tomar decisiones de política puede no ser correcta o puede mostrar una imagen incompleta del estado actual de la economía (Orphanides y van Norden, 1999). Estos tres tipos de incertidumbre, cuando se combinan, tienen una ponderación bastante alta en las decisiones de las autoridades (Rudebush, 2001). Si estos no conocen el estado actual de la economía (sea que la incertidumbre esté asociada a los datos o al comportamiento de la economía), entonces basarán sus decisiones en resultados esperados. Lo anterior podría generar dilemas respecto de la adopción de la política adecuada si el resultado de esta no está del todo claro (por ejemplo, si el banco central debe reaccionar de manera más agresiva o más pasiva).

Phillips (1954) y Theil (1964) fueron los primeros en introducir el concepto de incertidumbre aditiva y sus contribuciones han liderado el desarrollo de la literatura en el área. Phillips (1954), al analizar si las recomendaciones de política de estabilización de los modelos simples basados en multiplicadores son apropiadas y bajo qué condiciones, muestra que, en un sistema económico que se autorregula (con precios y tasa de interés flexibles), la política monetaria podría ser un instrumento adecuado para estabilizar la economía, o al menos mantenerla cerca de sus valores deseados. Además, la política monetaria permitiría tratar todas las perturbaciones excepto las más severas. Theil (1964) amplió el trabajo de Phillips (1954) suponiendo que la autoridad decide su política maximizando una función de utilidad esperada cuadrática. En este contexto, encontró que, en un mundo donde solo existe incertidumbre en los *shocks*, la autoridad podría conducir su política como si tuviera total certidumbre respecto de los posibles

resultados del sistema económico. Lo anterior se conoce como el “principio de equivalencia cierta” y tiene importantes implicancias para la política monetaria.

En el período en el que Phillips y Theil hicieron sus contribuciones había un alto grado de confianza en el modelaje econométrico, toda vez que se podía eliminar cualquier error en la estimación de los modelos estructurales, salvo el asociado a la incertidumbre aditiva. Sin embargo, el principio de equivalencia cierta solo es válido bajo ciertas condiciones, en particular en un mundo lineal-cuadrático. Por tanto, las implicancias de política pueden diferir dependiendo de los supuestos que se adopten respecto del comportamiento del banco central (esto es, su función de pérdida). Walsh (2004) encuentra que las reglas óptimas de política monetaria, derivadas de una función de pérdida cuadrática para el banco central, son robustas a este tipo de incertidumbre y no requieren que la autoridad monetaria cambie su regla ante la presencia de *shocks*. Sin embargo, bajo este tipo de incertidumbre, las funciones de reacción simples à la Taylor podrían generar incrementos importantes en la función de pérdida del banco central si la incertidumbre implicara cambios en su comportamiento. Sack (2000) estima y simula un modelo de vectores autorregresivos (VAR) para la economía de Estados Unidos, bajo diferentes supuestos, y encuentra que si la única fuente de incertidumbre es la aditiva, la Reserva Federal debería comportarse de manera más agresiva respecto de lo que se observa en la práctica. Adicionalmente, argumenta que otros tipos de incertidumbre, como la multiplicativa, pueden llevar a una mayor gradualidad en la política monetaria de la Reserva Federal.

El concepto de incertidumbre multiplicativa (o de parámetros) fue introducido por primera vez por Holt (1962) quien, al analizar reglas de decisión lineales de estabilización y crecimiento, demostró

<sup>3</sup> A pesar de que parte de la literatura existente define incertidumbre multiplicativa como la falta de conocimiento tanto de los parámetros como del modelo, la distinción entre ambas es importante desde un punto de vista práctico. Si esta distinción no se realiza, no es posible separar los conceptos de incertidumbre multiplicativa e incertidumbre aditiva, ya que cualquier error de especificación afectará tanto al error de regresión como a la magnitud de los parámetros (sesgo).

que los responsables de política solo pueden aplicar medidas de estabilización cuando consiguen anticipar de forma adecuada las implicancias de la política que adoptan. En caso contrario, pueden contribuir más a la inestabilidad del sistema económico que a su estabilidad. Si la reacción de la economía es desconocida —esto es, si los parámetros del modelo son inciertos—, entonces el desempeño de la política monetaria podría verse seriamente afectado. El principio de equivalencia cierta no se cumple en este contexto y, por tanto, el banco central debe tomar en cuenta este tipo de incertidumbre al momento de tomar sus decisiones.

Brainard (1967), usando una función de utilidad cuadrática, similar a la de Theil (1964), para estudiar el efecto de la incertidumbre en *shocks* y parámetros, encontró que el principio de equivalencia cierta es válido solo si la fuente de incertidumbre está asociada a *shocks*, en tanto que cuando se desconoce la reacción de la economía a las acciones de política (esto es, los parámetros de retroalimentación del modelo son inciertos), el comportamiento del banco central se ve seriamente afectado y podría ser óptimo para este responder de manera cautelosa a los cambios en el sistema económico. Este resultado tiene importantes implicancias prácticas en el manejo de la política monetaria, ya que indica que puede ser óptimo para el banco central no buscar eliminar por completo la brecha entre la variable objetivo observada y su valor meta en un período particular. Este hecho puede ser interpretado como la justificación de una política monetaria gradual. Aunque el resultado de Brainard (1967) es bastante intuitivo y ha sido ampliamente discutido en la literatura (ver Blinder, 1998), este no puede generalizarse. En efecto, si bien artículos tales como el de Martin y Salmon (1999) y Sack (2000) proveen evidencia sobre la validez empírica del resultado de Brainard (1967), otros estudios muestran que los resultados dependen de manera crucial de la especificación del modelo.<sup>4</sup> Por ejemplo, Söderström (2002) muestra que, cuando los coeficientes de las variables rezagadas del modelo están sujetos a incertidumbre, la política óptima del banco central sería una reacción más agresiva.<sup>5</sup>

El estudio de la incertidumbre en los datos es relativamente nuevo en la literatura sobre política monetaria. El interés de académicos y autoridades

por invertir recursos en investigar las propiedades de los datos en tiempo real y sus implicancias para las decisiones de política es muy reciente (Bernhardsen et al., 2005). Croushore y Stark (2001) fueron los primeros en construir una base de datos que proveyera datos macroeconómicos recolectados en cada momento del tiempo en el pasado, con el objetivo de mostrar las implicancias de hacer predicciones usando datos revisados y datos en tiempo real. En dicha base de datos, los datos de una fecha particular se definen como la cosecha de esa fecha y la colección de dichas cosechas, como datos en tiempo real. Esta metodología ha sido usada en varias aplicaciones empíricas, las mismas que están enfocadas principalmente en países desarrollados. Ejemplos de estudios que investigan las implicancias de los datos en tiempo real para la política monetaria se pueden encontrar en Orphanides y van Norden (1999) y Orphanides (2001).<sup>6</sup> Esta literatura enfatiza que el momento en que se obtienen los datos, su disponibilidad y su confiabilidad para la evaluación empírica de las reglas de política es crucial para el desempeño de la política monetaria, ya que condiciona las decisiones de los hacedores de política (Ghysels, Swanson y Callan, 2002). A este respecto, Rudebush (2001) y Bernhardsen et al. (2005) argumentan que la nueva información que obtienen los bancos centrales entre una y otra reunión de política no justifica cambios drásticos en su instrumento, lo que puede llevar a respuestas demasiado lentas frente a episodios económicos particulares.

Una variable que resume el estado actual de la economía y, por tanto, es fundamental para las decisiones de política monetaria es la brecha del producto. Si las medidas de producto potencial no son confiables, las decisiones de política pueden estar reflejando no las condiciones económicas verdaderas, sino más bien errores de medición.

<sup>4</sup> Martin y Salmon (1999) y Sack (2000), usando un modelo VAR, el primero para Inglaterra y el último para Estados Unidos, muestran que la incertidumbre multiplicativa podría explicar la preferencia del banco central por un comportamiento más gradual.

<sup>5</sup> Otros ejemplos de que la incertidumbre multiplicativa no necesariamente lleva al banco central a comportarse de manera más cautelosa pueden encontrarse en Giannoni (2002) y González y Rodríguez (2004).

<sup>6</sup> Para una excelente revisión de la literatura sobre el tema para Estados Unidos, ver Kozicki (2004).

Orphanides y van Norden (1999) argumentan que la brecha del producto tiene asociados importantes componentes de incertidumbre, ya que los bancos centrales sufren al menos tres tipos de problemas al momento de evaluar el ciclo económico con datos en tiempo real. Primero, los datos del producto son sometidos a revisión continua. Segundo, los métodos para estimar el producto potencial por lo general dan resultados muy diferentes. Cuando se usa la tendencia del producto como variable *proxy*, los diferentes filtros para construirla también llevan a una variedad de resultados y este problema se complica con las estimaciones al final de la muestra que son, justamente, las relevantes para las decisiones de política.<sup>7</sup> Tercero, una evaluación futura de los datos del producto puede indicar que la economía ha experimentado un cambio estructural y dicho cambio puede no haber sido revelado por los datos en tiempo real.

Para ilustrar estos conceptos, consideremos el siguiente modelo económico basado en Zhang y Semmler (2005), el cual es estándar en la literatura de reglas óptimas de política monetaria:

$$\min_{\{\mathbf{u}_t\}_0^\infty} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \rho^t L(\mathbf{x}_t, \mathbf{u}_t), \quad (1)$$

sujeito a:

$$\mathbf{x}_{t+1} = f(\mathbf{x}_t, \mathbf{u}_t, \boldsymbol{\varepsilon}_t), \quad (2)$$

donde  $\rho$  es un factor de descuento que pertenece al intervalo  $[0, 1]$ ,  $L(\mathbf{x}_t, \mathbf{u}_t)$  es una función de pérdida para el agente económico (en nuestro caso, el banco central),  $\mathbf{x}_t$  es el vector de variables de estado,  $\mathbf{u}_t$  es el vector de variables de control (instrumentos de política),  $\boldsymbol{\varepsilon}_t$  es el vector de *shocks* y  $E_0$  es el operador de esperanza matemática basado en los valores iniciales de las variables de estado. Este tipo de modelo representa el marco básico de análisis y control de la política monetaria utilizado por Clarida Galí y Gertler (1999), Svensson (1997, 1999) y Beck y Wieland (2002), donde las restricciones en la ecuación (2) son la curva de Phillips, la curva IS, y la ecuación de paridad de tasas de interés (Svensson, 2000).

Dadas las ecuaciones de estado en (2), el problema del banco central consiste en obtener una trayectoria para su instrumento (la variable de control  $\mathbf{u}_t$ ) que

satisfaga (1). La pregunta que surge, sin embargo, es si se pueden especificar correctamente las ecuaciones de estado con estimaciones de series de tiempo. La discusión anterior permite anticipar que la respuesta a esta pregunta es negativa, ya que dichas ecuaciones pueden estar sujetas a un alto grado de incertidumbre causada por los *shocks* ( $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ ), por la incertidumbre en los parámetros y por la incertidumbre en los datos usados para su estimación. Esto reviste particular importancia ya que, a partir de la solución del problema anterior, se derivan reglas óptimas de política monetaria<sup>8</sup> y, por tanto, dichas reglas dependerán de los parámetros de las ecuaciones de estado. Así, si los parámetros del modelo son inciertos, la regla de política monetaria óptima podría no ser confiable.

La breve revisión de la literatura presentada en esta sección muestra que los distintos tipos de incertidumbre existentes (aditiva, multiplicativa y en los datos) tienen implicancias diferentes e importantes para la conducción de la política monetaria. Cuando la economía está sujeta a incertidumbre aditiva, o incertidumbre en los *shocks* que enfrenta, el banco central podría comportarse como si tuviera certeza total respecto de los resultados de su política, hecho que se conoce como el principio de equivalencia cierta. Este resultado, sin embargo, depende de los supuestos que se adopten respecto de las preferencias del banco central y de la estructura de la economía, ya que este principio es válido solo en un mundo lineal-cuadrático, y depende de si la autoridad monetaria se comporta o no de manera óptima. En lo que se refiere a la incertidumbre multiplicativa o incertidumbre en los parámetros, el hecho de que el banco central no sepa cómo reacciona la economía a sus políticas podría, en principio, justificar la preferencia por una política monetaria gradual. No obstante, no existe consenso sobre este resultado y la literatura muestra que supuestos diferentes en un modelo particular pueden llevar a implicancias distintas, incluyendo una posible preferencia por respuestas de política más agresivas. Por último, la incertidumbre en los datos surge cuando los datos no son conocidos en el

<sup>7</sup> Kuttner (1994) y Saint-Amant y van Norden (1998), usando datos finales sobre el producto, encontraron diferencias sustanciales en las estimaciones de la tendencia bajo diferentes métodos.

<sup>8</sup> Ver, por ejemplo, Svensson (1999).

momento en que se toman las decisiones de política, o cuando contienen errores de medida (resultantes de revisiones previas), o cuando son inobservables. Si bien las decisiones de política están fuertemente condicionadas a la disponibilidad de información, no se justifica un cambio brusco de tales decisiones cuando llega nueva información, ya que la misma puede dar una noción errónea del estado actual de la economía. La literatura ha propuesto reglas de política monetaria que son inmunes a este tipo de incertidumbre; por ejemplo, aquellas que usan la tasa de crecimiento del producto o la tasa de desempleo en lugar de la brecha del producto.

### III. INCERTIDUMBRE EN LOS DATOS: LA BRECHA DEL PRODUCTO

Para analizar la relevancia cuantitativa de la incertidumbre en los datos para el caso de Chile, nos enfocamos en la brecha del producto —definida como la diferencia entre el PIB y su tendencia— para el período 2000 - 2006. Dicho período fue elegido por dos razones: primero, por la disponibilidad de información histórica en las publicaciones de la serie del producto en cada momento del tiempo; y segundo, porque cubre el período en el cual el Banco Central de Chile ha aplicado el esquema de metas de inflación puro para el manejo de su política monetaria. Usamos datos en tiempo real (esto es, los datos con los que cuenta el Banco Central al momento de tomar decisiones de política) y varios métodos conocidos en la literatura para la estimación de la tendencia de producto. Para cada método analizamos tanto el comportamiento de la brecha del producto al final de la muestra, la cual es relevante para las decisiones de política, como las revisiones a dichas estimaciones a lo largo del tiempo. En particular, presentamos las propiedades estadísticas de las revisiones y verificamos la confiabilidad de las estimaciones para cada método.

Dividimos esta sección en dos subsecciones. La primera describe los aspectos metodológicos relacionados con la construcción de la serie brecha del producto en tiempo real y los métodos de extracción de tendencia utilizados. La segunda presenta los resultados de las estimaciones y sus implicancias.

## 1. Aspectos Metodológicos

Las decisiones de política monetaria típicamente se basan en datos en tiempo real, los mismos que son, en esencia, de carácter preliminar (Bernhardson et al., 2005). Lo anterior también es cierto, aunque en menor medida, para datos históricos más antiguos. La naturaleza preliminar de los datos hace que estos estén en constante revisión. Como sugiere el Banco Central de Chile,<sup>9</sup> las revisiones a los datos están motivadas por factores tales como la incorporación de nueva información básica (resultante de nuevas fuentes de información o del mejoramiento de las existentes); el recálculo de las estimaciones (esto es, revisiones atribuidas a nuevas estimaciones);<sup>10</sup> mejoras metodológicas (relacionadas con cambios en métodos estadísticos, conceptos, definiciones y/o clasificaciones); y corrección de errores (tanto en las fuentes básicas como en su cálculo). Un variable que resume el estado actual de la economía y, por tanto, es fundamental para las decisiones de política monetaria es la brecha del producto. En el momento en que se toma una decisión de política, se estima esta variable en base a información preliminar del producto y, por tanto, se hace necesaria una evaluación del grado de confiabilidad de dichas estimaciones.<sup>11</sup> Para esta evaluación, utilizamos datos en tiempo real con el objetivo de replicar la información disponible para la autoridad monetaria en cada momento del tiempo. En este sentido, simulamos el ambiente en tiempo real del proceso de decisión de la política monetaria (Ghlysel, Swanson, y Callan, 2002).

Para analizar la confiabilidad y la precisión estadística de las medidas de brecha del producto de uso común en la literatura, seguimos la propuesta metodológica de Orphanides y van Norden (1999). Esta metodología consiste en medir, en cada momento del tiempo, el grado en que varían las

<sup>9</sup> Informe de Política Monetaria, septiembre 2004.

<sup>10</sup> El recálculo de las estimaciones se refiere a la actualización de los factores estacionales o del período usado como base en las estimaciones a precios constantes.

<sup>11</sup> Si las medidas de brecha del producto no son confiables podría ser ventajoso para el banco central, en algunas situaciones, basar sus decisiones de política monetaria en información sobre el crecimiento del producto (Orphanides et al., 2000; Bernhardson et al., 2005).

estimaciones de la brecha del producto cuando se revisan los datos, esto usando distintas metodologías de estimación de dicha brecha. Lo anterior permite capturar los efectos de las revisiones en los datos y los errores de especificación en los modelos estadísticos usados para calcular la tendencia del producto. La ventaja que tiene este enfoque metodológico es que no requiere de supuestos a priori sobre la estructura verdadera de la economía o sobre el proceso que generó la serie de tiempo para el producto observado. Esta propuesta tiene sus limitaciones: el análisis de la revisión de los datos se basa en la comparación en cada momento del tiempo del producto observado al final de la muestra con el “producto final”, el cual podría tener aún errores de medición.

Orphanides y van Norden (1999) basan su enfoque en dos definiciones clave: la estimación final y la estimación en tiempo real de la brecha del producto. La estimación final es simplemente la diferencia entre la última serie disponible de datos del producto y su tendencia (obtenida mediante algún método de extracción de tendencia). La estimación en tiempo real, en tanto, es una serie de tiempo formada por la última observación de la brecha del producto construida mediante la diferencia entre la serie observada del producto en cada momento del tiempo (cada cosecha) y su tendencia. La estimación en tiempo real para cada período  $t$  contiene todas las revisiones disponibles hasta ese período y representa la estimación que el banco central podría haber calculado al momento de tomar la decisión de política. Formalmente, suponiendo que contamos con las series observadas del producto publicadas en cada momento del tiempo durante  $N$  períodos, tendríamos una matriz  $(\mathbf{y}^1, \mathbf{y}^2, \dots, \mathbf{y}^N)$ , donde cada  $\mathbf{y}^i$  (con  $i=1, \dots, N$ ) es un vector columna que contiene la serie de tiempo del producto, y cada columna es una observación (fila) más corta que la siguiente.<sup>12</sup> Si  $f^{lt}(\cdot)$  es una función que extrae la tendencia de la serie de tiempo  $y$ , la estimación final de la brecha del producto estaría dada por:

$$\text{brecha}^{\text{final}} = \ln(\mathbf{y}^N) - \ln[f^{lt}(\mathbf{y}^N)]. \quad (3)$$

Si definimos la función  $l(\cdot)$  como una función que extrae la última observación real del vector columna

$\mathbf{y}^i$ , se tiene la estimación en tiempo real de la brecha del producto:

$$\begin{aligned} \text{brecha}^{\text{tiempo-real}} = & \ln[ l(\mathbf{y}^1), l(\mathbf{y}^2), \dots, l(\mathbf{y}^N) ] \quad (4) \\ & - \ln\{ l[f^{lt}(\mathbf{y}^1)], l[f^{lt}(\mathbf{y}^2)], \dots, \\ & l[f^{lt}(\mathbf{y}^N)] \} \end{aligned}$$

La diferencia entre las brechas final y en tiempo real del producto representa la revisión total de las estimaciones en cada momento del tiempo. Las propiedades estadísticas de esta serie de revisiones serán una guía para evaluar la confiabilidad y precisión de las estimaciones de la brecha del producto. Para las estimaciones definidas en las ecuaciones (3) y (4), se requiere definir la función  $f^{lt}(\cdot)$  (el método de extracción de tendencia), debido a que en la práctica no se conoce el verdadero producto potencial de la economía ni su proceso generador de datos. Dicha elección es importante, ya que, por lo general, estos métodos generan resultados muy diferentes. En el caso particular de Chile, Gallego y Johnson (2001) encuentran que el conjunto de métodos que utilizan para estimar el componente tendencial del producto entrega una amplia gama de estimaciones. Por tanto, el método definido constituye una fuente adicional de incertidumbre, aparte de la revisión de los datos.

Un método de extracción de tendencia descompone el producto real  $y_t$  (medido en logaritmos) en dos componentes: la tendencia  $y_t^T$  y el ciclo  $y_t^C$ , de tal manera que  $y_t = y_t^T + y_t^C$ . Consideramos cinco métodos univariados alternativos que han sido usados con frecuencia en la literatura: el filtro de Hodrick-Prescott; el filtro de Baxter-King; el filtro de Christiano-Fitzgerald; la tendencia cuadrática y el método de Clark basado en un modelo de componentes inobservables.<sup>13</sup> El cuadro 1 resume dichos métodos y los modelos utilizados para su cálculo. Centramos nuestra atención únicamente en técnicas univariadas de extracción de tendencia, debido a que el uso de técnicas multivariadas requeriría de

<sup>12</sup> En la matriz  $(\mathbf{y}^1, \mathbf{y}^2, \dots, \mathbf{y}^N)$  se consideran las observaciones faltantes como números imaginarios.

<sup>13</sup> Ver Orphanides y van Norden (1999) para una extensa revisión de los métodos de extracción de tendencia y sus principales ventajas y desventajas. Adicionalmente, ver Gallego y Johnson (2001) para una interesante recopilación del uso de estos métodos en distintos bancos centrales del mundo.

la compilación de información de datos no revisados (en tiempo real) para cada posible regresor del modelo. Por tanto, las conclusiones que se derivan del análisis corresponden solo a la evaluación de los filtros univariados usados aquí y no pueden ser aplicadas a otros métodos alternativos, como los que utilizan el Banco Central de Chile y algunos autores para nuestro país (ver Gredig, 2007; Fuentes, Gredig, y Larraín, 2007).<sup>14</sup>

El filtro de Hodrick-Prescott (HP) es quizá uno de los métodos más populares para la extracción de tendencias y se basa en la elección de la tendencia que minimiza la varianza del componente cíclico de la serie, sujeto a una penalización por variaciones en la segunda diferencia del componente de crecimiento del ciclo (Hodrick y Prescott, 1997). Por su parte, tanto el filtro de Baxter-King como el de Christiano-Fitzgerald se basan en la suavización de la serie por medio de promedios móviles ponderados. La diferencia fundamental entre ambos, para el caso aquí considerado de filtros simétricos, radica en la elección de la función objetivo que define los ponderadores (Baxter y King, 1999; Christiano y Fitzgerald, 2003). Adicionalmente, el filtro de Christiano-Fitzgerald, cuando se considera la presencia de raíces unitarias, impone la restricción de suma cero para los ponderadores del filtro. El método de tendencia cuadrática, en tanto, es un método de componentes determinísticos que supone que la serie de tendencia muestra un comportamiento generado por un polinomio de segundo orden y, en este sentido, es un método flexible al momento de detectar cambios lentos en la tendencia.<sup>15</sup> Por último, el modelo de componentes inobservables permite especificar los procesos generadores de datos para la serie de tiempo del producto y usar los mismos para identificar los componentes de tendencia y ciclo. Clark (1987) propone un modelo que supone que el componente de tendencia sigue un proceso de caminata aleatoria con cambios de nivel (drift) y el componente ciclo sigue un proceso autorregresivo de orden 2. La principal ventaja de este tipo de filtro es que permite especificar una dinámica de corto plazo más rica para el modelo.

**CUADRO 1**

**Métodos Alternativos de Cálculo de la Tendencia del Producto**

Método	Modelo
Hodrick-Prescott ( $\lambda = 1,600$ )	$y_t^T = \arg \min \sum_{t=1}^T \left[ (y_t - y_t^T)^2 + \lambda (\Delta^2 y_{t+1}^T) \right]$
Baxter-King (6, 32) <sup>a</sup>	$y_t^T = \sum_{c=1}^{q+1} \omega^{BK}(1, c) y_{t+1-c} + \sum_{c=2}^{q+1} \omega^{BK}(1, c) y_{t+c-1}$ $t = q + 1, \dots, n - q$
Christiano-Fitzgerald (6, 32, 1, 0, 0) <sup>b</sup>	$y_t^T = \sum_{c=1}^{q+1} \omega^{CF}(1, c) y_{t+1-c} + \sum_{c=2}^{q+1} \omega^{CF}(1, c) y_{t+c-1}$ $t = q + 1, \dots, n - q$
Tendencia cuadrática	$y_t = \alpha + \beta t + \gamma t^2 + y_t^C$
Clark (Componentes inobservables)	$y_t = y_t^T + y_t^C$ $y_t^T = g_{t-1} + y_{t-1}^T + \nu_t$ $g_t = g_{t-1} + \omega_t$ $y_t^C = \delta_1 y_{t-1}^C + \delta_2 y_{t-2}^C + e_t$

Fuente: Cálculos propios.

a. Los números 6 y 32 representan el mínimo y máximo de períodos de oscilación deseados para datos trimestrales.  
b. Los números 6 y 32 tienen la misma interpretación que en el filtro Baxter-King. Los números 1, 0, 0 representan existencia de raíz unitaria, sin cambios de nivel (*drift*) y filtro simétrico, respectivamente.

**2. Resultados**

Las series de producto observadas en cada momento del tiempo fueron construidas a partir de datos recopilados de los boletines mensuales del Banco Central de Chile. Se construyó una serie del producto para cada nueva cifra estadística en que se publicaba un nuevo registro del producto que incluyó las correcciones de los datos hacia atrás.<sup>16</sup> Para la evaluación

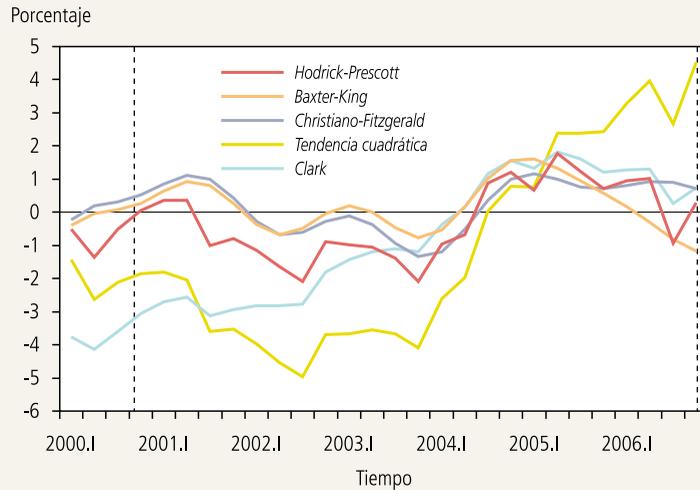
<sup>14</sup> El enfoque que actualmente utiliza el Banco Central de Chile para estimar la brecha del producto se basa en la función de producción.

<sup>15</sup> Su simplicidad lo ha hecho bastante popular en aplicaciones empíricas sobre política monetaria (ver por ejemplo Clarida, Galí, y Gertler, 1998); no obstante, su uso ha generado bastante controversia debido al argumento de que un mejor modelamiento del producto requiere de componentes estocásticos en el modelo.

<sup>16</sup> En algunos casos, las revisiones eran observadas uno o dos trimestres hacia atrás y en otros, como los períodos de cambios de base, las revisiones se dieron sobre la serie completa. El Banco Central revisó las cuentas nacionales y cambió el año base en dos ocasiones durante el período muestral: La primera en el cuarto trimestre del 2001, cuando lo cambió de 1986 a 1996, y la segunda en el último trimestre del 2006, cuando estableció el año base 2003. La línea punteada vertical en los gráficos 1 a 3 muestra estos cambios.

GRÁFICO 1

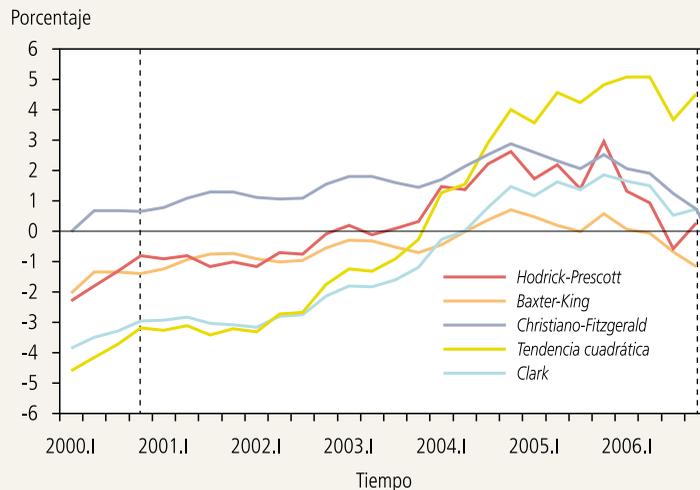
### Estimación de la Brecha de Producto de Chile con Datos Finales (porcentaje)



Fuente: Cálculos propios.

GRÁFICO 2

### Estimación de la Brecha de Producto de Chile con Datos en Tiempo Real (porcentaje)



Fuente: Cálculos propios.

cuantitativa de la incertidumbre en las estimaciones de la brecha del producto consideramos el período comprendido entre el primer trimestre del 2000 y el último trimestre del 2006, en cambio las estimaciones de la brecha del producto se basaron en información desde 1986.<sup>17</sup> En este sentido, la primera serie de

tiempo con la que contamos abarca desde el primer trimestre de 1986 hasta el primer trimestre del 2000. La serie siguiente contiene un trimestre adicional a la anterior y esto ocurre sucesivamente hasta la última serie, la cual comprende el período completo, es decir, desde el primer trimestre de 1986 hasta el último trimestre del 2006. Todas las series del producto fueron desestacionalizadas mediante el procedimiento X-12 ARIMA utilizado por el Banco Central de Chile. Por tanto, las series reflejan, además de las revisiones, la reestimación de los factores estacionales. Finalmente, la serie publicada el último trimestre del 2006 es la que consideramos como la serie final del producto, reconociendo que esta serie contiene datos que serán revisados en el futuro.

La recopilación de información arriba descrita produjo un total de veintiocho series del producto en cada momento del tiempo, a las cuales se aplicaron los cinco métodos de extracción de tendencia para el cálculo de la brecha del producto. Siguiendo la metodología de Orphanides y van Norden (1999), la serie brecha del producto para la última de estas series constituye nuestra estimación final, y la serie construida con la última observación de cada una de las brechas del producto calculadas con las veintiocho series es nuestra estimación en tiempo real. Los gráficos 1 y 2 muestran dichas estimaciones usando datos finales y en tiempo real.

Como se muestra en los gráficos, la mayoría de las estimaciones generadas por los distintos métodos de extracción de tendencia muestran

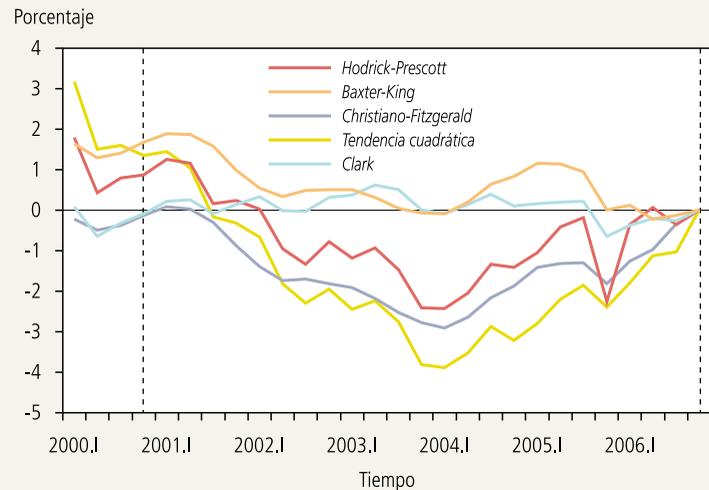
<sup>17</sup> Para que un filtro estadístico dé resultados razonables, se requiere de al menos un ciclo completo en la serie, lo cual hace necesarias series de tiempo largas.

patrones similares de comportamiento. Lo anterior es válido tanto para las estimaciones con datos finales como para aquellas obtenidas con datos en tiempo real. La única excepción es la brecha del producto calculada sobre la base de una tendencia cuadrática. A pesar de los comovimientos observados en las distintas series, la magnitud de los cambios varía considerablemente de un método a otro. Los distintos métodos muestran un rango amplio de estimaciones para la brecha del producto. La diferencia promedio entre la estimación más baja y la más alta es 6% para los datos finales y 12% para los datos en tiempo real. Los ordenes de magnitud de estas diferencias son considerables ya que son muy superiores a la diferencia entre el punto más alto y el más bajo del ciclo dentro el período considerado (alrededor de 5% para ambos tipos de datos y para la mayoría de los filtros). La dispersión promedio existente entre los métodos también es importante y alcanza a 2.3% para datos finales y 4.3% para datos en tiempo real. Además, las estimaciones con datos finales tienden a juntarse entre el cuarto trimestre del 2004 y el tercer trimestre del 2005 y se mantienen relativamente cerca hacia el final del período de análisis, con excepción de la brecha calculada con la tendencia cuadrática. Este último patrón no se observa con las estimaciones en tiempo real. Para aportar una idea cualitativa de la importancia de las revisiones en los datos, el gráfico 3 muestra la diferencia entre las estimaciones con datos finales y las obtenidas con datos en tiempo real para los cinco métodos de extracción de tendencia. Dicha diferencia representa la revisión total en la brecha del producto.

El gráfico revela que la magnitud de las revisiones también es importante y que hay diferencias sustanciales entre los distintos filtros utilizados, siendo la dispersión promedio de las revisiones entre las distintas medidas de 2.8%. Los casos más extremos se observan a principios del 2004, donde las revisiones para los métodos HP, CF y tendencia cuadrática fueron las más importantes de toda la muestra. Lo anterior se debe a que estos filtros no capturaron adecuadamente

GRÁFICO 3

### Correcciones Totales a la Brecha del Producto de Chile (porcentaje)



Fuente: Cálculos propios.

el cambio de signo en la brecha del producto en ese período (ver gráficos 1 y 2), lo cual sugiere que las estimaciones en tiempo real fueron poco precisas. Nótese también que lo anterior no se cumple para los métodos BK y Clark y de hecho en ese mismo período las revisiones fueron casi nulas. Por el contrario, las revisiones más importantes para estos últimos dos filtros se observaron al principio de la muestra. Para una mejor comprensión de las diferencias entre las estimaciones con datos finales y en tiempo real, en los cuadros 2 y 3 presentamos algunas estadísticas descriptivas de las estimaciones de la brecha del producto y de las revisiones, respectivamente, para los cinco filtros considerados. Asimismo, el gráfico 4 muestra el comportamiento temporal de todas estas estimaciones.

Comparando los resultados presentados en los cuadros 2 y 3 se observa que, en promedio, las revisiones totales son de la misma o mayor magnitud que las mismas brechas del producto estimadas para todos los filtros utilizados.<sup>18</sup> Algo similar ocurre con la brecha promedio en valor absoluto. Esto confirma

<sup>18</sup> Este resultado es cualitativamente similar al encontrado por Orphanides y van Norden (1999) para la economía norteamericana.

CUADRO 2

**Medidas de Brecha del Producto Calculadas con Datos Finales y en Tiempo Real**  
(estadísticas descriptivas)

<b>Filtro y tipo de datos</b>	<b>Promedio</b>	<b>Valor absoluto</b>	<b>Desviación estándar</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>	<b>Correlación</b>
<b>Hodrick-Prescott</b>						
Finales	-0.003	0.010	0.011	-0.021	0.018	1.000
Tiempo real	0.002	0.012	0.014	-0.023	0.030	0.611
<b>Baxter-King</b>						
Finales	0.002	0.006	0.007	-0.012	0.016	1.000
Tiempo real	-0.005	0.007	0.007	-0.020	0.007	0.561
<b>Christiano-Fitzgerald</b>						
Finales	0.002	0.007	0.008	-0.013	0.012	1.000
Tiempo real	0.015	0.015	0.007	0.000	0.029	0.203
<b>Tendencia cuadrática</b>						
Finales	-0.012	0.028	0.029	-0.050	0.045	1.000
Tiempo real	0.001	0.031	0.035	-0.046	0.051	0.841
<b>Clark</b>						
Finales	-0.010	0.019	0.020	-0.041	0.018	1.000
Tiempo real	-0.011	0.020	0.020	-0.039	0.019	0.988

Fuente: Cálculos propios.

CUADRO 3

**Revisiones Totales en la Brecha del Producto**  
(estadísticas descriptivas)

<b>Filtro</b>	<b>Promedio</b>	<b>Valor absoluto</b>	<b>Desviación estándar</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>	<b>AR(1)</b>
Hodrick-Prescott	-0.005	0.010	0.011	-0.024	0.018	0.700
Baxter-King	0.007	0.007	0.007	-0.002	0.019	0.875
Christiano-Fitzgerald	-0.013	0.013	0.009	-0.029	0.001	0.939
Tendencia cuadrática	-0.013	0.020	0.019	-0.039	0.032	0.842
Clark	0.000	0.002	0.003	-0.006	0.006	0.473

Fuente: Cálculos propios.

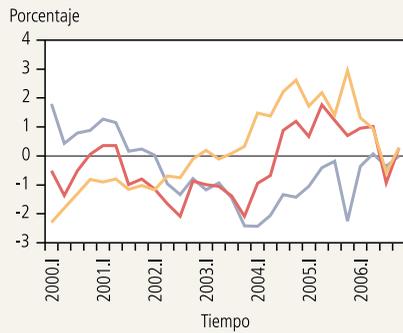
lo ya discutido antes, dado que las revisiones son de magnitud significativa, sea que la economía se encuentre en recesión o en expansión. Respecto de los puntos mínimos y máximos del ciclo, solo en el caso del método de Clark las estimaciones con datos finales y en tiempo real tienden a mostrar los valores más bajos en el mismo período (ver gráfico 4, panel E), en tanto que el valor máximo de la brecha estimada con datos finales y en tiempo real coincide

en el mismo período para los filtros BK, tendencia cuadrática y Clark (ver paneles B, D y E del gráfico 4). Lo anterior sugiere que la mayoría de los métodos no consiguen identificar la magnitud de los períodos recesivos. La última columna del cuadro 2 muestra los coeficientes de correlación entre las estimaciones con datos finales y con datos en tiempo real para cada filtro. Las correlaciones más altas se observan para los métodos de Clark y tendencia cuadrática (sobre

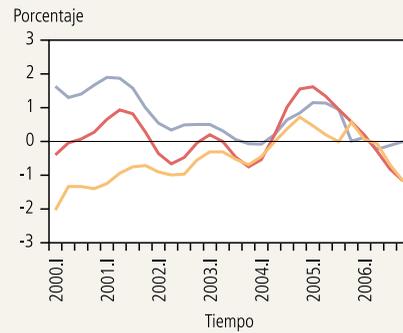
**GRÁFICO 4**

**Estimaciones y Correcciones de la Brecha del Producto con Datos Finales y en Tiempo Real (filtros alternativos, porcentaje)**

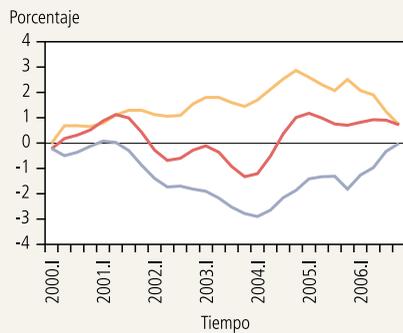
**A. Hodrick- Prescott**



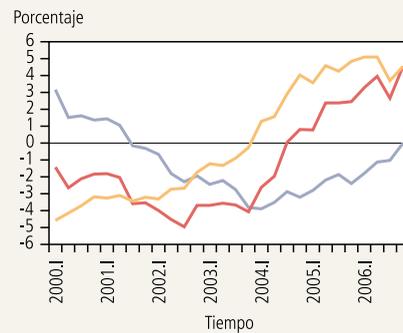
**B. Baxter-King**



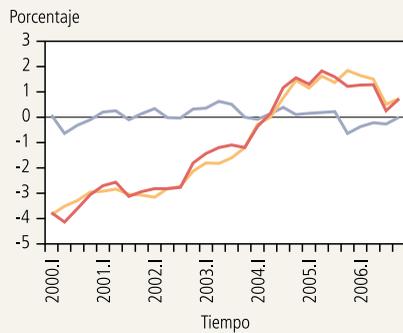
**C. Christiano-Fitzgerald**



**D. Tendencia cuadrática**



**E. Clark**



— Estimadores finales  
— Estimadores en tiempo real  
— Revisión total

Fuente: Cálculos propios.

CUADRO 4

**Medidas de Confiabilidad de las Estimaciones en Tiempo Real  
para Filtros Alternativos<sup>a</sup>**  
(estadísticas descriptivas)

Filtro	Correlación	N/S	OPSIGN	XSIZE
Hodrick-Prescott	0.611	1.055	0.286	0.500
Baxter-King	0.560	0.902	0.321	0.536
Christiano-Fitzgerald	0.203	1.229	0.393	0.750
Tendencia cuadrática	0.841	0.650	0.071	0.214
Clark	0.988	0.156	0.000	0.036

Fuente: Cálculos propios.

a. La primera columna presenta la correlación entre las series finales y en tiempo real para cada filtro. El indicador N/S es el ratio entre la desviación estándar de la revisión y la desviación estándar de la estimación final de la brecha del producto y es una aproximación al ratio ruido-a-síñal. El indicador OPSING muestra la frecuencia en que las estimaciones de la brecha del producto en tiempo real tienen signo distinto al de las estimaciones con datos finales. El indicador XSIZE muestra la frecuencia en que la revisión en valor absoluto excede al valor absoluto de la brecha del producto estimada con datos finales.

0.8), en tanto que los filtros CF y BK producen las correlaciones más bajas. Otro elemento importante de considerar es el grado de persistencia que pueden mostrar las revisiones, ya que, en la medida en que estas persistan en el tiempo, las discrepancias entre las estimaciones finales y en tiempo real tenderán a mantenerse o demorarán mucho tiempo en desaparecer. En la última columna del cuadro 3 se reportan los coeficientes de autocorrelación de primer orden estimados para las revisiones totales, los cuales indican que estas son bastante persistentes, con excepción del método de Clark.

La pregunta que queda por responder es si las distintas medidas de brecha del producto construidas con datos en tiempo real son confiables.<sup>19</sup> Dado que los diferentes métodos tienen una variación importante en el tamaño del componente cíclico que producen, conviene más buscar comparar la confiabilidad de las estimaciones en tiempo real mediante indicadores que sean independientes de la escala. El cuadro 4 presenta las medidas de confiabilidad usadas por Orphanides y van Norden (1999). En la primera columna, se presenta la correlación entre las series finales y en tiempo real para cada método. Los otros tres indicadores que aparecen en el cuadro 4 miden de manera diferente la importancia relativa de las revisiones (el valor ideal para estos indicadores es cero). El primer indicador, denominado N/S, es el ratio entre la desviación estándar de la revisión y la desviación

estándar de la estimación final de la brecha del producto, y busca tener una medida aproximada del ratio entre el ruido y la señal. El indicador OPSING indica la frecuencia con que la estimación de la brecha del producto con datos en tiempo real muestra un signo diferente al estimado con datos finales. Finalmente, el indicador XSIZE muestra la frecuencia con que el valor absoluto de la revisión excede al valor absoluto de la brecha del producto construida con datos finales. El método de Clark y el de tendencia cuadrática son los filtros que tienen los menores niveles de ruido y las menores frecuencias donde las observaciones presentan error de signo y revisiones significativas en magnitud. El filtro CF es el que tiene el peor desempeño según estas medidas de confiabilidad.

En suma, los resultados anteriores muestran que, en general, las revisiones de la brecha del producto parecen ser importantes y persistentes para el período considerado, y que las correlaciones entre la brecha calculada con datos finales y con datos en tiempo real son relativamente bajas. No obstante, el método de Clark muestra las mejores

<sup>19</sup> Definimos confiabilidad en el sentido de cuantificar la diferencia entre las estimaciones con datos finales y aquellas generadas con datos en tiempo real. Por tanto, las estimaciones no dicen nada sobre la confianza que da cada uno de los métodos como herramientas para la estimación de la verdadera brecha del producto (Bernhardsen et al., 2005).

estadísticas. El análisis también revela que el método de Clark es el más confiable con datos en tiempo real.<sup>20</sup> Comparando nuestros resultados con los obtenidos por Orphanides y van Norden (1999) para la economía norteamericana, encontramos que las distintas medidas de confiabilidad en general producen valores similares. Estos resultados implican que se debe tener cautela al evaluar el nivel de la brecha del producto construida con datos en tiempo real. Nuestros resultados deben ser considerados como un límite inferior a los errores de medida que podrían contener las estimaciones de la brecha del producto, esto debido a que las comparaciones se realizan respecto de una medida de brecha final que puede contener datos aún no revisados.

#### IV. INCERTIDUMBRE ADITIVA E INCERTIDUMBRE MULTIPLICATIVA

Para analizar la relevancia empírica de las incertidumbres aditiva y multiplicativa usamos datos para el período 1990–2006, pero ponemos especial énfasis en el subperíodo 1999–2006, que es en el cual rige el esquema de metas de inflación puro. Adoptamos una versión ligeramente modificada de la especificación *forward-looking* de Svensson (2000) y Al-Eyd y Karasulu (2008) para estimar las ecuaciones que rigen el comportamiento de una economía pequeña y abierta, como la chilena (esto es, la demanda agregada, la curva de Phillips y la condición de paridad descubierta de tasas de interés). Al igual que Zhang y Semmler (2005), no incluimos una regla de política monetaria en esta especificación, debido a que el objetivo del artículo es analizar las fuentes primarias de incertidumbre que enfrenta el Banco Central, las mismas que están relacionadas con la estructura y el comportamiento de la economía.<sup>21</sup> Para capturar las fuentes de incertidumbre, estimamos el modelo con parámetros que varían en el tiempo y suponiendo que los *shocks* tienen varianzas estado-dependiente (dos estados que siguen un proceso de Markov de primer orden). Esta estrategia nos permite descomponer la varianza condicional del error de predicción en dos componentes: el asociado a incertidumbre en los parámetros (incertidumbre multiplicativa) y el asociado a la incertidumbre en los *shocks* del modelo (incertidumbre aditiva).

## 1. Aspectos Metodológicos

La literatura empírica sobre las incertidumbres aditiva y multiplicativa por lo general utiliza modelos que toman en cuenta explícitamente la volatilidad estocástica que puede estar presente en los errores (heterocedasticidad) y parámetros que varían en el tiempo (Zhang y Semmler, 2005). Entre los estudios que han tratado explícitamente la incertidumbre en parámetros, se puede citar los de Cogley y Sargent (2002), que estudia la dinámica de la inflación en Estados Unidos en el período post Segunda Guerra Mundial mediante un modelo VAR bayesiano con parámetros que varían en el tiempo (TVP), y Semmler, Greiner, y Zhang (2005), que estima una curva de Phillips y una regla de política monetaria a la Taylor para la Zona Euro, también con parámetros que varían en el tiempo. Ambos estudios encuentran evidencia de cambios sustanciales en los parámetros del modelo. Sin embargo, si bien los modelos con parámetros que varían en el tiempo evidencian grados importantes de incertidumbre, esta no puede ir separada de la incertidumbre aditiva en el proceso de modelamiento. Esto es así porque, al no considerarse la incertidumbre aditiva, la volatilidad de los parámetros podría verse exacerbada al capturarse parte de ella (Sims, 2002). Sims y Zha (2006), quienes estudian cambios de régimen en la dinámica de la economía norteamericana, encuentran mayor estabilidad en la dinámica del modelo, pero inestabilidad en la varianza de los errores. En respuesta, Cogley y Sargent (2005) modifican su modelo original considerando tanto parámetros que varían en el tiempo como volatilidad estocástica, y encuentran cambios de régimen. Ejemplos más recientes de estimación de reglas de Taylor con parámetros que varían en el tiempo y volatilidad estocástica se pueden encontrar en Kim y Nelson (2006) y Zampolli (2006).

<sup>20</sup> Como prueba de robustez calculamos las medidas de confiabilidad en tiempo real usando las estimaciones de la brecha del producto con datos sin ajuste estacional y desestacionalizados mediante variables *dummy* estacionales. Nuestras conclusiones no cambian (para mayor detalle, ver apéndice A). Este ejercicio se realizó con el objetivo de verificar si la reestimación de los factores estacionales, que no están presentes en los datos sin desestacionalizar y son constantes si usan *dummies* estacionales, tiene influencia en nuestros resultados.

<sup>21</sup> Más aún, los parámetros de la regla óptima de política monetaria dependerán de la estructura y el comportamiento de la economía.

Para incorporar ambos tipos de incertidumbre, la aditiva y la multiplicativa, seguimos el enfoque de Zhang y Semmler (2005). Utilizamos un modelo con parámetros que varían en el tiempo y *shocks* que tienen varianzas estado-dependiente. A diferencia de Cogley y Sargent (2005), para quienes la varianzas de los *shocks* cambia período a período, aquí suponemos que dicha varianzas tiene solo dos estados (alta volatilidad y baja volatilidad), y que estos siguen un proceso de Markov como en Sims y Zha (2006).<sup>22</sup> Esta especificación, además de tener la ventaja de tratar ambos tipos de incertidumbre en un mismo modelo, permite descomponer la varianzas del error de predicción en dos componentes: el asociado a la incertidumbre aditiva y el asociado a la incertidumbre multiplicativa (Kim, 1993).

Para las ecuaciones de comportamiento de la economía empleamos una versión ligeramente modificada de la especificación de Svensson (2000) y Al-Eyd y Karasulu (2008). Dicha especificación es una versión del modelo Neo keynesiano para una pequeña economía abierta y está compuesta por la curva IS (demanda agregada), la oferta agregada de corto plazo (curva de Phillips) y la condición de paridad descubierta de tasas de interés reales (PDT). A diferencia de estos autores, nuestra especificación permite posibles desviaciones de la PDT, dadas por la existencia de imperfecciones en el mercado de capitales, control de capitales, burbujas especulativas, etc. Como es usual en la literatura de los modelos dinámicos de equilibrio general estocástico (DSGE de sus siglas en inglés), las desviaciones de la PDT se pueden capturar incluyendo un componente *backward-looking* en la especificación original de Svensson (2000) y Al-Eyd y Karasulu (2008). Así, las ecuaciones de comportamiento de la economía pueden formularse de la siguiente manera:

$$y_t = \theta_{1,t} y_{t-1} + \theta_{2,t} E_t[y_{t+1}] + \theta_{3,t} r_{t-1} + \theta_{4,t} q_{t-1} + \varepsilon_t^d, \quad (5)$$

$$\pi_t = \phi_{1,t} \pi_{t-1} + \phi_{2,t} E_t[\pi_{t+1}] + \phi_{3,t} y_{t-1} + \phi_{4,t} q_t + \varepsilon_t^s, \quad (6)$$

y

$$q_t = \gamma_{1,t} E_t[q_{t+1}] + \gamma_{2,t} (r_t - r_t^f) + \gamma_{3,t} q_{t-1} + v_t, \quad (7)$$

Donde  $y_t$  representa la brecha del producto real,  $\pi_t$  es la tasa de inflación,  $r_t$  es la tasa de interés real de

corto plazo,  $q_t$  es el tipo de cambio real y  $r_t^f$  es la tasa de interés real foránea, todas observadas en el período  $t$ . Los términos  $E_t[y_{t+1}]$ ,  $E_t[\pi_{t+1}]$  y  $E_t[q_{t+1}]$  representan las expectativas para el período  $t+1$  de la brecha del producto, la tasa de inflación y el tipo de cambio real, respectivamente, condicional en la información disponible en el período  $t$  ( $E_t$  es el operador de expectativas)  $\varepsilon_t^d$ ,  $\varepsilon_t^s$  y  $v_t$  son *shocks* con varianzas estado-dependientes. Los primeros dos son *shocks* de demanda y oferta, respectivamente, y el último es un *shock* asociado al mercado cambiario. En palabras de Al-Eyd y Karasulu (2008), este último término de perturbación puede interpretarse como una prima de riesgo que captura los efectos inobservables de los sentimientos en el mercado cambiario. Por último,  $\theta_{i,t}$  (con  $i = 1,2,3,4$ ),  $\phi_{i,t}$  (con  $i = 1,2,3,4$ ) y  $\gamma_{i,t}$  (con  $i = 1,2,3$ ) son parámetros que varían en el tiempo.

Dos observaciones interesantes surgen de esta especificación. Primero, la inclusión explícita del tipo de cambio en el modelamiento es relevante para una economía como Chile que utiliza el esquema de metas de inflación como marco de política monetaria. Esto es así debido a que se introduce un importante canal adicional de transmisión de la política monetaria, respecto de los modelos de economía cerrada, e incorpora el efecto de *shocks* externos sobre la economía nacional. Segundo, la especificación incorpora tanto términos *forward-looking* como *backward-looking* (modelos híbridos), aspecto que, por lo menos para la curva de Phillips, tiene soporte en la evidencia empírica hallada para el caso de Chile (Caputo, Liendo y Medina, 2006; Céspedes, Ochoa y Soto, 2005). La justificación del término *forward-looking* de la curva de Phillips se basa en los modelos de precios rígidos à la Calvo (1983), cuyos mecanismos de fijación de salarios (o precios) están incorporados en gran parte de los contratos laborales en Chile.

Más allá de sus ventajas, la inclusión de componentes *forward-looking* en el modelo introduce el problema de cómo medir o aproximar estos componentes, ya que la decisión que se tome puede tener importantes implicancias para las propiedades de los estimadores

<sup>22</sup> Estos autores suponen que la varianzas de los errores de regresión sigue un proceso de Markov con tres estados.

(consistencia). En la literatura se han propuesto diversas formas de tratar estas variables y las técnicas de estimación más apropiadas en cada caso. Una opción obvia es utilizar datos ex post, es decir, aproximar las variables de expectativas con sus respectivos valores futuros observados. Si bien esta opción es operacionalmente simple, genera sesgo de endogeneidad en la estimación de los parámetros del modelo, el cual, a su vez, lleva a estimaciones que son inconsistentes (Kim y Nelson, 2006).<sup>23</sup>

Galí y Gertler (1999), Roberts (2001) y Galí, Gertler, y López-Salido (2005) proponen una metodología para lidiar con el problema de endogeneidad que se basa en el uso de datos ex-post para el componente *forward-looking* del modelo y el método generalizado de momentos (GMM) para instrumentalizar las expectativas. El uso de las técnicas GMM para la estimación de curvas de Phillips y reglas de Taylor *forward-looking* es muy común en la literatura.<sup>24</sup> En esta línea, Kim (2004, 2006) propuso aplicar variables instrumentales para la estimación, en presencia de regresores endógenos, de modelos con parámetros que varían en el tiempo y con cambios de régimen. Esta propuesta metodológica resuelve el problema de endogeneidad aplicando el filtro de Kalman en una estimación en dos etapas à la Heckman (1976).<sup>25</sup> La especificación de las ecuaciones de comportamiento (5) a (7) se puede escribir en su notación estado-espacio bajo la propuesta metodológica de Kim (2004, 2006), de la siguiente manera:

$$\begin{aligned}
 x_t &= \mathbf{w}_t' \beta_{1,t} + \mathbf{v}_t' \beta_{2,t} + \varepsilon_t, & \varepsilon_t &\sim N(0, \sigma_{\varepsilon,S_t}^2); \\
 \beta_t &= \beta_{t-1} + \eta_t, & \eta_t &\sim N(\mathbf{0}, \mathbf{Q}_\eta); \\
 \mathbf{v}_t &= \mathbf{Z}_t' \delta_t + \xi_t, & \xi_t &\sim N(\mathbf{0}, \mathbf{Q}_\xi); \\
 \delta_t &= \delta_{t-1} + \kappa_t, & \kappa_t &\sim N(\mathbf{0}, \mathbf{Q}_\kappa); \\
 \sigma_{\varepsilon,S_t}^2 &= \sigma_{\varepsilon,0}^2 + (\sigma_{\varepsilon,1}^2 - \sigma_{\varepsilon,0}^2) S_t, & \sigma_{\varepsilon,1}^2 &> \sigma_{\varepsilon,0}^2;
 \end{aligned}
 \tag{8}$$

donde  $x_t$  representa el vector de variables de estado ( $y_t$ ,  $\pi_t$ , y  $q_t$  para la demanda agregada, la curva de Phillips y la PDT, respectivamente),  $\mathbf{w}_t$  es el vector de variables explicativas que se presumen exógenas o predeterminadas ( $y_{t-1}$ ,  $r_{t-1}$  y  $q_{t-1}$  para la demanda agregada,  $\pi_{t-1}$ ,  $y_{t-1}$  y  $q_t$  para la curva de Phillips, y  $r_t - r_t^f$  y  $q_{t-1}$  para la PDT),  $\mathbf{v}_t$  es el vector de variables explicativas endógenas, las cuales

están correlacionadas con los errores del modelo  $\varepsilon_t$  ( $y_{t+1}$ ,  $\pi_{t+1}$  y  $q_{t+1}$ , respectivamente),  $\mathbf{Z}_t$  es el vector de variables instrumentales,  $\beta_t = (\beta_{1,t}, \beta_{2,t})'$  y  $\delta_t$  son vectores de parámetros que varían en el tiempo,  $\eta_t$ ,  $\xi_t$  y  $\kappa_t$  son errores gaussianos con matriz de varianzas y covarianzas igual a  $\mathbf{Q}_i$  con  $i = \eta, \xi, \kappa$ , y  $S_t$  es una variable indicador inobservable que toma el valor 1 en el estado de alta volatilidad y cero en caso contrario. Suponemos que la varianza de los errores  $\varepsilon_t$  presenta dos estados con probabilidades de transición que siguen un proceso de Markov y que pueden ser expresadas como  $\Pr[S_t = 1 / S_{t-1} = 1] = p$  y  $\Pr[S_t = 0 / S_{t-1} = 0] = q$ .

Kim (2006) propone especificar la endogeneidad presente en el modelo suponiendo que la correlación existente entre el término de error  $\varepsilon_t$  y el error de predicción estandarizado asociado a las variables endógenas  $\xi_t^*$  (esto es, el error de predicción asociado a la expectativa racional de los agentes) es constante e igual a  $\rho$ . Por otro lado, y considerando que la varianza de los errores es estado-dependiente, Kim (2004) plantea que dicha correlación también será estado-dependiente. Con esto, el error del modelo puede reformularse como:

$$\varepsilon_t = \xi_t^* \rho_{S_t} \sigma_{\varepsilon,S_t} + \sqrt{1 - \rho_{S_t}^2} \rho_{S_t} \sigma_{\varepsilon,S_t} \omega_t,$$

con  $\omega_t \sim N(0, 1)$ . A partir de esta última expresión, se puede reescribir la primera ecuación del modelo (8) de la siguiente manera:

$$\begin{aligned}
 x_t &= \mathbf{w}_t' \beta_{1,t} + \mathbf{v}_t' \beta_{2,t} + \xi_t^* \rho_{S_t} \sigma_{\varepsilon,S_t} \\
 &\quad + \sqrt{1 - \rho_{S_t}^2} \rho_{S_t} \sigma_{\varepsilon,S_t} \omega_t,
 \end{aligned}
 \tag{9}$$

<sup>23</sup> Este hecho es relevante si se toma en cuenta que uno de los objetivos del artículo es estudiar justamente la incertidumbre asociada a los parámetros del modelo. Otra forma simple es utilizar datos de encuestas de expectativas para construir variables proxy de las expectativas (Roberts, 1995). Sin embargo, esta alternativa tiene dos problemas: el primero asociado a la disponibilidad de series de tiempo largas para la estimación y el segundo al error de medida presente en las encuestas.

<sup>24</sup> Para el caso de Chile existen varios estudios que aplican esta metodología como, por ejemplo, Céspedes, Ochoa y Soto (2005), quienes estiman una curva de Phillips híbrida, y Corbo (2002), que estima una función de reacción para el Banco Central.

<sup>25</sup> Kim y Nelson (2006) usan esta metodología para estimar una regla de Taylor *forward-looking* con datos ex post para Estados Unidos.

con  $\omega_t \sim N(0, 1)$ , donde  $\rho_{S_t} = \rho_0 + (\rho_1 - \rho_0)S_t$  y  $S_t$  es la misma variable indicador definida antes. En esta última ecuación, el error del modelo es independiente de  $\mathbf{v}_t$  y  $\xi_t^*$ , por lo que la estimación generará parámetros consistentes. Para la estimación, Kim (2004, 2006) propone el siguiente procedimiento en dos etapas. El primer paso consiste en estimar el modelo que instrumentaliza las variables endógenas usando el método de máxima verosimilitud basado en el filtro de Kalman convencional, esto es:

$$\begin{aligned} \mathbf{v}_t &= \mathbf{Z}_t' \delta_t + \xi_t, & \xi_t &\sim N(\mathbf{0}, \mathbf{Q}_\xi); \\ \delta_t &= \delta_{t-1} + \kappa_t, & \kappa_t &\sim N(\mathbf{0}, \mathbf{Q}_\kappa). \end{aligned} \tag{10}$$

El error de predicción estandarizado de  $\mathbf{v}_t$  se calcula entonces como:

$$\xi_t^* = \mathbf{Q}_{\xi,t|t-1}^{-1/2} \left( \mathbf{v}_t - \mathbf{Z}_t' \mathbf{d}_{t|t-1} \right),$$

para todo  $t = 1, 2, \dots, T$ . La segunda etapa consiste en utilizar el error de predicción calculado para estimar el siguiente modelo usando técnicas de máxima verosimilitud que combinan el filtro de Kalman y el algoritmo de maximización de expectativas (EM) propuesto por Hamilton (1989, 1990):<sup>26</sup>

$$\begin{aligned} x_t &= \mathbf{w}_t' \beta_{1t} + \mathbf{v}_t' \beta_{2t} + \xi_t^* \rho_{S_t} \sigma_{\varepsilon,S_t} \\ &+ \sqrt{1 - \rho_{S_t}^2} \rho_{S_t} \sigma_{\varepsilon,S_t} \omega_t, & \omega_t &\sim N(0,1); \end{aligned}$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \eta_t, \quad \eta_t \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{Q}_\eta); \tag{11}$$

$$\sigma_{\varepsilon,S_t}^2 = \sigma_{\varepsilon,0}^2 + (\sigma_{\varepsilon,1}^2 - \sigma_{\varepsilon,0}^2) S_t, \quad \sigma_{\varepsilon,1}^2 > \sigma_{\varepsilon,0}^2;$$

$$\rho_{S_t} = \rho_0 + (\rho_1 - \rho_0) S_t.$$

Para terminar, a partir de la especificación (8), Kim (1993) sugiere un procedimiento para descomponer la varianza condicional del error de predicción  $f$  en dos componentes:  $f^1$  o la varianza condicional debida a cambios (o desconocimiento) en los parámetros del modelo (incertidumbre multiplicativa) y  $f^2$  o la varianza condicional debida a la heterocedasticidad en el término de error (incertidumbre aditiva).<sup>27</sup>

Para esto, Kim explota la estructura informacional del modelo relacionada con las distribuciones de probabilidad en los diferentes estados. La varianza condicional debida a la incertidumbre multiplicativa depende del estado en un período anterior, mientras que la varianza condicional debida a la incertidumbre aditiva depende del estado en el período corriente. Esta descomposición es bastante útil, ya que permite conocer qué porcentaje de la varianza total del error de predicción se debe a cada una de las fuentes de incertidumbre consideradas. Formalmente:<sup>28</sup>

$$\begin{aligned} f_t &= f_t^1 + f_t^2 \\ \rightarrow \left\{ \begin{aligned} f_t^1 &= (\mathbf{w}_{t-1}, \mathbf{v}_{t-1}) \left\{ \sum_{i=0}^1 \Pr[S_t = i | \psi_{t-1}] \right. \\ &\left. \left[ \mathbf{P}_{t|t-1}^i + \left( \tilde{\beta}_{t|t-1} - \beta_{t|t-1}^i \right) \left( \tilde{\beta}_{t|t-1} - \beta_{t|t-1}^i \right)' \right] \right\} (\mathbf{w}_{t-1}, \mathbf{v}_{t-1})' \\ f_t^2 &= \sigma_{\varepsilon,S_t}^2 = \sigma_{\varepsilon,0}^2 + (\sigma_{\varepsilon,1}^2 - \sigma_{\varepsilon,0}^2) \Pr[S_t = 1 | \psi_{t-1}] \end{aligned} \right. \tag{12} \end{aligned}$$

donde

$$\tilde{\beta}_{t|t-1} = \sum_{i=0}^1 \Pr[S_t = i | \psi_{t-1}] \beta_{t|t-1}^i$$

y  $\mathbf{P}_{t|t-1}^i$  es la matriz de varianzas y covarianzas de  $\beta_{t|t-1}^i$  en el estado  $i$ .

## 2. Resultados

Para estimar la ecuación (8), utilizamos datos trimestrales para el período comprendido entre el

<sup>26</sup> El algoritmo de estimación se presenta en los apéndices B, C y D. Una potencial limitación de esta metodología en el contexto de la estimación de las ecuaciones de comportamiento de la economía es que Kim (2004, 2006) supone que los shocks asociados a cada ecuación son independientes uno de otro y, por tanto, no es posible aprovechar la información contenida en una posible correlación entre ellos (esto es, estados comunes). En otras palabras, la metodología permite estimar cada ecuación por separado, por lo que los diferentes estados de los shocks no necesariamente coincidirán para las tres ecuaciones. Zhang y Semmler (2005) encuentran probabilidades de ocurrencia de cada estado de los shocks muy diferentes para la demanda agregada y la curva de Phillips, lo que indica que, en su modelo, los estados no coinciden en un mismo período.

<sup>27</sup> En su artículo, Kim (1993) busca identificar las fuentes de incertidumbre y su importancia en el proceso de creación monetaria de Estados Unidos.

<sup>28</sup> Para detalles sobre la derivación formal de la descomposición de la varianza condicional del error de predicción, ver Kim y Nelson (1999).

primer trimestre de 1990 y el último del 2006. La brecha del producto,  $y_t$ , es la diferencia entre el PIB observado y su tendencia, esta última calculada mediante el filtro HP. Escogemos este filtro debido a que es uno de los más comunes en la literatura y, por tanto, permite comparar nuestros resultados con los de otros estudios que estiman las ecuaciones de comportamiento para Chile. Si bien el filtro de Clark es el que mejor se comporta con datos en tiempo real, de acuerdo con los resultados de la sección anterior, esto no implica que sea el mejor filtro para estimar la “verdadera” tendencia del producto. Por otra parte, nuestra medida de brecha del producto utiliza el producto final (que termina el 2006) para su estimación. Por tanto, la incertidumbre asociada a las revisiones de los datos no se considera parte de las incertidumbres analizadas en esta sección.<sup>29</sup> La tasa de inflación trimestral  $\pi_t$ , por su parte, está medida como la variación trimestral del índice subyacente de precios al consumidor (IPCX1), el cual excluye de la canasta del IPC los servicios regulados y los combustibles y bienes perecibles. Al igual que Céspedes, Ochoa y Soto (2005), utilizamos la variación del IPC en lugar de la del deflactor implícito del PIB debido a que este último, para el caso de Chile, está medido con considerable ruido y se ve influenciado fuertemente por las variaciones de los términos de intercambio. Además, la meta del Banco Central está expresada en términos de la variación del IPC. Para el tipo de cambio real  $q_t$  elegimos el índice del tipo de cambio real bilateral con Estados Unidos. Por último, definimos las tasas de interés de corto plazo interna y externa  $r_t$  y  $r_t^f$  como las tasas de política monetaria de Chile y Estados Unidos, respectivamente. Todos los datos anteriores fueron obtenidos de la base de datos del Banco Central de Chile. El cuadro 5 muestra los parámetros estimados utilizando el procedimiento à la Heckman en dos etapas de Kim (2004, 2006). Cabe señalar que los parámetros presentados en dicho cuadro no son los parámetros estructurales del modelo.<sup>30</sup>

Dos elementos son interesantes de destacar de dichas estimaciones. El primero es que las varianzas de los *shocks* de las tres ecuaciones de comportamiento de la economía confirman la existencia de dos estados: uno de alta volatilidad y uno de baja volatilidad. En el caso de la demanda agregada, la varianza de los *shocks* en el estado de alta volatilidad es

mucho mayor que en el estado de baja volatilidad (0.48 vs 0.05). La diferencia entre estas varianzas para el caso de la curva de Phillips es igualmente significativa (0.54 en el estado de alta volatilidad, y 0.03 en el de baja). En el caso de la PDT ocurre algo similar (3.75 vs 2.45), aunque la magnitud de la diferencia no es tan significativa como en los dos casos anteriores. Todas las varianzas, excepto la asociada al estado de alta volatilidad de la curva de Phillips, son estadísticamente significativas. Por último, si bien la diferencia entre las varianzas de los *shocks* de la PDT no es tan significativa, el tamaño de las mismas sí es considerable si se las compara con las encontradas para la demanda agregada y la curva de Phillips. El segundo hallazgo interesante se refiere a que la correlación existente entre los errores en las expectativas de los agentes económicos también varía con los estados. En particular, los resultados sugieren que en estados de alta volatilidad en los *shocks*, los agentes tienden a errar más en sus predicciones. Este hecho es especialmente cierto para la curva de Phillips, donde dicha correlación varía entre 0.001 y 0.47 para ambos estados y para la PDT (0.49 vs. 1). En el caso de la demanda agregada, también se nota una correlación mayor en el estado de alta volatilidad, aunque la diferencia entre las correlaciones de ambos estados es menos evidente que en los dos casos anteriores. Además, los coeficientes de correlación son altamente significativos para todos los casos, excepto el asociado al estado de baja volatilidad en los *shocks* sobre la curva de Phillips.

Los gráficos 5 a 7 presentan el comportamiento temporal de los parámetros estimados para los tres modelos del cuadro 5. En cada gráfico hay dos series, las cuales corresponden a los valores de los parámetros relevantes en cada posible estado de los *shocks* del modelo (esto es, alta volatilidad y baja volatilidad). En el caso de los parámetros de la demanda agregada

<sup>29</sup> El método utilizado para la extracción de la tendencia puede afectar las estimaciones por lo que más adelante realizamos un análisis de robustez.

<sup>30</sup> En la aplicación del filtro de Kalman para la evaluación de la función de verosimilitud se eliminaron 12 observaciones al principio de la muestra, debido a la presencia de series de tiempo no estacionarias en el modelo; ver Kim y Nelson (1999).

CUADRO 5

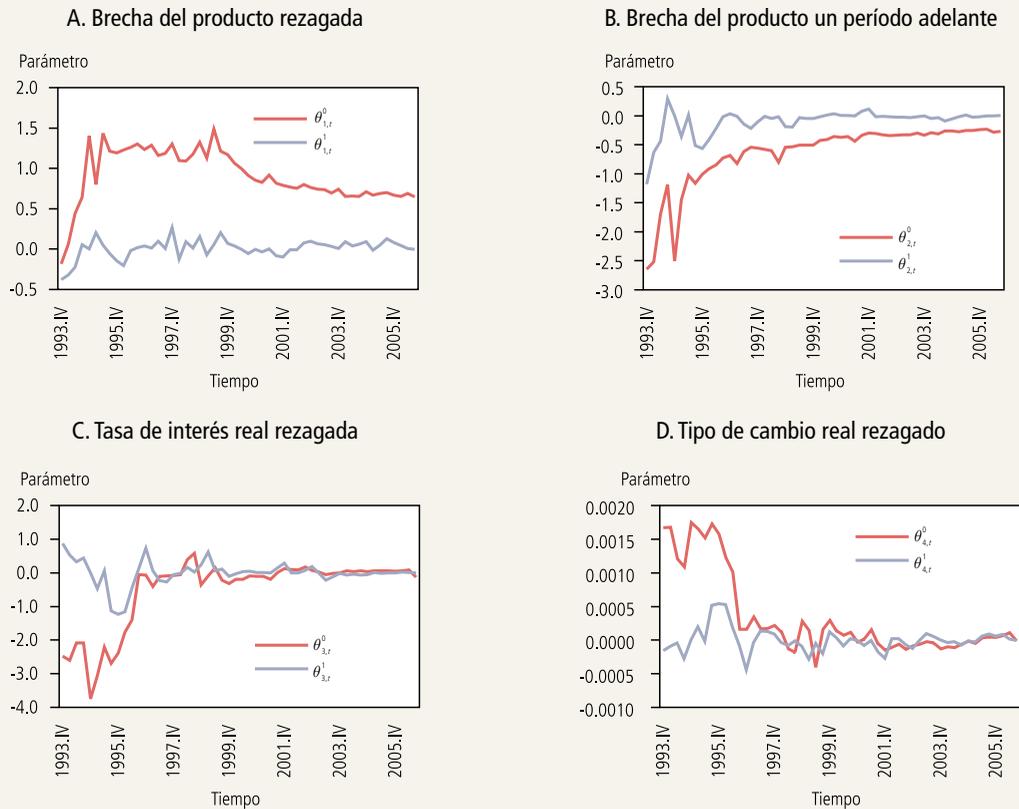
## Estimación de las Ecuaciones de Comportamiento

Demanda agregada			Curva de Phillips			Paridad descubierta de tasas de interés reales		
Parámetro	Valor estimado	Desviación estándar	Parámetro	Valor estimado	Desviación estándar	Parámetro	Valor estimado	Desviación estándar
$\rho$	0.6571	0.5267	$\rho$	0.6639	1.5101	$\rho$	0.9479	3.2325
$q$	0.6586	0.0644	$q$	0.8475	0.0501	$q$	1.0000	0.0001
$\sigma_{\eta_1}^{\phi}$	0.0697	0.2565	$\sigma_{\eta_1}^{\phi}$	2.4407	1.0338	$\sigma_{\eta_1^2}$	0.0000	0.0026
$\sigma_{\eta_2}^{\phi}$	0.0797	0.2441	$\sigma_{\eta_2}^{\phi}$	1.2700	0.8449	$\sigma_{\eta_2^2}$	0.0007	2.3801
$\sigma_{\eta_3}^{\phi}$	0.2942	0.2540	$\sigma_{\eta_3}^{\phi}$	0.0000	0.0001	$\sigma_{\eta_3^2}$	0.0000	0.0029
$\sigma_{\eta_4}^{\phi}$	0.0002	0.0002	$\sigma_{\eta_4}^{\phi}$	1.6518	0.9554			
$\sigma_{\varepsilon,0}$	0.0570	0.0098	$\sigma_{\varepsilon,0}$	0.0329	0.0084	$\sigma_{\varepsilon,0}$	2.4467	0.2295
$\sigma_{\varepsilon,1}$	0.4806	0.2347	$\sigma_{\varepsilon,1}$	0.5497	1.2718	$\sigma_{\varepsilon,1}$	3.7539	0.1850
$\rho_0$	0.5123	0.1594	$\rho_0$	0.0010	0.2473	$\rho_0$	0.4924	0.2057
$\rho_1$	0.6324	0.1892	$\rho_1$	0.4705	0.1446	$\rho_1$	1.0000	0.2750
Logaritmo de la verosimilitud	-64.026			-80.389			-109.64	

Fuente: Cálculos propios.

GRÁFICO 5

### Parámetros que Varían en el Tiempo de la Demanda Agregada (estimación)



Fuente: Cálculos propios.

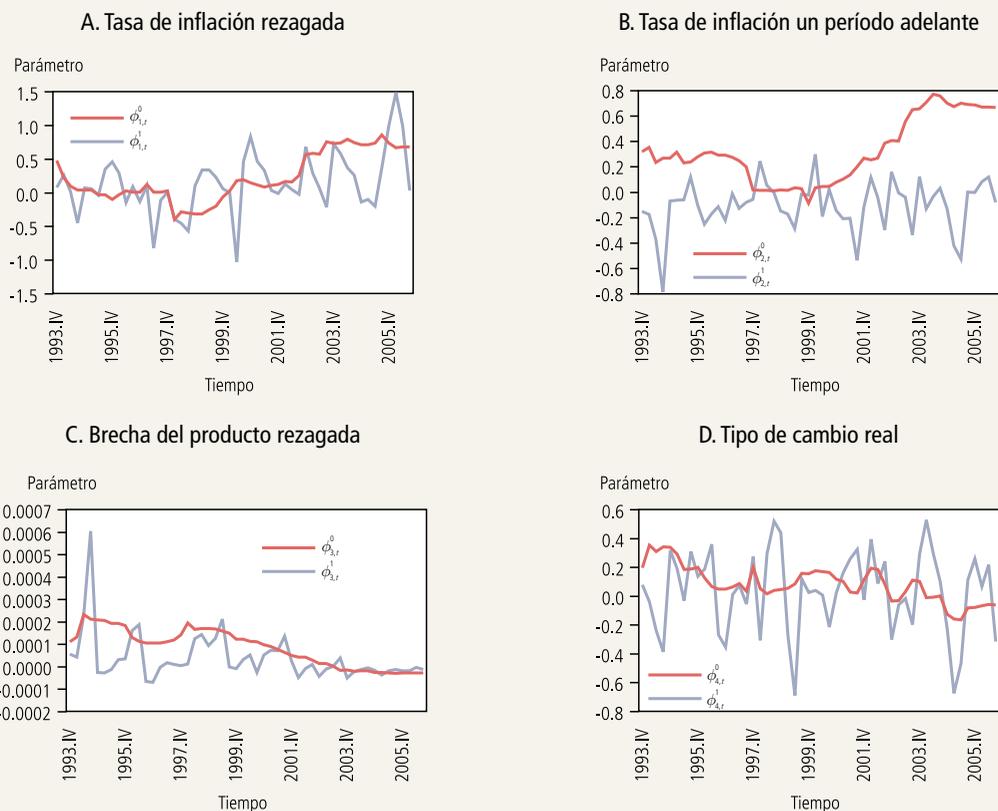
(gráfico 5) se observan dos períodos bien definidos. El primero, que termina en 1999, se caracteriza por alta inestabilidad y diferencias sustanciales entre los parámetros de los dos estados asociados a los *shocks* de demanda. Durante este período, la probabilidad promedio de que la economía se encuentre en un estado de alta volatilidad fue de 0.82 y el contexto macroeconómico estuvo caracterizado por un amplio rango de variación de la tasa de crecimiento del PIB (entre 15% y algo por debajo de 6%) y tasas de inflación altas. El segundo período (de 1999 en adelante) muestra una reducción sustancial tanto en la inestabilidad de los parámetros como en las diferencias de estos con respecto a los estados de los *shocks*, con la única excepción del parámetro asociado al grado de persistencia de la brecha del producto.

Además, en este período la probabilidad promedio de que la economía se encontrara en un estado de alta volatilidad fue de solo 0.10. Estos resultados sugieren que la incertidumbre multiplicativa asociada a la demanda agregada habría tendido a reducirse en el tiempo. Más aún, el grado de persistencia de la brecha del producto ( $\theta_{1,t}^1$ ) y la respuesta de esta a cambios en los precios relativos ( $\theta_{4,t}^1$ ) se han reducido en tiempo, en tanto que lo contrario ha ocurrido con el grado de respuesta a las expectativas ( $\theta_{2,t}^1$ ) y a la tasa de interés de política monetaria ( $\theta_{3,t}^1$ ), hecho que sería coherente con la lógica del esquema de metas de inflación.<sup>31</sup>

<sup>31</sup> En 1999, se estableció el esquema de metas de inflación puro para la conducción de la política monetaria en Chile.

## GRÁFICO 6

### Parámetros que Varían en el Tiempo de la Curva de Phillips (estimación)



Fuente: Cálculos propios.

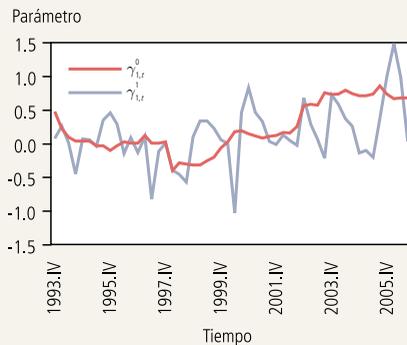
Los parámetros de la curva de Phillips muestran una importante dependencia al estado de los *shocks* de oferta (gráfico 6). En períodos de alta volatilidad en los *shocks*, los parámetros tienden a mostrar también una alta inestabilidad, y cuando el estado de dichos *shocks* es de baja volatilidad los parámetros son bastante más estables. A diferencia de lo observado en los parámetros de la demanda agregada, dicha dependencia se ha mantenido a lo largo de todo el período. Estos resultados sugieren que el estado de los *shocks* es fundamental para explicar mayores o menores grados de incertidumbre en los parámetros de la curva de Phillips. Durante la mayor parte de los años noventa prevaleció el estado de alta volatilidad en los *shocks* (con una probabilidad promedio de 0.90) y, por tanto, los parámetros relevantes para

la curva de Phillips son los asociados a este estado. En el período más reciente (1999 en adelante), la probabilidad promedio del estado de alta volatilidad fue de solo 0.06. El gráfico 6 también muestra que, cuando la economía atraviesa por un período de relativa calma respecto de los *shocks* de oferta, la persistencia de la tasa de inflación ( $\phi_{1,t}$ ) y la importancia de las expectativas en la determinación de esta ( $\phi_{2,t}$ ) son claramente mayores. Esto ocurre hacia finales del período analizado. La tendencia es más bien a la baja para el caso de la respuesta de la inflación al ciclo económico ( $\phi_{3,t}$ ) y a las variaciones en el tipo de cambio real ( $\phi_{4,t}$ ). Cuando los *shocks* de oferta son muy volátiles, por el contrario, no se observa una tendencia definida para los parámetros de la curva de Phillips.

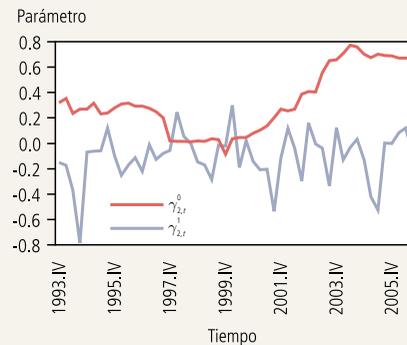
## GRÁFICO 7

## Parámetros que Varían en el Tiempo de la Paridad Descubierta del Interés Real (estimación)

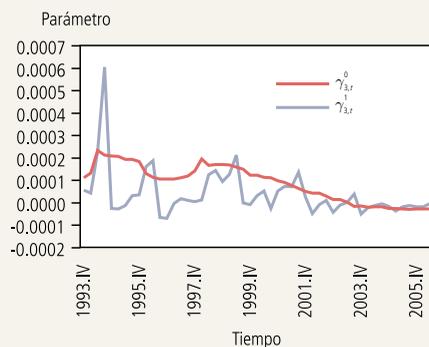
A. Tipo de cambio real un período adelante



B. Diferencial de tasas de interés reales



C. Tipo de cambio real rezagado



Fuente: Cálculos propios.

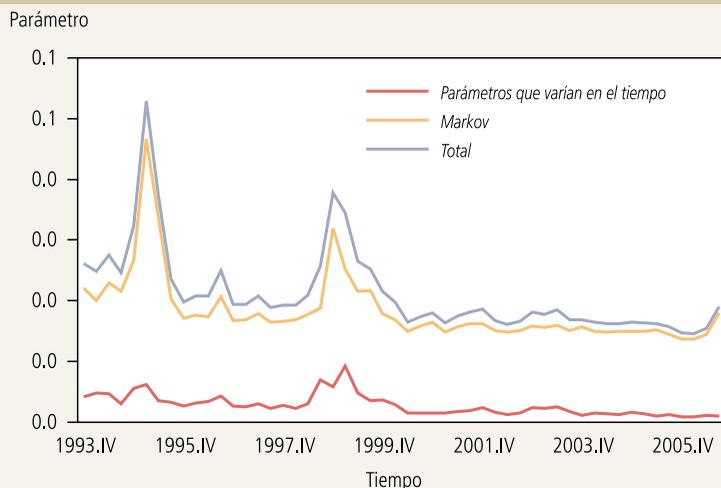
Finalmente, los parámetros asociados a la PDT muestran diferencias sustanciales dependiendo del estado de los *shocks* y está claro que no existe una tendencia definida en ninguno de los estados (ver gráfico 7). Además, a lo largo de todo el período de análisis, los parámetros de la PDT han sido más estables en el estado de baja volatilidad que en el de alta volatilidad. En este último estado, existen dos períodos claramente definidos: el primero cubre la década de 1990, durante la cual los parámetros mostraron una alta estabilidad, y el otro que abarca el período desde el 2000 en adelante, en el cual la variabilidad y la magnitud de los parámetros aumentó de manera sustancial en comparación con el primer período. Este cambio se explicaría por la adopción de un régimen de libre flotación cambiaria en 1999.

Además, las estimaciones sugieren que la economía habría vivido en un estado de alta volatilidad en los *shocks* durante todo el período de análisis, esto es así debido a que la probabilidad de ocurrencia de este estado no bajó de 0.7 en ningún momento.

A partir de los parámetros estimados (cuadro 5) calculamos la descomposición de la varianza condicional del error de predicción. El gráfico 8 muestra dicha descomposición para el modelo asociado a la demanda agregada. La incertidumbre total en la ecuación de la brecha del producto ha sido relativamente alta a lo largo de todo el período analizado (nótese que la brecha está medida como desviación porcentual del producto respecto de su tendencia). En promedio, la varianza del error de predicción asociada a esta variable ha sido de 0.021, y se explicó

GRÁFICO 8

### Varianza Condicional del Error de Predicción de la Brecha del Producto (composición)



Fuente: Cálculos propios.

en un 87.6% por la incertidumbre en los *shocks* de demanda y en un 12.4% por inestabilidades en los parámetros del modelo (cuadro 6). La incertidumbre total ha mostrado incrementos importantes (a casi el doble del promedio) a mediados de los noventa y durante el período 1998-1999. En los años posteriores

y comportamiento (principalmente para la década de 1990). La incertidumbre total asociada a la tasa de inflación ha sido en promedio 0.015 para todo el período analizado, nivel explicado en un 69.9% por la incertidumbre en los *shocks* de oferta y en un 30.1% por inestabilidades en los parámetros (cuadro 7). Los

al 2000, en tanto, la incertidumbre total en promedio se ha reducido en poco más de 30% respecto del promedio observado entre 1993 y 1999. Algo similar se aprecia en los aportes de las incertidumbres aditiva y multiplicativa sobre la incertidumbre total. En efecto, luego de que la inestabilidad en los parámetros aportara alrededor del 15% a la incertidumbre total a lo largo de la década de 1990, dicho aporte se redujo a algo menos de 10% en el período posterior al 2000.

La descomposición de la varianza condicional del error de predicción para la ecuación de la tasa de inflación se muestra en el gráfico 9. Los resultados son similares a los hallados para la brecha del producto en cuanto a magnitud

CUADRO 6

#### Descomposición de la Varianza Condicional del Error de Predicción de la Brecha del Producto

Período	Varianza Condicional del Error de Predicción			Porcentaje	
	Parámetros que varían en el tiempo	Markov	Total	Parámetros que varían en el tiempo	Markov
1993-99	0.00407	0.02173	0.02580	15.7	84.3
2000-06	0.00160	0.01535	0.01696	9.3	90.7
Muestra total	0.00279	0.01842	0.02121	12.4	87.6

Fuente: Cálculos propios.

CUADRO 7

#### Descomposición de la Varianza Condicional del Error de Predicción de la Tasa de Inflación

Período	Varianza condicional del error de predicción			Porcentaje	
	Parámetros que varían en el tiempo	Markov	Total	Parámetros que varían en el tiempo	Markov
1993-99	0.00852	0.01235	0.02087	37.5	62.5
2000-06	0.00260	0.00818	0.01078	23.2	76.8
Muestra total	0.00545	0.01019	0.01563	30.1	69.9

Fuente: Cálculos propios.

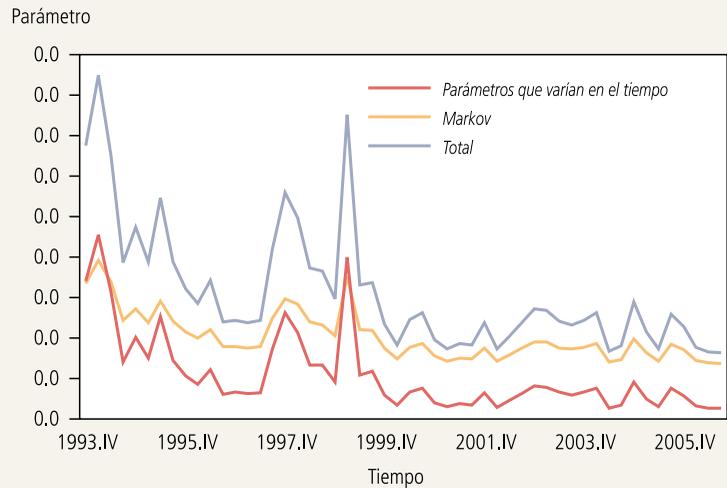
dos períodos recurrentes de alta incertidumbre, al igual que en el caso de la brecha del producto, son a mediados de los noventa, y durante el período 1998-1999, donde la incertidumbre superó el doble del promedio observado para todo el período de análisis. A pesar de que la incertidumbre aditiva explica la mayor parte de la incertidumbre a lo largo de todo el período de análisis, durante la Crisis Asiática el aporte se revirtió y fue la incertidumbre en parámetros la más relevante. Respecto del patrón de comportamiento de la incertidumbre total, es notorio que esta tendió a reducirse a lo largo del tiempo, como fue el caso de la brecha del producto, en tanto la contribución de la incertidumbre aditiva tendió a incrementarse.

Finalmente, el gráfico 10 presenta la descomposición de la varianza condicional del error de predicción asociada a la ecuación del tipo de cambio real. La incertidumbre total medida por la varianza ha sido bastante importante a lo largo del período (alrededor de 4.1 en promedio) y está explicada en un 92% por la incertidumbre en los *shocks* de la PDT o la incertidumbre en la prima por riesgo que captura los efectos inobservables de los sentimientos en el mercado cambiario. La incertidumbre no ha mostrado un patrón definido en el tiempo (cuadro 8).

En suma, la incertidumbre total está dominada por la incertidumbre aditiva en las tres ecuaciones de comportamiento de la economía (las asociadas a la brecha del producto, a la tasa de inflación y al tipo de cambio real). Más aún, los resultados de las estimaciones sugieren que la varianza de los *shocks* es estado-dependiente y que dichos estados podrían considerarse como períodos de alta volatilidad y períodos de baja volatilidad en los *shocks*. Para la brecha del producto y la tasa de inflación, la incertidumbre total ha tendido a reducirse en el

GRÁFICO 9

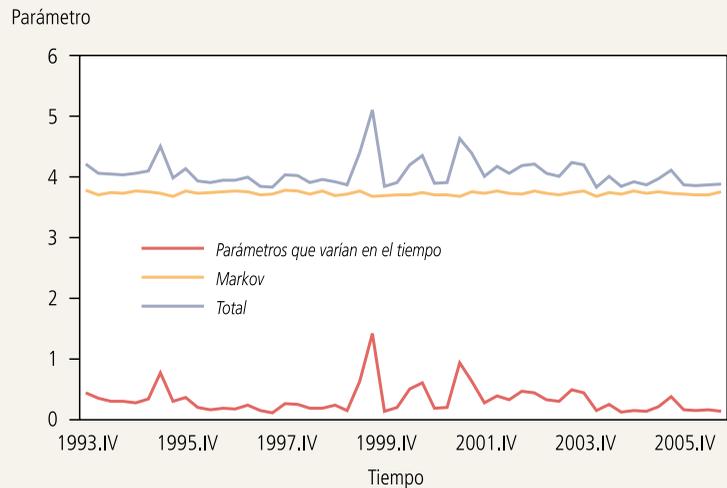
### Varianza Condicional del Error de Predicción de la Tasa de Inflación (composición)



Fuente: Cálculos propios.

GRÁFICO 10

### Varianza Condicional del Error de Predicción del Tipo de Cambio Real (composición)



Fuente: Cálculos propios.

tiempo y el período de mayor estabilidad coincide con el establecimiento del esquema de metas de inflación puro para la conducción de la política monetaria, y la fijación de una regla explícita para la política fiscal. En contraste, en los noventa, la incertidumbre

CUADRO 8

### Descomposición de la Varianza Condicional del Error de Predicción del Tipo de Cambio Real

Periodo	Varianza condicional del error de predicción			Porcentaje	
	Parámetros que varían en el tiempo	Markov	Total	Parámetros que varían en el tiempo	Markov
1993–99	0.32816	3.73569	4.06385	8.8	92.3
2000–06	0.32701	3.72663	4.05364	8.8	92.1
Muestra total	0.32756	3.73099	4.05855	8.8	92.2

Fuente: Cálculos propios.

total ha mostrado incrementos sustanciales, hecho que, además de reforzar el hallazgo de estados en la varianza de los *shocks*, indicaría que durante ese período la economía chilena habría transitado por un período de alta volatilidad. Por último, la incertidumbre total asociada al tipo de cambio real ha estado explicada principalmente por *shocks* en el mercado cambiario y ha tendido a mantenerse a lo largo del tiempo, a diferencia de la brecha del producto y la tasa de inflación.

Para verificar si las diferencias entre la varianza del error de predicción debida a la incertidumbre aditiva y aquella debida a la incertidumbre multiplicativa son estadísticamente significativas, y si el supuesto de errores gaussianos en la estimación genera sesgos importantes, se utilizó la metodología *bootstrap*.<sup>32</sup> Los hallazgos más importantes de este ejercicio se pueden resumir como sigue<sup>33</sup>: primero, si bien las estimaciones promedio *bootstrap* y las estimaciones basadas en el supuesto de errores gaussianos difieren, el sesgo no parece ser importante en magnitud; y segundo, las estimaciones *bootstrap* confirman la tendencia observada en la incertidumbre total (gráficos 8 a 10) y que las diferencias observadas en la descomposición de la varianza son estadísticamente significativas.

Para concluir esta subsección, presentamos el análisis de robustez para la descomposición de la varianza del error de predicción. En la sección II encontramos evidencia de diferencias importantes en la estimación de la brecha del producto al considerarse cinco métodos para la extracción de la tendencia del producto. Dado que la demanda agregada y la curva de Phillips utilizan una medida

de brecha del producto para su estimación, los errores de medición en la estimación de esta variable serán parte de las incertidumbres aditiva y multiplicativa sin posibilidad de discriminación.<sup>34</sup> Los cuadros 9 y 10 muestran los resultados de la descomposición de la incertidumbre en sus dos fuentes, aditiva y multiplicativa, para estas dos ecuaciones y para cada uno de los cinco filtros utilizados en la sección II. La primera fila de ambos cuadros muestra la descomposición presentada en el análisis de esta subsección, donde la brecha fue calculada mediante el filtro HP, y por tanto representa nuestra base de comparación. Para el caso de la brecha del producto (cuadro 9), se observa que, en general, la incertidumbre total es bastante similar para todos los filtros; y que las diferencias, como era de esperarse, surgen en el aporte de cada uno de los tipos de incertidumbre a la incertidumbre total. No obstante lo anterior, todos los métodos de extracción de tendencia mantienen la incertidumbre aditiva como

<sup>32</sup> El remuestreo *bootstrap* se realizó siguiendo las metodologías de Stoffer y Wall (1991) y Psaradakis (1998) para modelos que usan el filtro de Kalman y para el muestreo de errores en presencia de cambios de régimen tipo Markov, respectivamente.

<sup>33</sup> Para el detalle de los resultados, ver el apéndice E.

<sup>34</sup> Cuando el error de medición está asociado a la variable dependiente, como en el caso de la demanda agregada, los parámetros estimados mantendrán las propiedades de insesgamiento y consistencia. En este caso, el error de medición será capturado en su totalidad por el error de regresión. Cuando el error de medición está asociado a una o más variables independientes, como es el caso de la curva de Phillips, los parámetros serán sesgados e inconsistentes. Por tanto, si bien el error de medición tiene implicancias diferentes según el tipo de variable al que afectan, está claro que puede tener efectos importantes sobre la descomposición de la incertidumbre (mediante el error o mediante la magnitud de los parámetros).

CUADRO 9

### Análisis de Robustez para la Descomposición de la Varianza Condicional del Error de Predicción de la Brecha del Producto

Filtro	Varianza condicional del error de predicción			Porcentaje	
	Parámetros que varían en el tiempo	Markov	Total	Parámetros que varían en el tiempo	Markov
Hodrick-Prescott	0.00279	0.01842	0.02121	13.2	86.8
Baxter-King	0.00314	0.01734	0.02048	15.3	84.7
Christiano-Fitzgerald	0.00304	0.01733	0.02037	14.9	85.1
Tendencia Cuadrática	0.00287	0.01901	0.02189	13.1	86.9
Clark	0.00200	0.01803	0.02003	10.0	90.0

Fuente: Cálculos propios.

CUADRO 10

### Análisis de Robustez para la Descomposición de la Varianza Condicional del Error de Predicción de la Tasa de Inflación

Filtro	Varianza condicional del error de predicción			Porcentaje	
	Parámetros que varían en el tiempo	Markov	Total	Parámetros que varían en el tiempo	Markov
Hodrick-Prescott	0.00545	0.01019	0.01563	34.8	65.2
Baxter-King	0.00385	0.00988	0.01374	28.0	72.0
Christiano-Fitzgerald	0.00393	0.01006	0.01398	28.1	71.9
Tendencia Cuadrática	0.00761	0.01514	0.02274	33.4	66.6
Clark	0.00504	0.01397	0.01901	26.5	73.5

Fuente: Cálculos propios.

la fuente más importante de incertidumbre (su aporte varía desde un mínimo de 84.7% con el filtro BK a un máximo de 90% con el de Clark). Con respecto a la tasa de inflación (cuadro 10) las diferencias entre los filtros se pueden observar tanto en la estimación de la incertidumbre total como en los aportes de cada tipo de incertidumbre a esta. En el primer caso, las estimaciones se encuentran en un rango entre 0.01374 y 0.02274 calculadas mediante el filtro BK y la tendencia cuadrática, respectivamente, en tanto los aportes de las incertidumbre aditiva varían desde un 66.6% obtenido con el filtro BK hasta 73.5% con el de Clark. Aquí también es la incertidumbre aditiva la fuente relevante para explicar la incertidumbre total en la inflación, esto sin importar el método que se considere para estimar la brecha del producto. Estos

resultados refuerzan nuestras conclusiones sobre la importancia de este último tipo de incertidumbre para la economía chilena.

## V. COMENTARIOS FINALES

La actual política macroeconómica chilena es de categoría mundial. Desde 1999–2000, el Banco Central de Chile ha seguido el esquema de metas de inflación para el manejo de su política monetaria, mientras que desde el 2001 la política fiscal ha estado limitada mediante una regla explícita de manejo del presupuesto, la misma que elimina cualquier influencia procíclica sobre este. Como resultado, la tasa de inflación se ha mantenido al interior del rango meta la mayoría del tiempo y la actividad económica

ha crecido sostenidamente a una tasa anual de entre 2 y 6% (sin recesiones ni grandes expansiones). Este período de estabilidad se ve reflejado en nuestros resultados en el sentido de que la incertidumbre total para la política monetaria se ha reducido en los primeros siete años de la década actual. Más aún, la incertidumbre en los *shocks* ha jugado el rol más importante, mientras que la incertidumbre en los parámetros ha tendido a reducirse tanto para la inflación como para la brecha del producto, tal como era de esperarse. No obstante lo anterior, la importancia de la incertidumbre aditiva ha caracterizado todo el período de estudio, incluyendo tanto el período tranquilo de los años 2000 como los noventas más volátiles. Esto implica que el estudio de la naturaleza (estocástica) de los *shocks* que afectan a la economía chilena debería tener una alta ponderación en la agenda de investigación del Banco Central.

El esquema de metas de inflación puro aplicado desde 1999 incorporó el establecimiento de un régimen de tipo de cambio flexible, sin ninguna meta implícita o explícita sobre el tipo de cambio (como fuera el caso durante la mayoría de los 1990). Esta importante innovación de política llevó al tipo de cambio a ser la principal variable de ajuste (como una especie de fusible). Nuestros resultados muestran esta característica: los parámetros de la ecuación del tipo de cambio son menos estables en la década actual respecto de lo que eran en la anterior.

Nuestros resultados suponen que no existe incertidumbre en el modelo y que las únicas fuentes de incertidumbre relevantes para la política monetaria son las relacionadas con los *shocks* y

los parámetros. Por tanto, la interpretación de los mismos debe hacerse con cautela. Para el análisis de la incertidumbre en el modelo se podrían estimar las ecuaciones de comportamiento de la economía usando la metodología descrita en este artículo, pero bajo distintas especificaciones. Este enfoque se podría utilizar para verificar si los resultados encontrados aquí respecto de la descomposición de la incertidumbre se mantienen.<sup>35</sup> Dejamos este ejercicio pendiente para investigación futura.

Para concluir, los resultados asociados a la incertidumbre en la calidad y confiabilidad de los datos de la brecha del producto indican que el uso del filtro Hodrick-Prescott basado en datos en tiempo real podría llevar a resultados erróneos. Por tanto, el Banco Central de Chile debería considerar el uso de una variedad amplia de filtros para extraer la tendencia a los datos de actividad. Más aún, debería usar variables *proxy* para verificar la temperatura de la economía al momento de tomar sus decisiones de política. La literatura ha sugerido que aquellas reglas de política monetaria que consideran, por ejemplo, el crecimiento del producto o la tasa de desempleo (en lugar de la brecha del producto) son más “inmunes” a este tipo de incertidumbre.

<sup>35</sup> Este ejercicio se realizó para la PDT bajo dos especificaciones: la original de Svensson (2000) y Al-Eyd y Karasulu (2008) y la ecuación que incluye el componente retrospectivo para permitir posibles desviaciones de la paridad (presentado aquí). Si bien encontramos un cambio considerable en el comportamiento y la magnitud de los parámetros, la descomposición de la incertidumbre no se ve afectada (la incertidumbre aditiva se mantiene como factor principal en explicar la incertidumbre total).

## REFERENCIAS

- Al-Eyd, A.J. y M. Karasulu (2008). "Ambition versus Gradualism in Disinflation Horizons under Bounded Rationality: The Case of Chile." Discussion paper N°308, National Institute of Economic and Social Research.
- Balvers, R. y T. Cosimano (1994). "Inflation Variability and Gradualist Monetary Policy." *Review of Economic Studies* 61(4): 721–38.
- Basar, T. y M. Salomon (1990). "Credibility and the Value of Information Transmission in a Model of Monetary Policy and Inflation." *Journal of Economic Dynamics and Control* 14(1): 97–116.
- Baxter, M. y R.G. King (1999). "Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series." *Review of Economics and Statistics* 81(4): 575–93.
- Beck, G.W. y V. Wieland (2002). "Learning and Control in a Changing Economic Environment." *Journal of Economic Dynamics and Control* 26(9–10): 1359–77.
- Bernhardsen, T., O. Eitrheim, A.S. Jore y O. Roisland (2005). "Real-Time Data for Norway: Challenges for Monetary Policy." *North American Journal of Economics and Finance* 16(3): 333–49.
- Bertocchi, G. y M. Spagat (1993). "Learning, Experimentation, and Monetary Policy." *Journal of Monetary Economics* 32(1): 169–83.
- Blinder, A.S. (1998). *Central Banking in Theory and Practice*. Cambridge, MA, EE.UU.: MIT Press.
- Brainard, W.C. (1967). "Uncertainty and the Effectiveness of Policy." *American Economic Review* 57(2): 411–25.
- Calvo, G. (1983). "Staggered Prices in a Utility Maximization Framework." *Journal of Monetary Economics* 12(4): 383–98.
- Caputo, R., F. Liendo y J.P. Medina (2006). "New Keynesian Models for Chile during the Inflation Targeting Regime: A Structural Approach." Documento de Trabajo N°402, Banco Central de Chile.
- Céspedes, L.F., M. Ochoa y C. Soto (2005). "The New Keynesian Phillips Curve in an Emerging Market Economy: The Case of Chile." Documento de Trabajo N°355, Banco Central de Chile.
- Christiano, L.J. y T.J. Fitzgerald (2003). "The Band Pass Filter." *International Economic Review* 44(2): 435–65.
- Clarida, R., J. Galí y M. Gertler (1998). "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory." NBER Working Paper 6442
- Clarida, R., J. Galí y M. Gertler (1999). "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective." *Journal of Economic Literature* 37(4): 1661–707.
- Clark, P.K. (1987). "The Cyclical Component of U.S. Economic Activity." *Quarterly Journal of Economics* 102(4): 797–814.
- Cogley, T. y T.J. Sargent (2002). "Evolving Post-World War II U.S. Inflation Dynamics." En *NBER Macroeconomics Annual 2001*, editado por B. Bernanke y K. Rogoff. Cambridge, MA, EE.UU.: MIT Press.
- Cogley, T. y T.J. Sargent (2005). "Drifts and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the Post WWII US." *Review of Economic Dynamics* 8(2): 262–302.
- Corbo, V. (2002). "Monetary Policy in Latin America in the 90s." En *Monetary Policy: Rules and Transmission Mechanisms*, editado por N. Loayza y K. Schmidt-Hebbel, Banco Central de Chile.
- Craine, R. (1979). "Optimal Monetary Policy with Uncertainty." *Journal of Economic Dynamics and Control* 1(1): 59–83.
- Croushore, D. y T. Stark (2001). "A Real-Time Data Set for Macroeconomists." *Journal of Econometrics* 105(1): 111–30.
- De Grauwe, P. y M.A. Senegas (2006). "Monetary Policy Design and Transmission Asymmetry in EMU: Does Uncertainty Matter?" *European Journal of Political Economy* 22(4): 787–808.
- Feldstein, M. (2003). "Monetary Policy in an Uncertain Environment." NBER Working Paper 9969.
- Fuentes, R., F. Gredig y M. Larraín (2007). "Estimating the Output Gap for Chile." Documento de Trabajo N°455, Banco Central de Chile.
- Galí, J. y M. Gertler (1999). "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis." *Journal of Monetary Economics* 44(2): (195–222).
- Galí, J., M. Gertler y J.D. López-Salido (2005). "Robustness of the Estimates of the Hybrid New Keynesian Phillips Curve." *Journal of Monetary Economics* 52(6): 1107–18.
- Gallego, F. y C. Johnson (2001). "Teorías y Métodos de Medición del Producto de Tendencia: Una Aplicación al Caso de Chile." *Economía Chilena* 4(2): 27–58.
- Ghysels, E., N.R. Swanson y M. Callan (2002). "Monetary Policy Rules with Model and Data Uncertainty." *Southern Economic Journal* 69(2): 239–65.
- Giannoni, M.P. (2002). "Does Model Uncertainty Justify Caution? Robust Optimal Monetary Policy in a Forward-Looking Model." *Macroeconomic Dynamics* 6(1): 111–44.
- González, F. y A. Rodríguez (2004). "Robust Control: A Note on the Response of the Control to Changes in the 'Free' Parameter Conditional on the Character of Nature." *Computational Economics* 24(3): 223–38.

- Gredig, F. (2007). "Índices Podados como Medidas de Tendencia para el Imacec." Documento de Trabajo N°414, Banco Central de Chile.
- Hall, S., C. Salmon, T. Yates y N. Batini (1999). "Uncertainty and Simple Monetary Policy Rules: An Illustration for the United Kingdom." Working Paper 96, Banco de Inglaterra.
- Hamilton, J.D. (1989). "A New Approach to the Economic Analysis of Non-Stationary Time Series and The Business Cycles." *Econometrica* 57(2): 357-84.
- Hamilton, J.D. (1990). "Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime." *Journal of Econometrics* 45(1-2): 39-70.
- Heckman, J. (1976). "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection, and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models." *Annals of Economic and Social Measurement* 5(4): 475-92.
- Hodrick, R.J. y E.C. Prescott (1997). "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation." *Journal of Money, Credit, and Banking* 29(1): 1-16.
- Holly, S. y A. Hughes Hallet (1989). *Optimal Control, Expectations, and Uncertainty*. Cambridge University Press.
- Holt, C.C. (1962). "Linear Decision Rules for Economic Stabilization and Growth." *Quarterly Journal of Economics* 76(1): 20-45.
- Isard, P., D. Laxton y A.C. Eliasson (1999). "Simple Monetary Policy Rules under Model Uncertainty." *International Tax and Public Finance* 6(4): 537-77.
- Kim, C.J. (1993). "Sources of Monetary Growth Uncertainty and Economic Activity: The Time-Varying-Parameter Model with Heteroskedastic Disturbances." *Review of Economics and Statistics* 75(3): 483-92.
- Kim, C.J. (2004). "Markov-Switching Models with Endogenous Explanatory Variables." *Journal of Econometrics* 122(1): 127-36.
- Kim, C.J. (2006). "Time-Varying Parameter Models with Endogenous Regressors." *Economics Letters* 91(1): 21-26.
- Kim, C.J. y C.R. Nelson (1999). *State-Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications*. Cambridge, MA, EE.UU.: MIT Press.
- Kim, C.J. y C.R. Nelson (2006). "Estimation of a Forward-Looking Monetary Policy Rule: A Time-Varying Parameter Model Using Ex Post Data." *Journal of Monetary Economics* 53(8): 1949-66.
- Kozicki, S. (2004). "How Do Data Revisions Affect the Evaluation and Conduct of Monetary Policy?" *Economic Review* (first quarter): 5-38. Federal Reserve Bank of Kansas.
- Kuttner, K.N. (1994). "Estimating Potential Output as a Latent Variable." *Journal of Business and Economic Statistics* 12(3): 361-68.
- Martin, B. y C. Salmon (1999). "Should Uncertain Monetary Policy-Makers Do Less?" Working Paper 99, Banco de Inglaterra.
- Meyer, L.H., E.T. Swanson y V.W. Wieland (2001). "NAIRU Uncertainty and Nonlinear Policy Rules." *American Economic Review* 92(2): 226-31.
- Onatski, A. y J.H. Stock (2002). "Robust Monetary Policy under Model Uncertainty in a Small Model of the U.S. Economy." *Macroeconomic Dynamics* 6(1): 85-110.
- Orphanides, A. (2001). "Monetary Policy Rules Based on Real-Time Data." *American Economic Review* 91(4): 964-85.
- Orphanides, A. y S. van Norden (1999). "The Reliability of Output Gap Estimates in Real Time." Finance and Economics Discussion Paper 1999-38, Banco de la Reserva Federal de Estados Unidos.
- Orphanides, A. y J.C. Williams (2002). "Imperfect Knowledge, Inflation Expectations, and Monetary Policy." Working paper 2002-04, Banco de la Reserva de San Francisco.
- Orphanides, A., R.D. Porter, D. Reifschneider, R.J. Tetlow y F. Finan (2000). "Errors in the Measurement of the Output Gap and the Design of Monetary Policy." *Journal of Economics and Business* 52(1-2): 117-41.
- Phillips, A.W. (1954). "Stabilisation Policy in a Closed Economy." *Economic Journal* 64(254): 290-323.
- Psaradakis, Z. (1998). "Bootstrap-Based Evaluation of Markov-Switching Time Series Models." *Econometric Reviews* 17(3): 275-88.
- Roberts, J.M. (1995). "New Keynesian Economics and the Phillips Curve." *Journal of Money, Credit, and Banking* 27(4): 975-84.
- Roberts, J.M. (2001). "How Well Does the New Keynesian Sticky-Price Model Fit the Data?" Finance and Economics Discussion Paper 2001-13, Banco de la Reserva Federal de Estados Unidos.
- Rudebusch, G.D. (2001). "Is the Fed Too Timid? Monetary Policy in an Uncertain World." *Review of Economics and Statistics* 83(2): (203-17).
- Sack, B. (2000). "Does the Fed Act Gradually? A VAR Analysis." *Journal of Monetary Economics* 46(1): 229-56.
- Sargent, T.J. (1998). "Discussion of 'Policy Rules for Open Economies' by Laurence Ball." Presentado en la Conferencia sobre Reglas de Política Monetaria del National Bureau of Economic Research, Islamorada, Florida, EE.UU., 15-17 de enero.
- Schellekens, P. (2002). "Caution and Conservatism in the Making of Monetary Policy." *Journal of Money, Credit, and Banking* 34(1): 160-77.

- Semmler, W., A. Greiner y W. Zhang (2005). *Monetary and Fiscal Policies in the Euro-Area: Macro Modeling, Learning, and Empirics*. Amsterdam, Países Bajos: Elsevier Science Publisher.
- Sims, C.A. (2002). "Evolving Post-World War II U.S. Inflation Dynamics: Comment." En *NBER Macroeconomics Annual* 2001, editado por B. Bernanke y K. Rogoff. Cambridge, MA, EE.UU.: MIT Press.
- Sims, C.A. y T. Zha (2006). "Were There Regime Switches in U.S. Monetary Policy?" *American Economic Review* 96(1): 54–81.
- Söderström, U. (2002). "Monetary Policy with Uncertain Parameters." *Scandinavian Journal of Economics* 14(1): 125–45.
- Saint Amant, P. y S. van Norden (1998). "Measurement of the Output Gap: A Discussion of Recent Research at the Bank of Canada." Technical Report 79, Bank of Canada.
- Stoffer, D.S. y K.D. Wall (1991). "Bootstapping State-Space Models: Gaussian Maximum Likelihood Estimation and the Kalman Filter." *Journal of the American Statistical Association* 86(416): 1024–33.
- Svensson, L.E.O. (1997). "Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets." *European Economic Review* 41(6): 1111–46.
- Svensson, L.E.O. (1999). "Inflation Targeting: Some Extensions." *Scandinavian Journal of Economics* 101(3): 337–61.
- Svensson, L.E.O. (2000). "Open-Economy Inflation Targeting." *Journal of International Economics* 50(1): 155–83.
- Tetlow, R.J. y P. von zur Muehlen (2001). "Simplicity versus Optimality: The Choice of Monetary Policy Rules when Agents Must Learn." *Journal of Economic Dynamics and Control* 25(1–2): 245–79.
- Theil, H. (1964). *Optimal Decision Rules for Government and Industry*. Rand McNally.
- Walsh, C.E. (2004). "Implications of a Changing Economic Structure for the Strategy of Monetary Policy." Working Paper 1023, Center for International Economics, University of California, Santa Cruz.
- Wieland, V. (2000). "Monetary Policy, Parameter Uncertainty and Optimal Learning." *Journal of Monetary Economics* 46(1): 199–228.
- Zampolli, F. (2006). "Optimal Monetary Policy in a Regime-Switching Economy: The Response to Abrupt Shifts in Exchange Rate Dynamics." *Journal of Economic Dynamics and Control* 30(9–10): 1527–67.
- Zhang, W. y W. Semmler (2005). "Monetary Policy Rules under Uncertainty: Empirical Evidence, Adaptive Learning, and Robust Control." *Macroeconomic Dynamics* 9(5): 651–81.

## APÉNDICE A

### Análisis de Robustez de las Estimaciones con Datos en Tiempo Real usando Datos sin Ajuste Estacional y Ajustados mediante *Dummies* Estacionales

Los cuadros presentados en este apéndice proveen detalles adicionales de los resultados obtenidos en la estimación de la brecha del producto con datos en tiempo real, y la serie del producto sin ajuste estacional y ajustada mediante variables *dummy* estacionales.

CUADRO A1

#### Estadísticas Descriptivas de las Revisiones Totales en la Brecha del Producto usando Datos Sin Ajuste Estacional

Filtro	Promedio	Valor absoluto	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
Hodrick-Prescott	-0.005	0.015	-0.036	0.031	0.331
Baxter-King	0.006	0.007	-0.008	0.023	0.722
Christiano-Fitzgerald	-0.013	0.009	-0.029	0.005	0.836
Tendencia cuadrática	-0.011	0.021	-0.050	0.033	0.676
Clark	0.001	0.006	-0.014	0.010	0.023

Fuente: Cálculos propios.

CUADRO A2

#### Estadísticas Descriptivas de las Medidas de Confiabilidad de las Estimaciones en Tiempo Real para los Distintos Filtros Alternativos usando Datos Sin Ajuste Estacional<sup>a</sup>

Filtro	Correlación	N/S	OPSIGN	XSIZE
Hodrick-Prescott	0.773	0.754	0.286	0.536
Baxter-King	0.529	0.958	0.286	0.464
Christiano-Fitzgerald	0.244	1.290	0.393	0.821
Tendencia cuadrática	0.846	0.642	0.179	0.393
Clark	0.963	0.290	0.036	0.107

Fuente: Cálculos propios.

a. La primera columna presenta la correlación entre las series finales y en tiempo real para cada filtro. El indicador N/S es el ratio entre la desviación estándar de la revisión y la desviación estándar de la estimación final de la brecha del producto y es una aproximación al ratio ruido/señal. El indicador OPSING muestra la frecuencia en que las estimaciones de la brecha del producto en tiempo real tienen signo distinto al de las estimaciones con datos finales. El indicador XSIZE muestra la frecuencia en que la revisión en valor absoluto excede el valor absoluto de la brecha del producto estimada con datos finales.

CUADRO A3

**Estadísticas Descriptivas de las Revisiones Totales en la Brecha del Producto con *Dummies* Estacionales**

<b>Filtro</b>	<b>Promedio</b>	<b>Valor absoluto</b>	<b>Desviación estándar</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>
Hodrick-Prescott	0.002	0.017	-0.034	0.031	0.260
Baxter-King	0.008	0.007	-0.002	0.019	0.874
Christiano-Fitzgerald	-0.011	0.010	-0.029	0.002	0.942
Tendencia cuadrática	-0.004	0.024	-0.051	0.046	0.521
Clark	0.005	0.007	-0.013	0.017	-0.063

Fuente: Cálculos propios.

CUADRO A4

**Estadísticas Descriptivas de las Medidas de Confiabilidad de las Estimaciones en Tiempo Real para los Distintos Filtros Alternativos usando *Dummies* Estacionales<sup>a</sup>**

<b>Filtro</b>	<b>Correlación</b>	<b>N/S</b>	<b>OPSIGN</b>	<b>XSIZE</b>
Hodrick-Prescott	0.413	1.044	0.321	0.429
Baxter-King	0.646	0.772	0.321	0.500
Christiano-Fitzgerald	0.312	1.031	0.357	0.571
Tendencia cuadrática	0.745	0.771	0.179	0.321
Clark	0.932	0.367	0.071	0.214

Fuente: Cálculos propios.

a. La primera columna presenta la correlación entre las series finales y en tiempo real para cada filtro. El indicador N/S es el ratio entre la desviación estándar de la revisión y la desviación estándar de la estimación final de la brecha del producto y es una aproximación al ratio ruido-a-senal. El indicador OPSIGN muestra la frecuencia en que las estimaciones de la brecha del producto en tiempo real tienen signo distinto al de las estimaciones con datos finales. El indicador XSIZE muestra la frecuencia en que la revisión en valor absoluto excede al valor absoluto de la brecha del producto estimada con datos finales.

## APÉNDICE B

### Estimación basada en el filtro de Kalman y el algoritmo EM

El enfoque de estimación usado aquí sigue el procedimiento es dos etapas propuesto por Kim (2004, 2006). La primera etapa, descrita en el artículo, consiste en la estimación de modelo que instrumentaliza las variables endógenas usando el método máxima verosimilitud y el filtro de Kalman

convencional. La segunda etapa usa también el método de máxima verosimilitud pero combinando el filtro de Kalman con el algoritmo EM propuesto por Hamilton (1989, 1990). El algoritmo de esta última estimación está definido por el siguiente conjunto de ecuaciones (Kim y Nelson, 1999):

#### Filtro de Kalman

$$\beta_{t|t-1}^{(i,j)}, \mathbf{P}_{t|t-1}^{(i,j)}, \tau_{t|t-1}^{(i,j)}, f_{t|t-1}^{(i,j)}, \mathbf{H}_{t|t-1}^{(i,j)}.$$

#### Algoritmo EM

$$\Pr[S_t, S_{t-1} | \psi_{t-1}] = \Pr[S_t, S_{t-1}] \Pr[S_{t-1} | \psi_{t-1}];$$

$$f(x_t | \psi_{t-1}) = \sum_{S_t} \sum_{S_{t-1}} f(x_t | S_t, S_{t-1}, \psi_{t-1}) \Pr[S_t, S_{t-1} | \psi_{t-1}];$$

$$l(\theta) = l(\theta) + \ln[f(x_t | \psi_{t-1})];$$

$$\Pr[S_t, S_{t-1} | \psi_{t-1}] = \frac{f(x_t, S_t, S_{t-1}, \psi_{t-1})}{f(x_t | \psi_{t-1})} = \frac{f(x_t | S_t, S_{t-1}, \psi_{t-1}) \Pr[S_t, S_{t-1} | \psi_{t-1}]}{f(x_t | \psi_{t-1})}$$

$$\Pr[S_t | \psi_t] = \sum_{S_{t-1}} \Pr[S_t, S_{t-1} | \psi_t].$$

#### Aproximaciones

$$\beta_{t|t}^j = \frac{\sum_{i=1}^2 \Pr[S_{t-1} = i, S_t = j | \psi_t] \beta_{t|t}^{(i,j)}}{\Pr[S_t = j | \psi_t]};$$

$$\mathbf{P}_{t|t}^j = \frac{\sum_{i=1}^2 \Pr[S_{t-1} = i, S_t = j | \psi_t] \left[ \mathbf{P}_{t|t}^{(i,j)} + (\beta_{t|t}^j - \beta_{t|t}^{(i,j)}) (\beta_{t|t}^j - \beta_{t|t}^{(i,j)})' \right]}{\Pr[S_t = j | \psi_t]}.$$

#### Función de Verosimilitud

$$l(\theta) = \sum_{t=1}^T \ln[f(x_t | \psi_{t-1})].$$

## APÉNDICE C

### Filtro de Kalman en presencia de Regresores Endógenos

Kim (2006) define el filtro de Kalman con regresores endógenos mediante el siguiente conjunto de ecuaciones:

$$\beta_{t|t-1} = E\left(\beta_t \mid \mathbf{w}_t, \mathbf{v}_t, \xi_t^*, \psi_{t-1}\right) = \beta_{t-1|t-1};$$

$$\mathbf{P}_{t|t-1} = \text{var}\left(\beta_t \mid \mathbf{w}_t, \mathbf{v}_t, \xi_t^*, \psi_{t-1}\right) = \mathbf{P}_{t-1|t-1} + \mathbf{Q}_\eta;$$

$$\tau_{t|t-1} = x_t - E\left(x_t \mid \mathbf{w}_t, \mathbf{v}_t, \xi_t^*, \psi_{t-1}\right) = x_t - (\mathbf{w}_t, \mathbf{v}_t)' \beta_{t-1|t-1} - \xi_t^{*'} \rho \sigma_\varepsilon;$$

$$\mathbf{H}_{t|t-1} = \text{var}\left(x_t \mid \mathbf{w}_t, \mathbf{v}_t, \xi_t^*, \psi_{t-1}\right) = (\mathbf{w}_t, \mathbf{v}_t)' \mathbf{P}_{t|t-1} (\mathbf{w}_t, \mathbf{v}_t) + (1 - \rho') \rho \sigma_\varepsilon^2;$$

$$\beta_{t|t} = E\left(\beta_t \mid \mathbf{w}_t, \mathbf{v}_t, \xi_t^*, \psi_{t-1}\right) = \beta_{t|t-1} + \mathbf{P}_{t|t-1} (\mathbf{w}_t, \mathbf{v}_t) \mathbf{H}_{t|t-1}^{-1} \tau_{t|t-1};$$

$$\mathbf{P}_{t|t} = \text{var}\left(\beta_t \mid \mathbf{w}_t, \mathbf{v}_t, \xi_t^*, \psi_{t-1}\right) = \mathbf{P}_{t|t-1} - \mathbf{P}_{t|t-1} (\mathbf{w}_t, \mathbf{v}_t) \mathbf{H}_{t|t-1}^{-1} (\mathbf{w}_t, \mathbf{v}_t)' \mathbf{P}_{t|t-1}.$$

## APÉNDICE D

### Función de Verosimilitud

Kim y Nelson (1999) definen la función de verosimilitud como sigue:

$$\begin{aligned} f(x_t \mid \psi_{t-1}) &= \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 f(x_t, S_t = i, S_{t-1} = j \mid \psi_{t-1}) \\ &= \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 f(x_t \mid S_t = i, S_{t-1} = j \mid \psi_{t-1}) \Pr[S_t = i, S_{t-1} = j \mid \psi_{t-1}], \end{aligned}$$

donde

$$f(x_t \mid S_t = i, S_{t-1} = j, \psi_{t-1}) = (2\pi)^{-\frac{N}{2}} \left| f_{t|t-1}^{(i,j)} \right|^{-\frac{1}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \tau_{t|t-1}^{(i,j)}, f_{t|t-1}^{(i,j)-1} \tau_{t|t-1}^{(i,j)}\right\}.$$

## APÉNDICE E

### Descomposición *Bootstrap* de la Varianza Condicional del Error de Predicción

El cuadro E1 presenta los resultados *bootstrap* de la descomposición de la varianza condicional del error de predicción para los tres modelos (estimación media e intervalos de confianza al 95%). El mismo cuadro también presenta, para fines de comparación, los resultados hallados bajo el supuesto de errores

gaussianos en la estimación. El remuestreo *bootstrap* se realizó siguiendo las metodologías de Stoffer y Wall (1991) para modelos en estado-espacio que usan el filtro de Kalman, y la de Psaradakis (1998) para el muestreo de errores en presencia de cambios de régimen tipo Markov.

## CUADRO E1

Descomposición *Bootstrap* de la Varianza Condicional del Error de Predicción

Variable y periodo	Errores Gaussianos				<i>Bootstrap</i>			
	Parámetros que varían en el tiempo		Parámetros que varían en el tiempo		Markov		Total	
	Markov	Total	Media	Intervalo de confianza al 0.95	Media	Intervalo de confianza al 0.95	Media	Intervalo de confianza al 0.95
<b>A. Brecha del producto</b>								
1993-95	0.00424	0.02566	0.02990	[0.00585, 0.00598]	0.05667	[0.05542, 0.05790]	0.06251	[0.06119, 0.06384]
1996-98	0.00353	0.01881	0.02234	[0.00548, 0.00564]	0.02330	[0.02264, 0.02401]	0.02878	[0.02796, 0.02961]
1999-2006	0.00208	0.01616	0.01824	[0.00193, 0.00197]	0.01807	[0.01749, 0.01870]	0.02000	[0.01938, 0.02066]
Muestra total	0.00279	0.01842	0.02121	[0.00342, 0.00351]	0.02596	[0.02524, 0.02671]	0.02938	[0.02860, 0.03020]
<b>B. Tasa de inflación</b>								
1993-95	0.01172	0.01428	0.02599	[0.01204, 0.01207]	0.06555	[0.02062, 0.15871]	0.07758	[0.03267, 0.18638]
1996-98	0.00612	0.01099	0.01711	[0.00588, 0.00590]	0.04010	[0.01541, 0.09914]	0.04598	[0.02129, 0.09725]
1999-2006	0.00337	0.00869	0.01205	[0.00289, 0.00291]	0.02381	[0.01130, 0.04950]	0.02670	[0.01420, 0.05276]
Muestra total	0.00545	0.01019	0.01563	[0.00516, 0.00518]	0.03479	[0.01386, 0.07986]	0.03996	[0.01903, 0.08616]
<b>C. Tipo de cambio real</b>								
1993-95	0.54577	10.54444	11.09022	[0.81944, 0.81944]	9.21296	[9.02628, 9.40670]	10.03222	[9.83458, 10.24011]
1996-98	0.37324	10.46275	10.83625	[0.74982, 0.74982]	9.20454	[9.01600, 9.39305]	9.95438	[9.75733, 10.16217]
1999-2006	0.56164	10.58610	11.14777	[0.91215, 0.91215]	9.19028	[8.99863, 9.38625]	10.10250	[9.89786, 10.31116]
Muestra total	0.51542	10.55042	11.06592	[0.85864, 0.85864]	9.19750	[9.00743, 9.39136]	10.05616	[9.85448, 10.26448]

Fuente: Cálculos propios.

# EXCESO DE OPTIMISMO, CICLOS DE AUGE/CAÍDA Y POLÍTICA MONETARIA EN ECONOMÍAS PEQUEÑAS Y ABIERTAS\*

Manuel Marfán L.  
Juan Pablo Medina G.  
Claudio Soto G.\*\*

## I. INTRODUCCIÓN

Durante los años noventa, varias economías emergentes, como México, algunos países del sudeste asiático y Chile, registraron episodios de tasas de crecimiento elevadas, junto con deterioros en las cuentas corrientes y apreciaciones de sus monedas. Todos estos episodios terminaron en abruptas reversiones en los flujos de capital, en caídas en las demandas y en recesiones.<sup>1</sup> Es decir, estas economías experimentaron ciclos de auge/caída (“boom-bust cycles”).

Antes de las recesiones, todos estos países mostraron un gran de optimismo sobre sus perspectivas futuras. México negociaba su ingreso al NAFTA y su admisión como miembro a la OCDE. Chile había vivido una transición tranquila a la democracia y el estado de ánimo de los inversionistas era cada vez más entusiasta respecto de los beneficios de las reformas de mercado realizadas tanto en el período anterior como en los primeros años en democracia. Por su parte, las economías del sudeste asiático tenían sus propios motivos para estar optimistas, gracias a su impresionante crecimiento de los años precedentes. En todos los casos, el optimismo tenía una base razonable, pero las perspectivas del crecimiento económico futuro no podían estimarse con exactitud.

En este artículo mostramos que percepciones demasiado optimistas sobre el futuro por parte de los agentes privados (“exuberancia” racional), pueden haber sido una causa de los ciclos de auge/caída que se observaron en algunas economías emergentes durante los años noventa. Para ello,

desarrollamos un modelo multisectorial de equilibrio general dinámico y estocástico (DSGE por sus siglas en inglés), para una economía pequeña y abierta, con precios y salarios rígidos. Mostramos que bajo una parametrización estándar, el modelo es capaz de replicar la mayoría de los hechos estilizados observados en los episodios de auge/caída en mercados emergentes. En el modelo, los agentes privados son racionales y miran hacia delante cuando forman sus expectativas. Por lo tanto, sus decisiones presentes de consumo e inversión se basan en su evaluación respecto de la productividad futura. Una evaluación demasiado optimista sobre la productividad futura los hace acumular capital en exceso y aumentar demasiado su consumo, lo que lleva a un auge acompañado de un déficit en cuenta corriente. Cuando los agentes se dan cuenta de que la productividad crecerá menos de lo esperado, deben reajustar sus perfiles de inversión y consumo, generando una reversión de cuenta corriente y una recesión.

Nuestro enfoque analítico sigue de cerca el trabajo de Christiano, Ilut, Motto y Rostagno (2007) (en adelante, CIMR). A diferencia de ellos, mostramos que el exceso de optimismo respecto de cambios en la tendencia del crecimiento en la productividad, y no respecto de cambios en los niveles de la misma, pueden ser causa de los ciclos de auge y caída en economías abiertas como los observados en la década de los 90. En particular, mostramos que si se espera que los cambios de productividad futuros

\* Agradecemos el aporte de Jorge Selaive a una versión anterior del artículo, y la asistencia de Emerson Melo. También agradecemos los comentarios de Rodrigo Cerda, José De Gregorio, Pablo García y Klaus Schmidt-Hebbel.

\*\* Todos los autores son del Banco Central de Chile (BCCh). Las opiniones expresadas en este artículo no necesariamente representan las del BCCh. Emails: mmarfan@bcentral.cl; jmedina@bcentral.cl; csotog@bcentral.cl

<sup>1</sup> Episodios similares vivieron los mercados emergentes a fines de la década del setenta y, más recientemente, economías industrializadas como la de EE.UU.

sean solo de nivel, entonces el modelo no es capaz de replicar la apreciación real de la moneda y el deterioro de la cuenta corriente ocurridos durante la etapa expansiva del ciclo, tal como se observa en los datos. Este resultado se relaciona con el trabajo de Aguiar y Gopinath (2007), quienes muestran que la fuerte contraciclicidad de cuenta corriente observada en las economías emergentes puede explicarse por *shocks* a la tendencia de la productividad en un modelo estándar de ciclo económico real.

De acuerdo con nuestro modelo, un ciclo de auge/caída originado por el exceso de optimismo de los agentes nacionales es observacionalmente equivalente a un ciclo provocado por fluctuaciones exógenas de las condiciones financieras externas. Varios autores han sostenido que cambios en las condiciones financieras externas fueron factores significativos tras los movimientos de variables macroeconómicas observados durante los años noventa en muchos mercados emergentes (Neumeyer y Perri, 2005; Uribe y Yue, 2006; Valdés, 2007). En este sentido, nuestros resultados pueden interpretarse como una explicación alternativa plausible —o bien complementaria— de los episodios de deterioro abrupto de la cuenta corriente en los mercados emergentes en la década de los noventa.<sup>2</sup>

Entre las implicancias de política, nuestro modelo demuestra que los *tradeoffs* que enfrenta la política monetaria en un ciclo de auge/caída provocado por expectativas, no son triviales. Si el banco central trata de estabilizar el PIB, el resultado será una caída considerable en la inflación y una contracción de la producción de bienes transables. Por otra parte, si el banco central sigue de manera estricta una meta para la inflación, entonces el auge de la actividad, el deterioro de la cuenta corriente y la apreciación del tipo de cambio durante el auge serán considerables, y la consiguiente recesión muy severa. Por último, si el banco central trata de estabilizar el tipo de cambio, los efectos adversos en el sector nacional productor de bienes transables solo se evitarán en el corto plazo, pero se amplificará el ciclo de auge y caída a nivel agregado.

El análisis de las fluctuaciones macroeconómicas provocadas por expectativas se remonta por lo menos a Pigou (1926). En el último tiempo, esta hipótesis

ha vuelto a captar la atención de la literatura. Marfán (2005) analiza los ciclos de auge y caída provocados por un exceso de optimismo centrándose en el rol de la política fiscal. Beaudry y Portier (2004), Jaimovich y Rebelo (2006, 2007), Mertens (2007) y CIMR presentan diferentes modelos de expectativas racionales, en los cuales los ciclos económicos se generan por cambios en las expectativas relativas a la productividad futura. Jaimovich y Rebelo (2006, 2007), en particular, analizan los movimientos conjuntos de una serie de variables generados por *shocks* de productividad no materializados. Ellos muestran que para una economía cerrada, ajustes costosos de la inversión y/o del empleo, tasa de uso del capital variable y efectos riqueza débiles en la oferta de trabajo son esenciales para replicar lo observado en los datos. En un contexto de economía abierta, por otra parte, ellos muestran que el hecho de que la tasa de utilización del capital sea variable no resulta relevante. CIMR, por su parte, enfatizan el rol que desempeña la política monetaria en la generación de ciclos de auge/caída provocados por expectativas. Mediante un modelo con precios y salarios rígidos, muestran que para generar una expansión considerable en la producción y un auge de los precios de los activos en respuesta a noticias sobre aumentos futuros de la productividad, la política monetaria debe responder agresivamente a la caída inducida en la inflación. Así, la expansión inicial generada por la perspectiva de mejoras futuras en productividad es amplificada por un relajamiento en la política monetaria. Mertens (2007) muestra que un modelo de ciclo real, donde expansiones de la actividad se generan por expectativas, puede replicar hechos estilizados relevantes de la reversión repentina de flujos de capitales sufrida por Corea del Sur a fines de los 90s (*sudden-stop*).

La idea de que los ciclos económicos pueden ser provocados por expectativas se relaciona con la literatura sobre equilibrios múltiples y *sunspots* (Farmer, 1993). También puede considerarse complementaria a la literatura sobre efectos manada y cascadas de información, que enfatiza que en situaciones donde la información se agrega de forma inadecuada, se pueden

<sup>2</sup> Cabe señalar que nuestros resultados no son una prueba formal a favor de la hipótesis del exceso de optimismo para explicar los ciclos de auge/caída en las economías emergentes.

producir ciclos económicos no causados por cambios en los fundamentales (Banerjee, 1992; Chamley y Gale, 1994; Caplin y Leahy, 1993 y Zeira, 1994). En este artículo, examinamos si las consecuencias cuantitativas de errores de proyección (rationales y no sistemáticos) agregados pueden explicar el patrón observado en ciclos de auge/caída, en un modelo dinámico donde el equilibrio es único.

El artículo consta de cinco secciones, incluida esta introducción. La segunda sección presenta una motivación respecto del efecto de reformas e innovaciones en las perspectivas de la productividad y describe algunos hechos estilizados de economías que experimentaron ciclos de auge/caída. La tercera sección describe en detalle el modelo teórico utilizado para evaluar los posibles efectos del exceso de optimismo en el ciclo de economías pequeñas y abiertas. La cuarta sección analiza los resultados del modelo y discute los dilemas que enfrenta la política monetaria. La quinta y última sección resume las conclusiones principales.

## II. REFORMAS ESTRUCTURALES Y CICLOS DE AUGE/CAÍDA EN MERCADOS EMERGENTES

Durante las décadas de los ochenta y noventa, diversas economías emergentes realizaron variadas reformas tendientes a estimular el crecimiento de sus economías. Más tarde, con la caída del Muro de Berlín a comienzos de los años noventa, se vio un estímulo generalizado para acelerar y expandir la globalización de los mercados. Asimismo, las economías emergentes recuperaron el acceso a los flujos financieros voluntarios en condiciones favorables y el comercio se dirigió hacia mayores niveles de integración regional con la firma de distintos tratados. En este contexto, los foros internacionales se concentraron cada vez más en el diseño de una nueva arquitectura financiera internacional y de la expansión de las instituciones de mercado en las economías en transición. El ambiente macroeconómico era proclive al estímulo de la productividad. Sin embargo, era difícil evaluar el real impacto de las reformas en curso por cuanto no existían precedentes. Es posible, por lo tanto, que se haya tendido a sobredimensionar el efecto de las mismas en la productividad futura.

## 1. Reformas estructurales, innovaciones y productividad

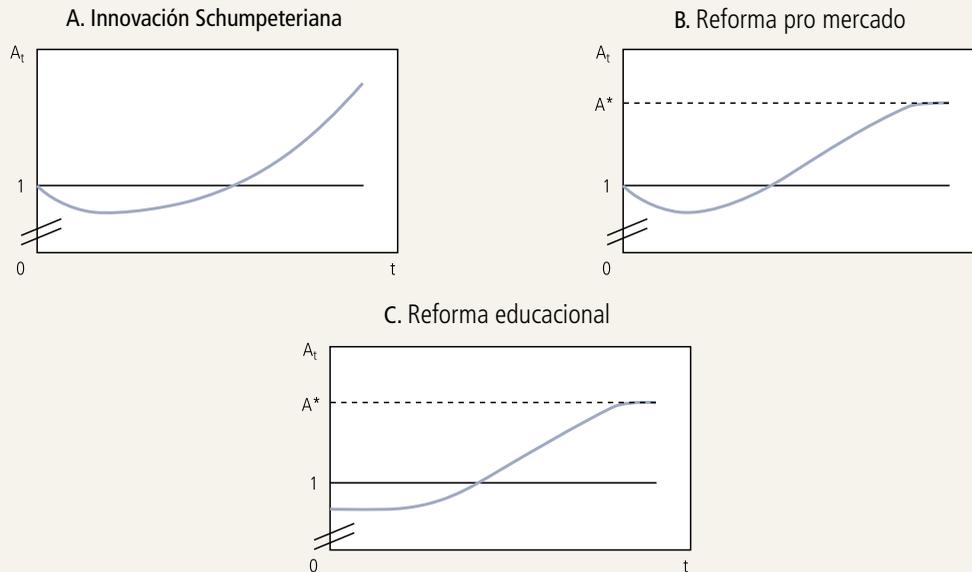
Tanto las reformas estructurales como las innovaciones dan paso a cambios ulteriores en la productividad. Así, por ejemplo, si  $F_{i,t}$  denota la función de producción de una empresa genérica  $i$  en el momento  $t$ , después de una reforma que estimule la productividad o de una innovación sistémica —que afecta la productividad de todas las empresas— la función de producción concomitante será  $F'_{i,t} = F_{i,t} A_t$ , donde  $A_t$  mide el impacto de la reforma sobre la productividad en el instante  $t$ . El gráfico 1 ilustra el efecto en la productividad de diferentes tipos de innovaciones y de reformas iniciadas en  $t = 0$ . En el caso de una innovación “Schumpeteriana” —e.g. máquina a vapor, electricidad, tecnologías de la información— al principio, hay destrucción de capital, empleos, y bienes públicos relacionados con la tecnología antigua. Esto hace caer inicialmente la productividad medida. A horizontes más amplios, los beneficios de la nueva tecnología superan los costos de destruir la antigua y la productividad medida crece (es posible que en un lapso muy prolongado la curva  $A_t$  pueda hacerse cóncava y muestre retornos decrecientes).

En el caso de una reforma pro-mercado (e.g., apertura comercial), inicialmente, cuando ocurre la reforma, puede haber destrucción de rentas asociada con la eliminación de las imperfecciones de mercado presentes antes de la misma. Con el tiempo, el efecto en productividad aumenta y se converge a un nivel de largo plazo  $A^*$ , una vez que la reforma ha sido asimilada completamente. Un patrón similar ocurriría con una reforma para mejorar el capital humano (e.g. reforma de la educación). Existe un período inicial en el cual se desvían considerables recursos de otras actividades para implementar la reforma, sin efectos inmediatos en productividad. Los beneficios de la reforma empiezan a cosecharse al graduarse las nuevas generaciones bien educadas, y la reforma finaliza una vez que se ha educado a toda la fuerza laboral.

En cualquiera de las innovaciones o reformas descritas, no existen antecedentes que permitan a los agentes económicos predecir con precisión su impacto en productividad a lo largo del tiempo. Los agentes pueden conocer la forma funcional de

GRÁFICO 1

## Innovaciones, Reformas y su Impacto en Productividad



Fuente: Elaboración propia.

$A_t$ , pero los valores de ciertos parámetros, como  $A^*$ , son inciertos en un comienzo. En este contexto, los agentes reaccionan estableciendo valores esperados para  $A^*$ , que pueden diferir de sus valores efectivos. Tal como lo ilustran los casos anteriores, se necesita tiempo para que las reformas se materialicen en aumentos reales de productividad, lo cual dificulta la evaluación ex-ante de su impacto.

## 2. Algunos hechos estilizados

Existe un conjunto de hechos estilizados que caracterizan lo vivido por economías emergentes que realizaron reformas y que experimentaron ciclos de auge/caída. En esta sección discutimos lo sucedido en tres de ellas durante los años noventa: Chile, Corea del Sur y México.

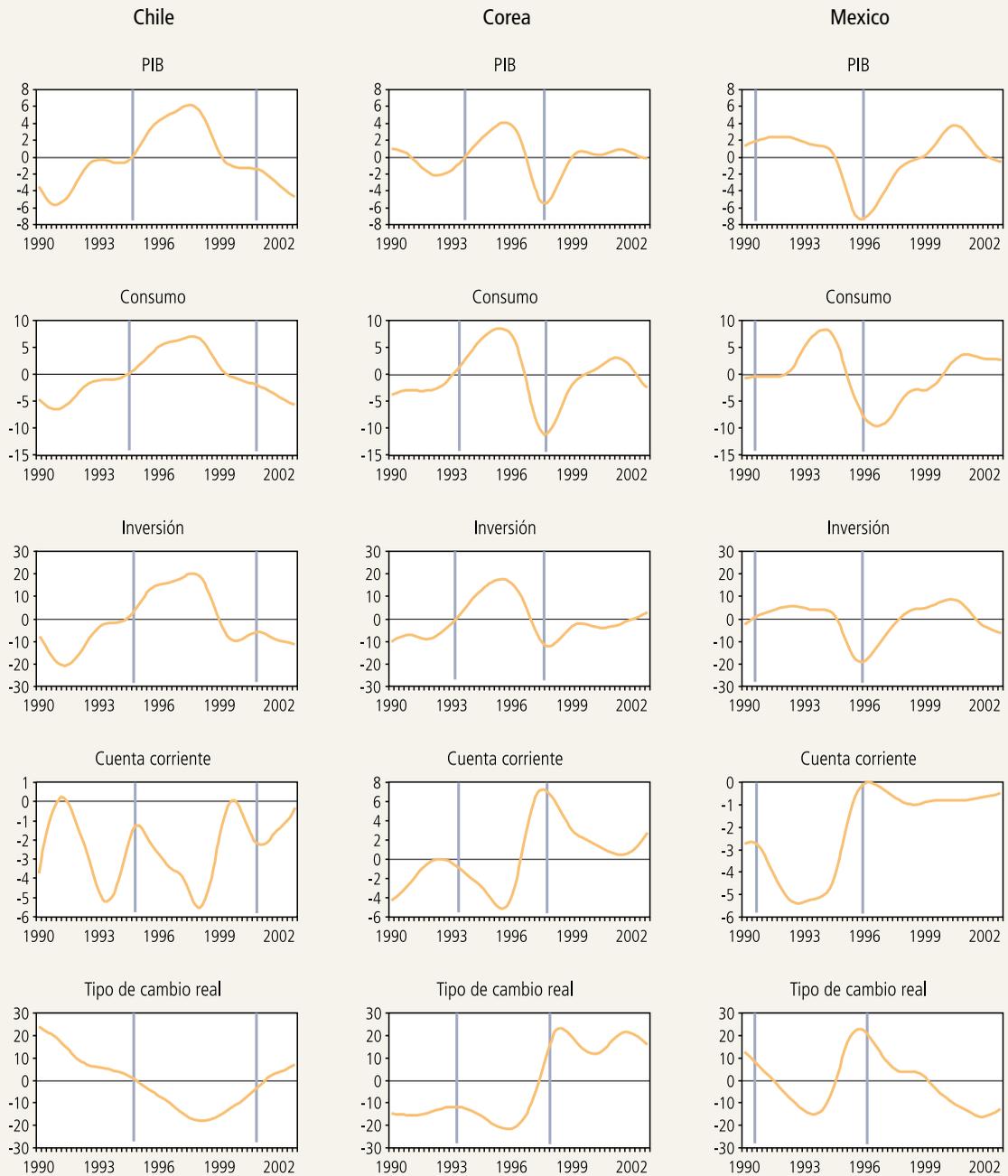
Chile introdujo reformas en los años setenta y ochenta. No obstante, en 1990, con el comienzo de los gobiernos democráticos, se otorgó alta prioridad al equilibrio macroeconómico general, y se fortalecieron y profundizaron las reformas estructurales iniciadas anteriormente. La percepción de los agentes económicos era que venía un fuerte impulso al crecimiento de la productividad. Jadresic

y Zahler (2000), basados en modelos de series de tiempo, afirman que los factores claves subyacentes al rápido crecimiento de la productividad en la década de los noventa fueron, precisamente, la consolidación de la democracia y la introducción de nuevas reformas estructurales. Por su parte, México adoptó, en los años noventa, una política de liberalización comercial con EE.UU. y Canadá que significó la apertura de su economía al comercio y a los flujos de capitales. Anteriormente, a fines de los años ochenta había implementado un plan de estabilización y un ambicioso programa de privatizaciones. En el caso de Corea del Sur, antes de la crisis financiera de 1997, la economía había experimentado un largo período de alto crecimiento, baja inflación y mejora sostenida del estándar de vida de la población. Por su parte, la solidez del ahorro y de la inversión contribuyó a la rápida transformación del país. El gobierno inició un programa de reformas económicas —que adquirió ímpetu entre 1993 y 1996— para liberalizar gradualmente los mercados financieros y la cuenta de capitales.

El gráfico 2 presenta la evolución de una serie de variables en estas tres economías durante el período

GRÁFICO 2

Hechos Estilizados



Fuente: Elaboración propia.

1990-2002.<sup>3</sup> En los tres casos se identifica una fase durante la cual el producto creció por sobre su tendencia, junto con un aumento de la inversión y del consumo. Durante esta fase de auge, también se observó en los tres países una apreciación real de la moneda y un deterioro de la cuenta corriente. En el caso de México, la expansión en producción fue menos drástica que en Corea del Sur y Chile, pero el auge del consumo fue comparable. En los tres casos, hubo una brusca reversión del ciclo, con una caída de la producción, el consumo y la inversión, y un fuerte ajuste en el déficit en cuenta corriente. En México y Corea del Sur, la caída en la actividad coincidió con una depreciación de la moneda de casi 40%. En Chile, la depreciación fue más lenta que en los otros dos países.

Los ciclos de auge/caída en estos tres países implicaron oscilaciones en la producción y el consumo superiores a 10% en corto tiempo. Las fluctuaciones de la inversión fueron mucho mayores, con diferencias de más de 20% entre su nivel más alto y el más bajo. En México y Chile, la contracción del déficit en cuenta corriente no llevó a un superávit, en cambio en Corea del Sur, tras el déficit en cuenta corriente de casi 6% del PIB siguió un superávit de similar magnitud un par de años después del *peak* del período de auge. A diferencia de Chile y México, Corea del Sur tuvo una recuperación excepcional de la Crisis Asiática y la producción recobró su nivel anterior a dicha crisis de forma muy rápida.<sup>4</sup>

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

A continuación presentamos un modelo microfundado de economía pequeña y abierta para analizar los ciclos de auge/caída generados por expectativas. El modelo considera una economía con dos sectores productivos nacionales: uno que produce bienes transables ( $H$ ) y otro que produce bienes no transables ( $N$ ). Los agentes nacionales importan bienes extranjeros ( $F$ ) tanto para consumir como para invertir. Los precios y salarios son rígidos en el corto plazo. Los hogares poseen hábitos en sus preferencias, la inversión está sujeta a costos de ajuste y la tasa de utilización del capital es variable. En lo que sigue, se presenta una descripción más detallada de los distintos bloques del modelo.

## 1. Hogares

La economía local está habitada por un continuo de hogares indexados por  $j \in [0,1]$ . En el período  $t$ , el hogar  $j$  maximiza el valor presente esperado de su utilidad, dado por:

$$U_t(j) = E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left[ \log(C_{t+i}(j) - hC_{t+i-1}) + \frac{\zeta_M}{\mu} \left( \frac{M_{t+i}(j)}{P_{C,t+i}} \right)^\mu - \zeta_L \frac{l_{t+i}(j)^{1+\sigma_L}}{1+\sigma_L} \right] \right\}, \quad (1)$$

donde  $l_t(j)$  corresponde al esfuerzo laboral,  $C_t(j)$  es el consumo total, y  $M_t(j)$  es el saldo monetario nominal que posee el hogar al inicio del período  $t$ . El parámetro  $\sigma_L$  es el inverso de la elasticidad de la oferta de trabajo respecto de los salarios reales. La formación de hábitos en las preferencias está determinada por el parámetro  $h$ . Mientras mayor es  $h$ , mayor es la persistencia en el consumo. El hogar  $j$  consume una canasta compuesta por bienes transables,  $C_T$ , y bienes no transables,  $C_N$ :

$$C_t(j) = \begin{bmatrix} \alpha_C^{1/\eta_C} (C_{T,t}(j))^{\frac{\eta_C-1}{\eta_C}} \\ +(1-\alpha_C)^{1/\eta_C} (C_{N,t}(j))^{\frac{\eta_C-1}{\eta_C}} \end{bmatrix}^{\frac{\eta_C}{\eta_C-1}},$$

Los bienes transables son una combinación de bienes transables producidos en el país ( $H$ ) y bienes importados ( $F$ ),

$$C_{T,t}(j) = \begin{bmatrix} \gamma_C^{1/\omega_C} (C_{H,t}(j))^{\frac{\omega_C-1}{\omega_C}} \\ +(1-\gamma_C)^{1/\omega_C} (C_{F,t}(j))^{\frac{\omega_C-1}{\omega_C}} \end{bmatrix}^{\frac{\omega_C}{\omega_C-1}}.$$

Los parámetros  $\alpha_C$  y  $\gamma_C$  determinan la participación de cada tipo de bien en la canasta de consumo,

<sup>3</sup> Se utilizan datos trimestrales de Chile para el período 1990: I a 2002:IV del Banco Central de Chile y del Instituto Nacional de Estadísticas (INE). Para México y Corea del Sur, la fuente es el IFS. Para todas las series, se aplica un filtro HP con un parámetro de suavizamiento elevado ( $\lambda = 3 \times 10^6$ ), a fin de obtener una tendencia casi lineal. Una vez filtradas las series, se calculan los ciclos respectivos. Luego se procede a filtrar nuevamente estas series para obtener un patrón más suave.

<sup>4</sup> En el caso de Chile, hasta ahora el crecimiento no ha recuperado el ritmo de los años noventa.

mientras que  $\eta_c$  y  $\omega_c$  corresponden a las elasticidades precio asociadas. Minimizando el costo de la canasta de consumo y agregando todos los hogares, obtenemos las demandas agregadas para los tres tipos de bienes. El índice de precios al consumidor (IPC) está dado por

$$P_{C,t} = (\alpha_C P_{T,t}^{1-\eta_C} + (1-\alpha_C) P_{N,t}^{1-\eta_C})^{\frac{1}{1-\omega_C}},$$

donde  $P_{T,t}$  es el índice de precios de la canasta de consumo de bienes transables (que incluye bienes transables nacionales e importados), y  $P_{N,t}$  es el índice de precios de bienes no transables.

### Decisiones de ahorro y consumo

Los hogares tienen acceso a tres tipos de activos: dinero  $M_t(j)$ , bonos internacionales no contingentes (denominados en moneda extranjera)  $B_t^*(j)$ , y bonos nacionales contingentes  $D_{t+1}(j)$ , que pagan una unidad de moneda nacional en un estado particular de la naturaleza. La restricción presupuestaria del hogar  $j$  está dada por:

$$P_{C,t} C_t(j) + E_t \{d_{t,t+1} D_{t+1}(j)\} + \frac{e_t B_t^*(j)}{(1+i_t^*)\Theta(b_t)} + M_t(j) = W_t(j) l_t(j) + \Pi_t(j) - \tau_t + D_t(j) + e_t B_{t-1}^*(j) + M_{t-1}(j),$$

donde  $\Pi_t(j)$  son las utilidades recibidas de las empresas nacionales,  $W_t(j)$  es el salario nominal fijado por el hogar  $j$ ,  $\tau_t$  corresponde a impuestos netos de suma alzada per cápita, y  $e_t$  es el tipo de cambio nominal (expresado como unidades de moneda nacional por unidad de moneda extranjera). La variable  $d_{t,t+1}$  es el precio de los bonos contingentes en el período  $t$ , normalizados por la probabilidad de ocurrencia de un estado de la naturaleza particular. Al suponer la existencia de un conjunto de bonos contingentes para todos los posibles estados de la naturaleza aseguramos que el consumo es igual para todos los hogares, cualquiera sea el ingreso laboral que estos reciben en cada período.

La variable  $i_t^*$  es la tasa de interés de los bonos internacionales denominados en moneda extranjera, y  $\Theta(\cdot)$  corresponde al premio que tienen que pagar los hogares nacionales por endeudarse en el exterior. Este premio depende de la posición neta de activos

internacionales relativa al PIB,  $b_t = e_t B_t^*/P_{Y,t} Y_t$ , donde  $P_{Y,t} Y_t$  es el PIB nominal y  $B_t^*$  es la posición neta agregada de la economía.<sup>5</sup>

Cada hogar elige una trayectoria de consumo y la composición de su portafolio de manera de maximizar la ecuación (1) sujeto a su restricción presupuestaria. Las condiciones de primer orden para los diferentes bonos contingentes en todos los posibles estados definen la siguiente ecuación de Euler para el consumo:

$$\beta E_t \left\{ (1+i_t) \frac{P_{C,t}}{P_{C,t+1}} \left( \frac{C_{t+1}(j) - hC_t}{C_t(j) - hC_{t-1}} \right) \right\} = 1, \quad (2)$$

donde  $i_t$  es la tasa de interés nacional libre de riesgo. De esta expresión y de la condición de primer orden para los bonos internacionales denominados en moneda extranjera, obtenemos la siguiente expresión para la condición de paridad no cubierta de la tasa de interés:

$$\frac{1+i_t}{(1+i_t^*)\Theta(b_t)} = E_t \frac{e_{t+1}}{e_t} + cov_t \quad (3)$$

donde  $cov_t$  corresponde a un término de covarianza que desaparece en la versión log-lineal del modelo.

### Oferta de trabajo y fijación de salarios

Cada hogar  $j$  es un proveedor monopolístico de un tipo de servicio laboral diferenciado. Hay un conjunto de ensambladores de servicios laborales que contratan trabajo de cada hogar y lo combinan en una unidad de trabajo agregado. Estas unidades de trabajo se utilizan como insumo en la producción de los bienes transables nacionales ( $H$ ) y de los no transables ( $N$ ). La minimización de costos por parte de los ensambladores, que operan en un mercado perfectamente competitivo, da origen a demandas para cada tipo de servicios de trabajo, las que son función de los salarios relativos correspondientes.

<sup>5</sup> En estado estacionario, suponemos que  $\Theta(\cdot) = \Theta$  y  $\Theta'b/\Theta = \theta$ . Cuando el país es deudor neto,  $\theta$  denota la elasticidad de la oferta de fondos internacionales, con pendiente positiva. Este premio se introduce principalmente como recurso técnico para asegurar la estacionariedad.

Siguiendo a Erceg et al. (2000), suponemos que la fijación de salarios está sujeta a una rigidez nominal à la Calvo (1983). Dado que cada hogar ofrece un servicio laboral diferenciado, este posee poder monopólico sobre el mismo y, por tanto, es capaz de fijar su precio (su salario nominal). No obstante, esto solo es posible de manera infrecuente. En cada período, cada hogar enfrenta una probabilidad  $1 - \phi_L$  de poder reoptimizar su salario nominal. El parámetro  $\phi_L$ , por lo tanto, determina el grado de rigidez nominal de los salarios. Suponemos que todos los hogares que no pueden reoptimizar sus salarios siguen una regla de ajuste que considera un promedio geométrico de la inflación pasada del IPC y la meta de inflación establecida por la autoridad,  $\bar{\pi}$ . Una vez que un hogar establece su salario, debe ofrecer la cantidad de trabajo que sea demandada a ese nivel. Un hogar en particular  $j$  que es capaz de reoptimizar su salario en  $t$  elige un salario  $W_t(j)$  de manera de maximizar la siguiente expresión:

$$E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \phi_L^i \Lambda_{t,t+i} \left[ \frac{\Gamma_{W,t}^i W_t(j)}{P_{C,t+i}} I_{t+i}(j) - \zeta_{L,t} \frac{I_{t+i}(j)^{1+\sigma_L}}{1+\sigma_L} (C_{t+i} - hC_{t+i-1}) \right] \right\}$$

sujeto a la demanda por su servicio laboral y a la regla de reajuste del salario nominal cuando no hay optimización, que se define por la función  $\Gamma_{W,t}^i = \Gamma_{W,t}^{i-1} (1 + \pi_{t+i-1})^{\chi_L} (1 + \bar{\pi})^{1-\chi_L}$ . La variable  $\Lambda_{t,t+i}$  es el factor de descuento relevante entre los períodos  $t$  y  $t+i$ . De la condición de primer orden de este problema se obtiene una curva de Phillips para los salarios nominales.

## 2. Inversión y Bienes de Capital

Una empresa representativa posee el stock de capital de la economía y se lo arrienda a las empresas que producen los bienes transables ( $H$ ) y los no transables ( $N$ ). Suponemos que el capital es específico al sector que lo arrienda —hay dos tipos de capital—, y que la empresa representativa decide la cantidad de cada tipo de capital que acumulará en el tiempo. El flujo de inversión destinado a producir nuevos bienes de capital para el sector  $J$ ,  $I_t(J)$ , se ensambla empleando la siguiente tecnología:

$$I_t(J) = \left[ \alpha_I^{1/\eta_I} I_{T,t}(J)^{\frac{\eta_I-1}{\eta_I}} + (1-\alpha_I)^{1/\eta_I} I_{N,t}(J)^{\frac{\eta_I-1}{\eta_I}} \right]^{\frac{\eta_I}{\eta_I-1}} \quad J = H, N$$

donde

$$I_{D,t}(J) = \left[ \gamma_I^{1/\omega_I} I_{H,t}(J)^{\frac{\omega_I-1}{\omega_I}} + (1-\gamma_I)^{1/\omega_I} I_{F,t}(J)^{\frac{\omega_I-1}{\omega_I}} \right]^{\frac{\omega_I}{\omega_I-1}}$$

es una canasta de bienes transables destinada a producir nuevos bienes de capital para el sector  $J$ . Cada una de las variables  $I_{D,t}(J)$  con  $D = H, F, N$  corresponde a la cantidad del bien  $D$  utilizada en el ensamblaje de nuevos bienes de capital para el sector  $J$ .

La empresa representativa puede ajustar la inversión en cada período. Sin embargo, cambiar el flujo de inversión es costoso. Se introduce este supuesto con el fin de obtener mayor inercia en la demanda por inversión (ver Christiano et al., 2005).<sup>6</sup> Definimos  $Z_t(J)$  y  $u_t(J)$  como el precio de arriendo y la tasa de utilización de capital en el sector  $J$ , respectivamente. La empresa representativa debe resolver el siguiente problema para cada tipo de capital:

$$V_t(J) = \max_{K_{t+i}(J), I_{t+i}(J), u_{t+i}(J)} E_t \left[ \sum_{i=0}^{\infty} \Lambda_{t,t+i} \frac{u_{t+i}(J) Z_{t+i}(J) K_{t+i}(J) - P_{C,t+i} I_{t+i}(J)}{P_{C,t+i}} \right],$$

sujeto a la ley de movimiento del stock de capital para el sector  $J$ ,

$$K_{t+1}(J) = [1 - \delta(u_t(J))] K_t(J) + S \left( \frac{I_t(J)}{I_{t-1}(J)} \right) I_t(J), \quad (4)$$

donde  $\delta(u_t)$  es la tasa de depreciación, que es función de la tasa de utilización de capital. Suponemos que  $\delta(u_t)$  es una función creciente, lo que implica que una mayor tasa de utilización deprecia más rápido

<sup>6</sup> Este supuesto es una solución más directa que otros enfoques más complicados para modelar la inercia de la inversión, como el de “time-to-build”.

el capital físico. La función  $S(\cdot)$  caracteriza el costo de ajuste para la inversión. Esta función de ajuste satisface:  $S(1 + g_y) = 1$ ,  $S'(1 + g_y) = 0$ ,  $S''(1 + g_y) = -\mu_s < 0$ , donde  $g_y$  es la tasa de crecimiento per cápita de la economía en estado estacionario.

Las condiciones de optimalidad del problema descrito son las siguientes:

$$\frac{P_{I,t}}{P_{C,t}} = \frac{Q_t(J)}{P_{C,t}} \left[ S \left( \frac{I_t(J)}{I_{t-1}(J)} \right) + S' \left( \frac{I_t(J)}{I_{t-1}(J)} \right) \frac{I_t(J)}{I_{t-1}(J)} \right] - E_t \left[ \Lambda_{t,t+1} \frac{Q_{t+1}(J)}{P_{C,t+1}} \left[ S' \left( \frac{I_{t+1}(J)}{I_t(J)} \right) \left( \frac{I_{t+1}(J)}{I_t(J)} \right)^2 \right] \right], \quad (5)$$

$$\frac{Q_t(J)}{P_{C,t}} = E_t \left[ \Lambda_{t,t+1} \left[ \frac{Z_{t+1}(J)}{P_{C,t+1}} + \frac{Q_{t+1}(J)}{P_{C,t+1}} (1 - \delta(u_t(J))) \right] \right], \quad (6)$$

$$\frac{Z_t(J)}{P_{C,t}} = \delta'(u_t(J)) \frac{Q_t(J)}{P_{C,t}}. \quad (7)$$

La variable  $P_{I,t} / P_{C,t}$  es el costo real de producir nuevos bienes de capital (el precio de los nuevos bienes de capital deflactado por el IPC), donde

$$P_{I,t} = [\alpha_I P_{I,t}^{1-\eta_I} + (1-\alpha_I) P_{N,t}^{1-\eta_I}]^{1/(1-\eta_I)}$$

y

$$P_{I,t} = [\gamma_I P_{H,t}^{1-\omega_I} + (1-\gamma_I) P_{F,t}^{1-\omega_I}]^{1/(1-\omega_I)}.$$

Las ecuaciones (5), (6) y (7) determinan simultáneamente la evolución del precio sombra del capital (Q de Tobin),  $Q_t(J)$ , el gasto de inversión real y la tasa de utilización de capital para cada sector.

### 3. Producción Nacional

Suponemos que existe un conjunto de empresas que emplean una tecnología CES para producir *variedades intermedias* que se utilizan para ensamblar bienes transables nacionales que después se venden a los hogares, a las empresas que producen nuevos bienes de capital y a agentes extranjeros. También hay un conjunto de empresas que usan una tecnología CES

similar para producir *variedades intermedias* que se usan para ensamblar bienes no transables que también se venden a los hogares, y a las empresas que producen nuevos bienes de capital.

Sea  $Y_{N,t}$  la cantidad total de bienes no transables vendida a los agentes nacionales (hogares y la empresa que ensambla nuevos bienes de capital). La demanda por una variedad intermedia genérica  $z_N$  para ensamblar estos bienes no transables está dada por:

$$Y_{N,t}(z_N) = \left( \frac{P_{N,t}(z_N)}{P_{N,t}} \right)^{-\varepsilon_N} Y_{N,t}, \quad (8)$$

donde  $P_{N,t}(z_N)$  es el precio de la variedad  $z_N$ . De manera similar, sea  $Y_{H,t}$  la cantidad de bienes transables nacionales vendidos en el país, y  $Y_{H,t}^*$  la cantidad vendida en el extranjero. Las demandas por una variedad particular  $z_H$  para ensamblar estos bienes están dadas por:

$$Y_{H,t}(z_H) = \left( \frac{P_{H,t}^*(z_H)}{P_{H,t}^*} \right)^{-\varepsilon_H} Y_{H,t}^*, \quad (9)$$

$$Y_{H,t}(z_H) = \left( \frac{P_{H,t}(z_H)}{P_{H,t}} \right)^{-\varepsilon_H} Y_{H,t},$$

donde  $P_H(z_H)$  es el precio de la variedad  $z_H$  cuando se usa para ensamblar bienes transables nacionales vendidos en el mercado nacional, y  $P_{H,t}^*(z_H)$  es el precio en moneda extranjera de esta variedad cuando se usa para ensamblar bienes vendidos en el exterior. Las variables  $P_{H,t}$  y  $P_{H,t}^*$  son los correspondientes índices de precios agregados. La demanda extranjera por bienes nacionales,  $Y_{H,t}^*$ , está dada por  $Y_{H,t}^* = \zeta^* (P_{H,t}^* / P_t^*)^{-\eta^*} Y_t^*$ , donde  $Y_t^*$  es la demanda extranjera total,  $\zeta^*$  corresponde a la participación de los bienes intermedios nacionales en la canasta de consumo de los agentes extranjeros, y  $\eta^*$  es la elasticidad precio de la demanda extranjera.

Las variedades intermedias en los sectores transable y no transable son producidas por empresas en competencia monopolística, las cuales maximizan su utilidad eligiendo el precio de su variedad, sujeto a la correspondiente demanda y a la tecnología disponible. Sea  $Y_{j,t}(z_j)$  la cantidad total producida de una variedad particular  $z_j$  en el sector  $J$ . La tecnología disponible está dada por:

$$Y_{J,t}(z_J) = A_{J,t} [T_t I_t(z_J)]^{\eta_J} [u_t(J) K_t(z_J)]^{1-\eta_J}, \quad (10)$$

$$J = N, H$$

donde  $I_t(z_J)$  es la cantidad de trabajo y  $K_t(z_J)$  es el monto de capital físico utilizado en la producción. El parámetro  $\eta_J$  define la participación del trabajo en el producto. La variable  $A_{J,t}$  representa un *shock* de productividad estacionaria común a todas las empresas del sector  $J$ , mientras  $T_t$  es una tendencia estocástica en la productividad laboral, que es común a ambos sectores nacionales ( $H$  y  $N$ ). Más abajo discutimos los procesos que siguen estos *shocks*.

Suponemos que el ajuste de precios de las variedades domésticas posee rigideces nominales à la Calvo. En cada período, la probabilidad de que una empresa que produce una variedad del bien transable nacional reciba una señal para ajustar su precio para el mercado interno es  $1 - \phi_{H_D}$  y una para el mercado externo es  $1 - \phi_{H_F}$ . De igual modo, la probabilidad de que una empresa que produce una variedad del bien no transable reciba una señal para ajustar su precio es  $1 - \phi_N$ . Estas probabilidades son las mismas para todas las empresas, cualquiera sea su historia. Si una empresa no recibe una señal, reajusta su precio siguiendo una regla simple que pondera la inflación pasada y la meta de inflación fijada por el banco central. Así, cuando una empresa recibe una señal de ajustar su precio, maximiza el valor esperado de sus utilidades, condicional a tener que reajustar “pasivamente” su precio por un número de períodos —es decir, siguiendo la regla—, y sujeto a (8) o (9). Dada esta estructura de fijación de precios, las inflaciones de bienes transables ( $H$ ) y no transables ( $N$ ) están dadas por curvas de Phillips neokeynesianas con indexación. Así, en su forma log-lineal, la inflación del sector  $J$  depende de la inflación del último período, de la inflación esperada para el próximo período y del costo marginal en el sector  $J$ .

#### 4. Distribuidores de Bienes Importados

Introducimos un sector minorista que distribuye internamente bienes importados. Estos distribuidores ajustan de manera infrecuente los precios en el mercado local. Con esto, hacemos que los traspasos de

cambios en el tipo de cambio a los precios importados en moneda local no sean instantáneos en el corto plazo. Esta característica del modelo es importante para mitigar el efecto de las fluctuaciones cambiarias en la composición del gasto, en línea con lo que muestran los datos.

Un conjunto de empresas ensambladoras aplican una tecnología CES para combinar variedades diferenciadas de bienes importados a fin de ensamblar un bien extranjero final,  $Y_F$ . Este bien es consumido por los hogares y utilizado para ensamblar nuevos bienes de capital. La demanda por una variedad genérica importada  $z_F$  está dada por:

$$Y_{F,t}(z_F) = \left( \frac{P_{F,t}(z_F)}{P_{F,t}} \right)^{-\varepsilon_F} Y_{F,t}, \quad (11)$$

donde  $\varepsilon_F$  es la elasticidad de sustitución entre variedades importadas,  $P_{F,t}(z_F)$  es el precio en moneda nacional de la variedad importada  $z_F$ , y  $P_{F,t}$  es el precio agregado de los bienes importados en el mercado interno.

Distintas empresas importadoras compran variedades de bienes importados en el extranjero y las venden en el país a estas empresas ensambladoras. Cada empresa importadora tiene poder monopólico en la comercialización de una variedad particular, y ajusta el precio de la variedad que vende de manera infrecuente, solo cuando recibe una señal. La señal llega con probabilidad  $1 - \phi_F$  cada período. Como en el caso de las variedades producidas en el país, si la empresa no recibe una señal, ajusta su precio siguiendo una regla “pasiva”, que pondera la inflación pasada y la meta de inflación fijada por el banco central. Por lo tanto, cuando una empresa importadora recibe una señal, elige un nuevo precio maximizando la suma descontada de las utilidades esperadas, sujeto a la demanda interna por la variedad que vende y a la regla de reajuste.

Conforme a esta especificación, las variaciones del tipo de cambio nominal no se traspasarán de inmediato a los precios de los bienes importados que se venden en el país. A largo plazo, las empresas ajustan libremente sus precios, de manera que la “ley de un solo precio” se cumple de manera proporcional para los bienes importados.

### 5. Regla de Política Monetaria

La política monetaria se modela con una simple regla de retroalimentación para la tasa de interés. En la especificación base del modelo, suponemos que el banco central responde a las desviaciones contemporáneas de la inflación del IPC respecto de la meta fijada por el banco central y a las desviaciones de la producción total respecto de su tendencia de crecimiento balanceado.

$$\frac{1+i_t}{1+i} = \left(\frac{1+i_{t-1}}{1+i}\right)^{\psi_Y} \left(\frac{Y_t}{\bar{Y}_t}\right)^{(1-\psi_Y)\psi_Y} \left(\frac{1+\pi_t}{1+\bar{\pi}}\right)^{(1-\psi_Y)\psi_\pi}$$

donde  $\pi = P_{C,t} / P_{C,t-1} - 1$  es la inflación de precios al consumidor,  $i$  es el nivel de estado estacionario de la tasa de interés nominal,  $\bar{\pi}$  es la meta de inflación, y  $\bar{Y}_t$  es la tendencia del producto.

### 6. Equilibrio Agregado

Una vez que las empresas productoras de variedades internas fijan sus precios, deben suministrar cualquier cantidad que se demande a esos precios. Por lo tanto, la condición de equilibrio del mercado para cada variedad implica que:

$$Y_{N,t}(z_N) = \left(\frac{P_{N,t}(z_N)}{P_{N,t}}\right)^{-\varepsilon_N} Y_{N,t}$$

$$Y_{H,t}(z_H) = \left(\frac{P_{H,t}(z_H)}{P_{H,t}}\right)^{-\varepsilon_H} Y_{H,t} + \left(\frac{P_{H,t}^*(z_H)}{P_{H,t}^*}\right)^{-\varepsilon_H} Y_{H,t}^*$$

donde  $Y_{N,t} = C_{N,t} + I_{N,t}(H) + I_{N,t}(N)$  y  $Y_{H,t} = C_{H,t} + I_{H,t}(H) + I_{H,t}(N)$  y donde  $Y_{H,t}^*$  se definió más arriba. El equilibrio requiere que la demanda total por trabajo por parte de los productores de variedades intermedias sea igual a la oferta de trabajo:  $\int_0^1 l_t(z_H) dz_H + \int_0^1 l_t(z_N) dz_N = l_t$ , donde  $l_t$  es la oferta laboral agregada. Además, la demanda por capital físico en el sector  $J$  debe ser igual al monto disponible:  $\int_0^1 K_t(z_J) dz_J = K_t(J)$  para  $J = H, N$ .

Utilizando las condiciones de equilibrio en los mercados de bienes y del trabajo, y la restricción presupuestaria de los hogares y del gobierno, obtenemos la siguiente expresión para la evolución de la posición neta de activos externos:

$$\frac{b_t}{(1+i_t^*)\Theta(b_t)} = b_{t-1} \frac{P_{Y,t-1}Y_{t-1}}{P_{Y,t}Y_t} + \frac{P_{X,t}X_t}{P_{Y,t}Y_t} - \frac{P_{IM,t}IM_t}{P_{Y,t}Y_t},$$

donde  $b_t$  es la posición neta de activos agregados de la economía frente al resto del mundo, relativa al PIB nominal, y  $P_{Y,t}Y_t = P_{C,t}C_t + P_{I,t}I_t + P_{X,t}X_t - P_{IM,t}IM_t$  es el PIB nominal medido por el lado de la demanda. Las importaciones y exportaciones nominales están dadas por  $P_{IM,t}IM_t = e_t P_{F,t}^* Y_{F,t}$  y  $P_{X,t}X_t = e_t P_{H,t}^* Y_{H,t}^*$ , respectivamente. La cantidad total de bienes importados es  $Y_{F,t} = C_{F,t} + I_{F,t}(H) + I_{F,t}(N)$ .

### 7. Calibración y Solución del Modelo

Para resolver el modelo debemos calcular primero el estado estacionario no estocástico mediante métodos numéricos. Luego resolvemos las reglas de decisión log-linealizadas utilizando las ecuaciones de comportamiento y las condiciones de equilibrio del modelo. Para ello, empleamos la factorización  $QZ$  descrita en Uhlig (1997). El cuadro 1 en el apéndice presenta el valor escogido para los parámetros estructurales del modelo. La calibración tiene por objeto caracterizar datos de frecuencia trimestral para la economía chilena. Muchos de los parámetros se tomaron directamente de la literatura, otros se eligen de manera de relacionarlos con características de largo plazo de esta economía. En las simulaciones, los *shocks* se calibran para hacer coincidir el crecimiento del PIB del modelo con la expansión observada en Chile durante el ciclo de auge/caída del período 1995-2001.

### IV. CICLOS DE AUGE/CAÍDA EN ECONOMÍAS PEQUEÑAS Y ABIERTAS

Tomando a Chile como país de referencia y utilizando el modelo descrito en la sección anterior, evaluamos las implicancias cualitativas y cuantitativas de los episodios de auge/caída generados por expectativas. Antes de considerar el caso de expectativas sobre optimistas respecto de la productividad futura, analizamos un caso de condiciones financieras externas exógenamente favorables, que se revierten abruptamente.

En lo que sigue, definimos el tipo de cambio real en el modelo como el precio relativo entre los bienes

transables ( $H$ ) y no transables ( $N$ ). La evolución de la productividad total de factores (PTF) medida se calcula en el modelo como un residuo de *Solow* agregado (sin ajustar por la tasa de utilización del capital).<sup>7</sup> La  $Q$  de Tobin se aproxima en los datos con el precio de un índice bursátil (el *IPSA*). Por último, el empleo se mide en los datos como la razón entre empleo formal y población activa, y el salario real corresponde a un índice de costo del trabajo deflactado por el IPC.<sup>8</sup>

## 1. Reversión de las Condiciones Financieras Externas

De acuerdo con varios autores, el ciclo de auge/caída en muchas economías emergentes durante los años noventa fue consecuencia de cambios en las condiciones financieras externas (ver, por ej., Neumeyer y Perri, 2005; Uribe y Yue, 2006; y Valdés, 2007). Según esta hipótesis, a comienzos de la década de los 90, condiciones financieras externas favorables significaron una gran afluencia de capital hacia estas economías. Esta afluencia de capitales habría producido el auge económico, las apreciaciones del tipo de cambio real y los déficits en las cuentas corrientes observados hasta mediados de esa década en varias de estas economías. Tras la fase de auge, un abrupto deterioro de las condiciones financieras externas, desencadenada por la Crisis Asiática, habría revertido el período de expansión.

Utilizando nuestro modelo analizamos el caso de una disminución exógena, altamente persistente, de la tasa de interés externa ( $i^*$ ). Esto captura la idea de un relajamiento en las condiciones de financiamiento externas. Luego se asume que de manera rápida e imprevista esta tasa se devuelve a su nivel original. Calibramos el tamaño del *shock* de manera que el auge de la producción coincida aproximadamente con los datos de PIB para Chile. El gráfico 3 presenta los resultados de este ejercicio. El modelo produce expansiones sostenidas en el PIB, el empleo, el consumo y la inversión, que se revierten abruptamente cuando la tasa de interés externa vuelve a su nivel original. Durante la expansión, el tipo de cambio real se aprecia 10% y el déficit en cuenta corriente (como porcentaje del PIB) alcanza un punto máximo cercano a 6%. Contrariamente a lo que muestran los datos, el modelo predice una caída inicial de la inflación y

un incremento posterior de la misma a medida que el tipo de cambio se deprecia con la reversión en las condiciones financieras externas. El episodio va acompañado de un incremento en la  $Q$  de Tobin para ambos tipos de capital. El auge del PIB se explica por la evolución de la producción en el sector no transable, que aumenta considerablemente. La apreciación real de la moneda durante este período, por su parte, lleva a una caída inicial de la producción en el sector transable. En general, la historia de un ciclo de auge/caída provocado por cambios exógenos en las condiciones financieras externas puede explicar, en el caso de Chile, los principales hechos estilizados.

## 2. Exceso de Optimismo en las Percepciones Privadas

A continuación examinamos una explicación alternativa —aunque complementaria— para el ciclo auge/caída basada en la idea de que, en lugar de originarse por factores externos, el ciclo se desencadena por errores de percepción de los agentes privados nacionales respecto a la productividad futura. Como se señaló antes, esta idea fue formalizada recientemente por CIMR en un modelo de economía cerrada. Nos basamos en su enfoque para modelar noticias sobre optimistas respecto de aumentos futuros de la productividad.

### *Shocks al nivel de la productividad*

Primero suponemos que la productividad en el sector  $J = N, H$  se rige por el siguiente proceso estacionario:

$$a_{J,t} = \rho_{a_j} a_{J,t-1} + \zeta_{a_j,t-p} + \varepsilon_{a_j,t} \quad J = H, N \quad (12)$$

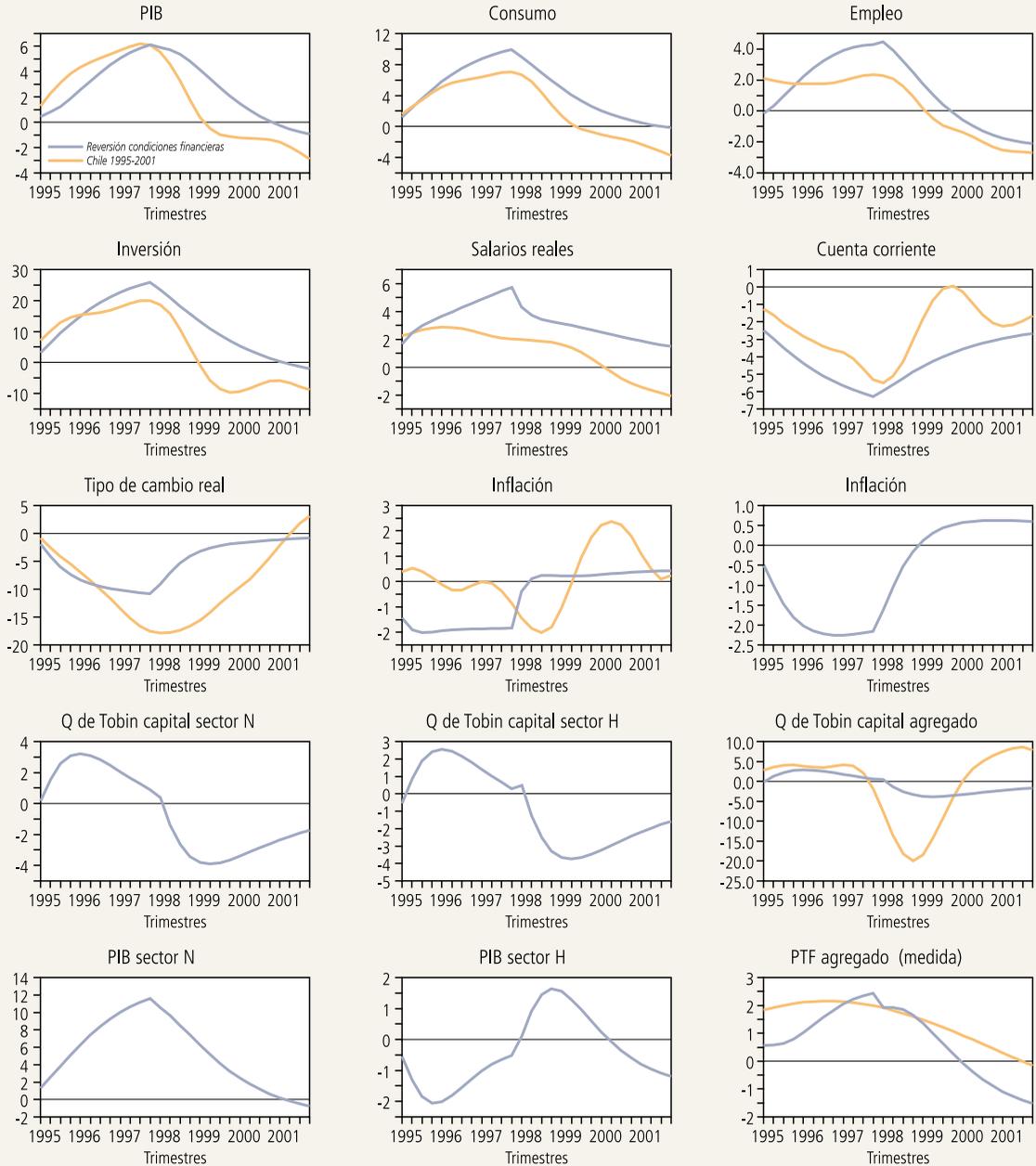
donde  $a_{J,t} = \ln A_{J,t}$  y  $\varepsilon_{a_j,t} \sim N(0, \sigma_{a_j}^2)$  son innovaciones *i.i.d.* La variable  $\zeta_{a_j,t-p}$  es un *shock* al nivel esperado de productividad futura,  $p$  períodos hacia delante, no correlacionado con  $\varepsilon_{a_j,t}$ . Este *shock* pretende capturar la idea discutida en la sección II, de que las reformas conducen a cambios esperados en la productividad.

<sup>7</sup> Formalmente,  $\ln(TFP_t) = \ln(Y_t) - \eta \ln(L_t) - (1 - \eta) \ln(K_t)$ , donde  $\eta$  es la participación del trabajo en el producto agregado

<sup>8</sup> Para construir los componentes cíclicos de estas series, seguimos el mismo procedimiento que se describe en la nota al pie de la página N°6.

GRÁFICO 3

Ciclos de Auge/Caída por Reversión Exógena de las Condiciones Financieras Externas



Fuente: Elaboración propia.

Sin embargo, se requiere tiempo para que dichos cambios se materialicen y los agentes no conocen con exactitud el impacto final que van a tener en la productividad. Aquí, suponemos que en el período  $t$  los agentes privados se enteran de que se realizó un conjunto de reformas y, dado (12), esperan que la productividad  $p$  períodos adelante esté dada por

$$E_t [a_{j,t+p}] = \rho_{a_j}^p a_{j,t} + \zeta_{a_j,t}$$

donde  $\zeta_{a_j,t} > 0$ . En el período  $t + p$  los agentes se enteran de que el nivel de productividad cambió menos de lo esperado, por lo que introducimos un *shock*  $\varepsilon_{a_j,t+p} < 0$  a la productividad en  $t + p$ . El gráfico 4 presenta los resultados de este ejercicio, suponiendo que  $p = 12$  y  $\rho_{a_j} = 0.999$ , y que las noticias afectan de igual forma los niveles de productividad esperados en ambos sectores ( $H$  y  $N$ ).<sup>9</sup>

Al igual que en CIMR, el aumento esperado de productividad genera un incremento sostenido en el PIB. En nuestro caso, esto se debe principalmente al auge en el sector de bienes transables. En efecto, la producción del sector de bienes no transables disminuye en el corto plazo y aumenta posteriormente. Al comienzo se reduce el consumo, pero luego se expande lentamente en respuesta al aumento esperado de la productividad. El empleo también crece durante la fase de auge debido, en parte, a la presencia de salarios rígidos que contienen aumentos en los salarios reales. Esto, dado el crecimiento en la actividad, estimula la contratación. Si los salarios fueran flexibles, el modelo prediciría que a pesar del mayor crecimiento no habría una expansión del empleo.<sup>10</sup> Esto es coherente con lo reportado por Jaimovich y Rebelo (2007), quienes demuestran que con salarios flexibles las preferencias de los hogares deberían presentar un efecto riqueza débil en la oferta de trabajo a fin de generar aumentos en el empleo en respuesta a aumentos esperados de productividad. En nuestro caso, las preferencias son estándares, pero el efecto riqueza en la oferta de trabajo es atenuado por la rigidez en los salarios. Nótese que la inflación total cae junto con el aumento del producto. Ello se debe a que los aumentos esperados de la productividad futura significan menores costos marginales hacia adelante. Dado que la inflación “mira hacia adelante”, las empresas responden bajando sus precios inmediatamente, a pesar del incremento en

el costo marginal real contemporáneo asociado al aumento en el empleo y al incremento marginal de los salarios reales.

A pesar del aumento esperado en la productividad futura, la inversión y la  $Q$  de Tobin en ambos sectores decrecen inicialmente. Luego, estas variables aumentan monótonicamente en el tiempo hasta el momento en que los agentes se enteran de que la productividad resulta ser menor que la esperada. Esto es distinto a lo obtenido por CIMR para un modelo de economía cerrada. En su modelo, el ciclo de auge/caída en el producto coincide con un ciclo de auge/caída de la inversión y de la  $Q$  de Tobin. A diferencia de nuestro modelo, el de ellos posee una baja indexación de los salarios a la inflación pasada, y la política monetaria es fuertemente expansiva en respuesta a la reducción inicial de la inflación. Esta política expansiva contribuye al aumento de la  $Q$  de Tobin e induce a las empresas a incrementar su inversión. La baja indexación salarial, por su parte, ayuda a mantener contenidos los costos laborales en el corto plazo, amplificando los efectos del *shocks* de noticias. Si en nuestro modelo consideramos una parametrización alternativa, reduciendo la fracción de salarios indexados a la inflación pasada ( $\chi_L = 0.1$ ) y aumentamos la reacción de la tasa de interés a desviaciones de la inflación respecto de la meta en la regla de política ( $\psi_\pi = 2.0$ ), los resultados tienden a coincidir con CIMR: el producto, el trabajo, el consumo, la inversión y la  $Q$  de Tobin presentan ciclo simultáneos de auge/caída (gráfico 4).

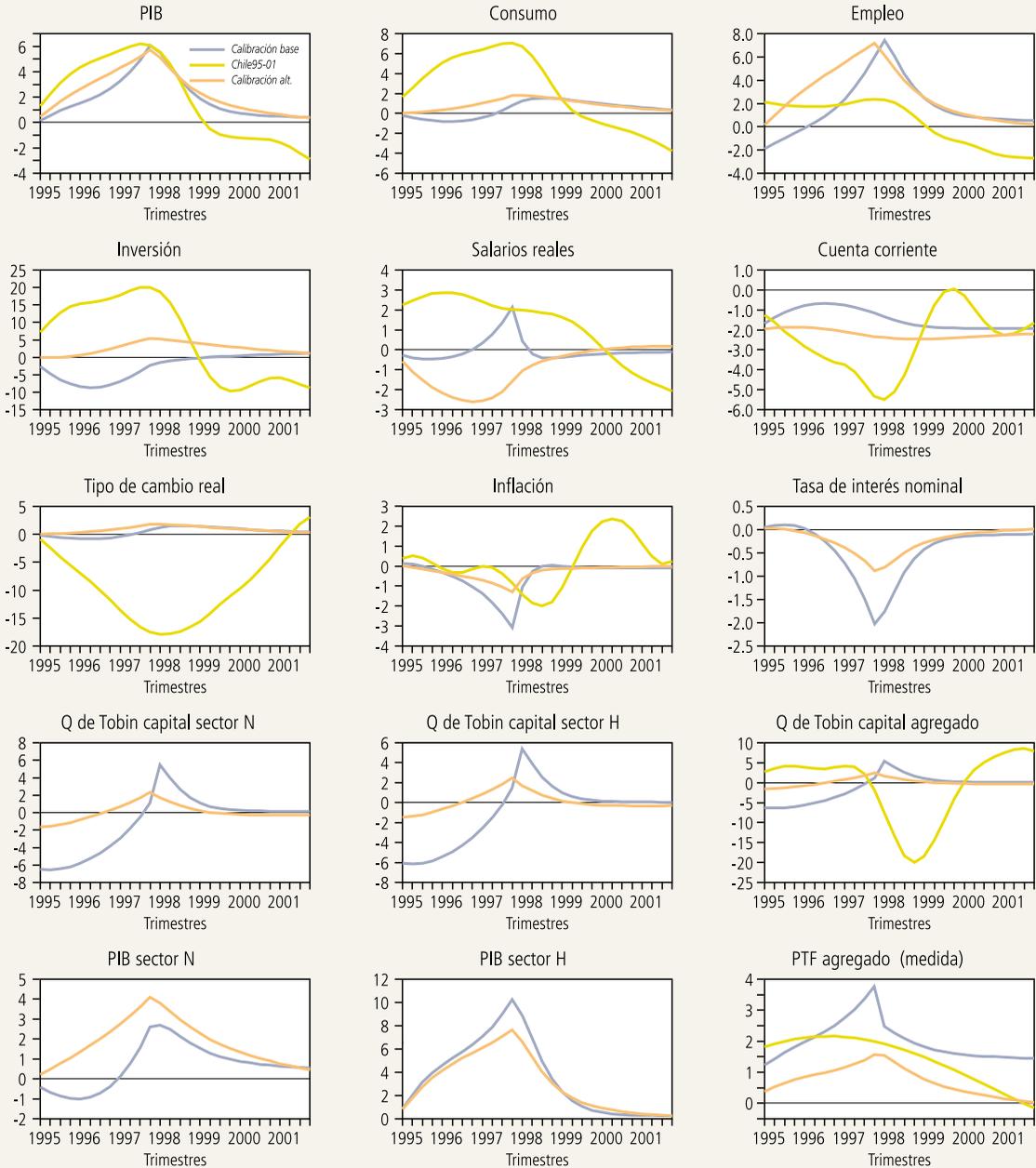
Los resultados cualitativos de este último ejercicio se asemejan bastante a algunos de los hechos estilizados discutidos en la sección II. Sin embargo, los tamaños de los efectos son menores que lo observado en el ciclo de la inversión y el consumo en Chile. Más importante aun, las simulaciones (tanto bajo la parametrización base como la alternativa) no logran replicar dos hechos esenciales de los ciclos de auge/caída en las economías emergentes durante los años noventa: la apreciación real del tipo de cambio y el déficit en

<sup>9</sup> Las cantidades reales en los gráficos a continuación corresponden a los efectos normalizados del shock de noticias sobre productividad.

<sup>10</sup> La simulación con salarios flexibles se encuentra disponible a pedido.

GRÁFICO 4

Ciclos de Auge/Caída por Noticia de Cambio Futuro en el Nivel de Productividad



Fuente: Elaboración propia.

cuenta corriente. En efecto, pese a que el modelo logra generar auges en el consumo y la inversión —que tienden a producir un déficit en cuenta corriente— la depreciación del tipo de cambio lleva a un incremento de las exportaciones netas lo cual mejora la cuenta corriente. En otras palabras, el efecto intratemporal del cambio en la composición del gasto inducido por la depreciación de la moneda predomina por sobre el efecto intertemporal del aumento esperado en la productividad.

Como señalamos, una de las razones que explican el auge en el modelo de economía cerrada de CIMR es que la política monetaria es expansiva durante la fase de expansión. En nuestro caso, una política monetaria más expansiva no es suficiente como para generar una expansión en la demanda que redunde en un déficit en cuenta corriente. Hay al menos dos motivos por los cuales, en economías pequeñas y abiertas como la de nuestro modelo, una política monetaria expansiva no amplifica los ciclos de auge/caída como sí lo hace en el caso de economías cerradas. En primer lugar, en una economía cerrada, la tasa de interés de política determina el equilibrio entre inversión y ahorro internos. En una economía abierta, la inversión puede diferir del ahorro interno. Además, en una economía abierta no solo la tasa de interés interna es relevante para determinar el costo del financiamiento sino que también la tasa externa juega un rol. En particular, si la tasa de interés externa es constante —y el país no enfrenta restricciones al endeudamiento externo— la política monetaria interna tiene menos capacidad de afectar el costo de financiamiento relevante para las firmas nacionales. Como consecuencia, la respuesta de la inversión ante un *shock* de noticias respecto de aumentos de productividad futuros es menos intensa. En segundo lugar, el aumento del consumo privado en respuesta a un aumento futuro esperado de la productividad depende del valor presente esperado del ingreso privado. En una economía cerrada, la secuencia de las tasas de interés relevantes para descontar ingresos futuros es determinada exclusivamente por la política monetaria. Así, si la política monetaria es expansiva en respuesta a este tipo de *shocks*, el aumento percibido del valor presente del ingreso se amplifica. En una economía pequeña y abierta que enfrenta una tasa de interés externa constante, la política monetaria no determina por sí

sola la tasa de interés relevante para descontar los ingresos esperados futuros. Por consiguiente, una política monetaria expansiva tiene un impacto más limitado para amplificar el auge del consumo.

El modelo tampoco consigue reproducir la apreciación real de la moneda que se ha observado en las fases de auge. En una economía pequeña y abierta de dos sectores, con bienes transables y no transables, una apreciación real de la moneda requiere un aumento en los salarios reales. Como vimos, el hecho de que los salarios sean rígidos hace que los salarios reales se ajusten poco en respuesta a la percepción de aumentos futuros en la productividad. Esto por su parte, es fundamental para replicar el aumento en el empleo que se observa en las fases de expansión y producir ciclos de auge/caída de tamaño considerable. Por lo tanto, si se busca reproducir la apreciación real de la moneda, el modelo con este tipo de *shocks* no podrá replicar la dinámica del empleo.

#### *Shocks a la tendencia de la productividad*

Aguiar y Gopinath (2007) han argumentado que en las economías emergentes, más que *shocks* al nivel de la productividad, una fuente importante de las fluctuaciones del ciclo económico son cambios estocásticos en la tendencia de la productividad del trabajo. Asimismo, ellos han mostrado que este tipo de *shocks* puede explicar el movimiento conjunto observado en las principales variables agregadas de estas economías. En particular, *shocks* a las tendencias permiten producir cuentas corrientes fuertemente contracíclicas, tal como se observa en las economías emergentes. Más aún, este movimiento conjunto negativo de las cuentas corrientes con el PIB se logra con preferencias estándares de los hogares y sin eliminar los efectos riqueza en la oferta de trabajo.<sup>11</sup>

A continuación, incorporamos el enfoque Aguiar y Gopinath (2007) a nuestro análisis, suponiendo que los *shocks* de noticias hacen referencia a cambios futuros en la tendencia de crecimiento de la productividad más que a cambios en el nivel de la misma. Para esto, suponemos que la tendencia estocástica de la

<sup>11</sup> Ver en Correia et al. (1995) un análisis de la dinámica agregada en una economía pequeña y abierta sin efectos riqueza en la oferta de trabajo.

productividad del trabajo,  $T_t$ , evoluciona de acuerdo con la siguiente expresión:

$$s_{T,t} = s_{T,t-1} + (1 - \rho_T) \ln(1 + g_y) + \rho_T \Delta s_{T,t-1} + \zeta_{T,t-p} + \varepsilon_{T,t} \quad (13)$$

donde  $s_{T,t} = \ln(T_t)$  y donde  $\varepsilon_{T,t} \sim N(0, \sigma_T^2)$  son innovaciones *i.i.d.* Un *shock*  $\zeta_{T,t-p}$  corresponde a una noticia de un aumento futuro en la *tendencia* de la productividad del trabajo,  $p$  períodos adelante. Tal como en el caso de noticias sobre cambios futuros en el nivel de la productividad, suponemos que este *shock* no está correlacionado con  $\varepsilon_{T,t}$ . Si los agentes reciben una señal  $\zeta_{T,t} > 0$  en el momento  $t$ , esperan que  $p$  períodos hacia adelante la productividad crezca más rápido:

$$E_t [\Delta s_{T,t+p}] = \rho_T^p [\Delta s_{T,t} + (1 - \rho_T) \ln(1 + g_y)] + \zeta_{T,t}$$

Al igual que en el caso de las noticias sobre *niveles* de productividad, consideramos un *shock*  $\varepsilon_{T,t+p} < 0$  en el período  $t + p$  para capturar la idea de que las noticias sobre el crecimiento esperado de la productividad resultan, *ex post*, ser demasiado optimistas.

El gráfico 5 presenta las trayectorias de las variables endógenas en respuesta a este *shock* de noticias no materializado con  $p = 12$ ,  $\rho_T = 0.999$  y la calibración base del modelo. Los resultados cualitativos de este *shock* son similares al que se obtiene con una noticia positiva respecto del nivel futuro de la productividad. En particular, observamos un episodio de auge/caída en el producto, el trabajo, la inversión y el consumo. Nótese que desde un punto de vista cuantitativo, la trayectoria que siguen las últimas tres variables se asemeja más a los datos que en el caso del *shock* al nivel de la productividad. Obsérvese también que una noticia positiva sobre la *tendencia* de la productividad futura genera una apreciación del tipo de cambio real, tal como en los hechos estilizados antes señalados. El déficit de la cuenta corriente alcanza a casi 7%, lo que es también muy similar a lo que ocurrió en Chile a mediados de la década de 1990, antes de la Crisis Asiática.

En nuestro modelo, la apreciación real de la moneda explica en parte por qué el auge del producto se

concentra principalmente en el sector no transable. Esto es totalmente distinto del caso cuando la noticia es respecto del *nivel* de la productividad, donde el auge se da por expansión del sector transable. En la fase contractiva, como el aumento esperado del crecimiento de la productividad no se materializa, el tipo de cambio real se deprecia y el déficit en la cuenta corriente se revierte. Además, hay una recesión en el producto, y la demanda agregada cae.

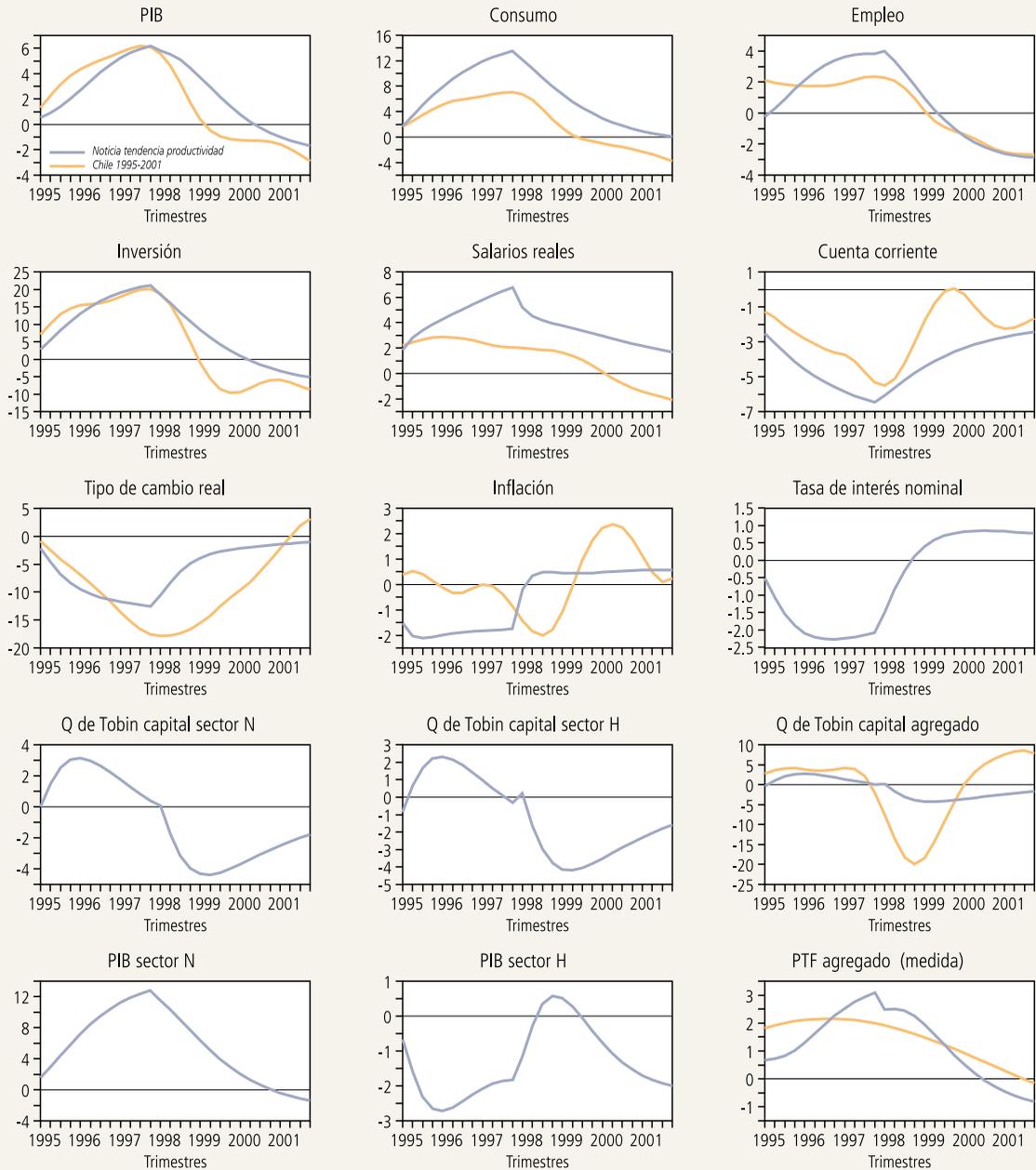
Aun cuando la productividad no cambia, la PTF medida en el modelo sube por encima de su tendencia durante la fase de auge, y baja durante la fase contractiva. Este patrón se asemeja a la evolución observada de la PTF construida con datos chilenos efectivos, que resulta ser altamente procíclica. El modelo también predice un aumento en la  $Q$  de Tobin, durante el auge, y su posterior caída. No obstante, el tamaño de estas oscilaciones es más pequeño que el observado en los precios de las acciones en Chile durante los años noventa.

Una de las dimensiones en la cuales el modelo falla en replicar los datos de Chile es en la trayectoria de la inflación. En el modelo, esta variable cae inicialmente cuando se conoce la noticia de aumentos futuros en la productividad. Luego, cuando se conoce que la productividad aumentó menos de lo esperado y el tipo de cambio se deprecia, la inflación aumenta por sobre su tendencia. En los datos, la dinámica es la opuesta. Durante los noventa, Chile venía en una senda desinflacionaria, la que se mantuvo e incluso se acentuó después de la caída del producto.

Es importante destacar que, en nuestro modelo, el episodio de auge/caída no se origina en una política monetaria laxa en respuesta a una caída de la inflación, como sí ocurre en CIMR. Por otra parte, la dinámica de la mayor parte de las variables en respuesta a una noticia demasiado optimista respecto de la tendencia futura de la productividad es observacionalmente equivalente a la que se obtiene de una reversión exógena en las condiciones financieras externas. En otras palabras, el exceso de confianza en las perspectivas de la productividad futura es capaz de generar episodios de auge/caída, tal como los observados en economías emergentes, sin que haya habido ningún cambio efectivo en los fundamentos económicos.

GRÁFICO 5

**Ciclos de Auge/Caída por Noticia de Cambio Futuro en la Tendencia de la Productividad**



Fuente: Elaboración propia.

### 3. Dilemas de la Política Monetaria

Para analizar los dilemas que enfrenta la política monetaria en un episodio de auge/caída como el descrito previamente, evaluamos las consecuencias de reglas de política alternativas. Primero, consideramos dos reglas alternativas, una que reacciona fuertemente a la inflación y otra que responde fuertemente al producto. Luego consideramos una regla en la cual la política monetaria responde no solo al producto y a la inflación, sino también a fluctuaciones del tipo de cambio real. En todas las simulaciones a continuación, consideramos las respuestas después de una noticia positiva respecto de la *tendencia* futura de la productividad que finalmente no se materializa.

El gráfico 6 presenta las respuestas en el escenario base, junto con las respuestas bajo una regla más agresiva en respuesta a aumentos de la inflación ( $\psi_\pi = 3$ ) y las respuestas bajo una que es más agresiva ante las fluctuaciones del producto ( $\psi_y = 0.8$ ). Si la política monetaria es muy agresiva en respuesta a desviaciones de la inflación, el auge del producto, el consumo y la inversión será mayor por cuanto la política monetaria resulta ser más expansiva en respuesta a la noticia. Como resultado, el déficit en la cuenta corriente también será mayor, y la apreciación real algo menor. Por otra parte, si la política monetaria es más agresiva en estabilizar el producto, entonces se inducirá una mayor desviación de la inflación respecto de la meta, y se generará una mayor apreciación de la moneda. Por lo mismo, la estabilización del producto se logrará a costa de un ajuste proporcionalmente mayor en el sector transable. La tasa de interés más alta que implica esta política limita el aumento de la Q de Tobin en ambos sectores y contiene el déficit en cuenta corriente.

Para analizar el caso de un banco central que responde a las fluctuaciones del tipo de cambio, modificamos la regla de política como sigue:

$$\frac{1+i_t}{1+i} = \left( \frac{1+i_{t-1}}{1+i} \right)^{\psi_i} \left( \frac{Y_t}{\bar{Y}_t} \right)^{(1-\psi_i)\psi_y} \left( \frac{1+\pi_t}{1+\bar{\pi}} \right)^{(1-\psi_i)\psi_\pi} \left( \frac{RER_t}{\overline{RER}} \right)^{(1-\psi_i)\psi_{rer}}$$

donde  $RER_t$  es el tipo de cambio real, y  $\overline{RER}$  es su valor de estado estacionario. Calibramos  $\psi_{rer}$  a 0.2. El resto de los parámetros de la regla son iguales a los de la calibración base. Esta regla de política es motivada por la experiencia chilena durante la

década de los noventa, cuando el Banco Central tenía simultáneamente una meta para la inflación y una banda cambiaria para evitar fluctuaciones excesivas en el tipo de cambio.<sup>12</sup>

En el caso de esta regla, la política monetaria tiende a ser más expansiva en respuesta al aumento esperado de la productividad. Como resultado, los aumentos del producto, el consumo, la inversión y el empleo son mayores que en el caso base (gráfico 7). Esta regla alternativa reduce la volatilidad del tipo de cambio, pero el déficit en cuenta corriente, debido al auge de inversión y consumo, es mayor que en el caso base. Nótese también que la inflación sube al principio y luego cae, cuando se conoce que la noticia respecto de la productividad futura resultó ser sobreoptimista. Esta caída en la inflación se debe a que la reducción en el costo marginal que enfrentan las firmas nacionales predomina por sobre los efectos inflacionarios de la depreciación del tipo de cambio que ocurre en ese momento. Los resultados también muestran que, al estabilizar el tipo de cambio real, la política monetaria exagera el tamaño de las fluctuaciones en la Q de Tobin y hace que las predicciones del modelo sean cuantitativamente más cercanas a la evolución de los precios accionarios en Chile durante los años noventa.

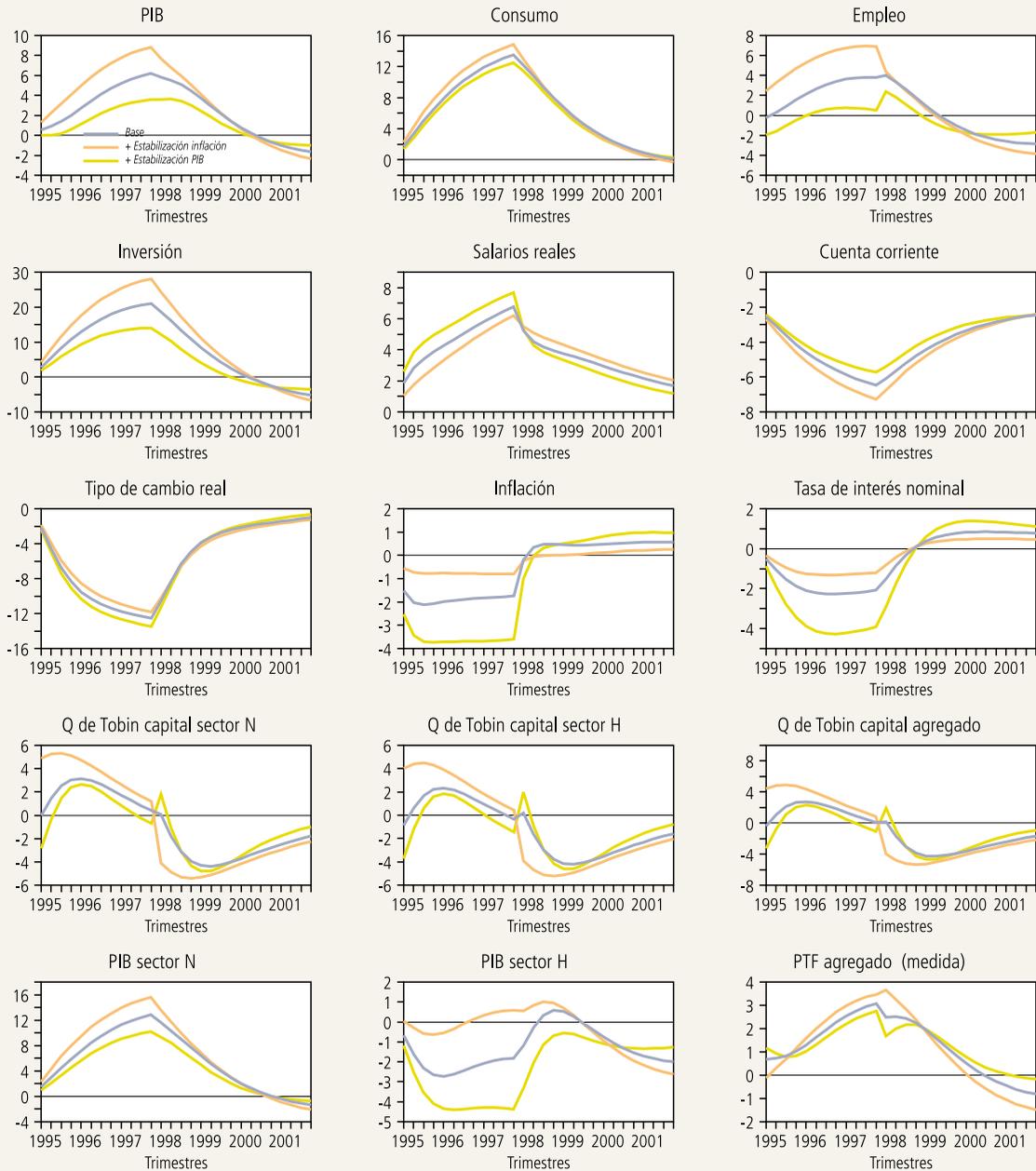
### V. CONCLUSIONES

Utilizando un modelo dinámico de equilibrio general mostramos que noticias de aumentos futuros en la productividad, que no se materializan ex post, pueden generar ciclos de auge/caída tal como los vividos por varias economías emergentes durante los años noventa. Sin embargo, si las noticias sobre los aumentos futuros en la productividad se refieren al nivel de la misma, entonces las predicciones del modelo relativas a la cuenta corriente y al tipo de cambio real no serán coherentes con lo observado en los datos. Además, desde un punto de vista cuantitativo, los resultados del modelo respecto de las oscilaciones en la inversión y el consumo son insuficientes. Esta conclusión se mantiene aun cuando suponemos una fuerte respuesta

<sup>12</sup> Suponer que la política monetaria responde a fluctuaciones en el tipo de cambio real es una manera analíticamente tratable de modelar a un banco central que persigue un objetivo cambiario.

GRÁFICO 6

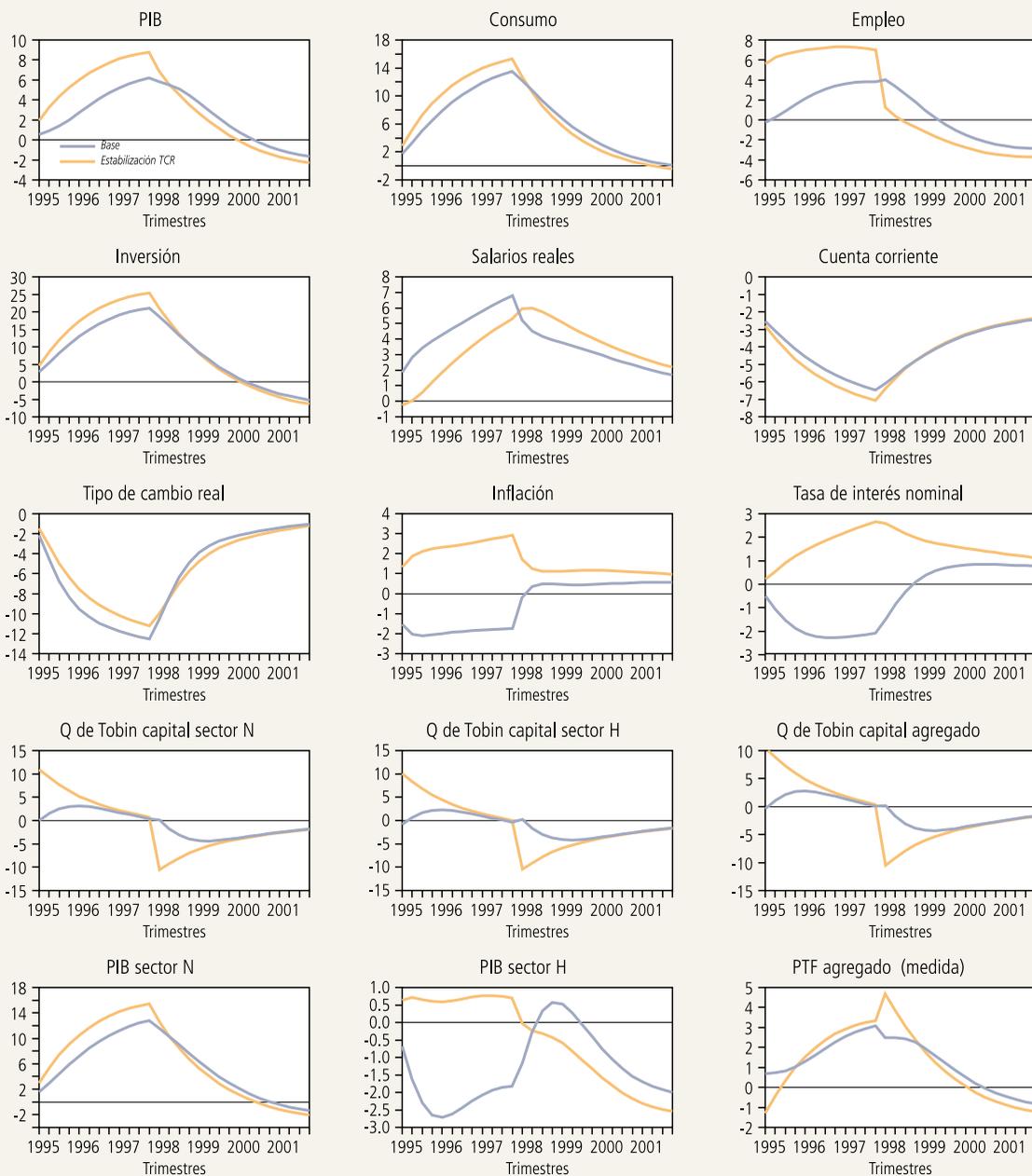
**Tradeoffs para la Política Monetaria:  
Estabilización de la Inflación versus Estabilización del PIB**



Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO 7

**Tradeoffs para la Política Monetaria:  
Estabilización del Tipo de Cambio Real**



Fuente: Elaboración propia.

expansiva de la política monetaria a la caída inicial en la inflación y un bajo grado de indexación de los salarios a la inflación pasada. Esto se debe a que, en el caso de una economía abierta, el mecanismo amplificador de la política monetaria es incapaz de inducir grandes expansiones en el consumo y en la inversión.

Cuando la noticia de aumento futuro de la productividad dice relación con su tendencia—por ejemplo, que la tasa de crecimiento de la productividad va a aumentar durante algunos períodos— las predicciones del modelo coinciden satisfactoriamente con los hechos estilizados observados en los datos. En este caso, el auge afecta de manera más intensa al sector de bienes no transables. Esto, por cuanto la noticia de aumentos futuros en la tendencia de la productividad genera una significativa apreciación real que lleva a una caída del producto en el sector transable. Es importante mencionar que estos resultados son casi equivalentes a los que pueden obtenerse bajo el supuesto que el ciclo de auge/caída se genera por movimientos exógenos en las condiciones financieras externas que enfrenta el país.

Nuestros resultados indican que la política monetaria enfrenta importantes *trade-offs* en un episodio de auge/caída provocado por percepciones demasiado optimistas respecto de incrementos futuros en la productividad. Por un lado, si el banco central trata de estabilizar el producto, la caída de la inflación y la contracción del producto del sector transable serán significativas. Por el otro, si el banco central intenta estabilizar la inflación en torno a su meta de manera estricta, entonces amplificará el boom en la actividad, producirá un deterioro mayor en la cuenta corriente y la apreciación del tipo de cambio será mayor. Como consecuencia, la recesión posterior será más grave. Si la autoridad monetaria busca estabilizar el tipo de cambio (tal como hizo el Banco Central de Chile durante los noventa, cuando coexistió un régimen de metas de inflación con una banda cambiaria), se limitan los efectos perversos sobre el sector de bienes transables nacionales en el corto plazo, pero se amplifica el tamaño del ciclo de auge/caída en las demás variables.

## REFERENCIAS

- Aguiar, M. y G. Gopinath (2007). “Emerging Market Business Cycles: The Cycle is the Trend.” *Journal of Political Economy* 115(1): 69-102.
- Banerjee, A. (1992). “A Sample Model of Herd Behavior.” *Quarterly Journal of Economics* 107: 797-817.
- Beaudry, P. y F. Portier (2004). “An Exploration into Pigou’s Theory of Cycles.” *Journal of Monetary Economics* 51(6): 1183-216.
- Beaudry, P. y F. Portier (2007). “When Can Changes in Expectations Cause Business Cycle Fluctuations in Neoclassical Settings?” *Journal of Economic Theory* 127(1): 458-77.
- Calvo, G. (1983). “Staggered Prices in Utility-Maximizing Framework.” *Journal of Monetary Economics* 12: 383-98.
- Caplin, A. y J. Leahy (1993). “Sectoral Shocks, Learning and Aggregate Fluctuations.” *Review of Economic Studies* 60: 777-94.
- Chamley, C. y D. Gale (1994). “Information Revelation and Strategic Delay in a Model of Investment.” *Econometrica* 62: 1065-85.
- Christiano, L., C. Ilut, R. Motto y M. Rostagno (2007). “Monetary Policy and Stock Market Boom-Bust Cycle.” Mimeo, Northwestern University.
- Christiano, L., M. Eichenbaum y C. Evans (2005). “Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy.” *Journal of Political Economy* 113: 1-45.
- Correia, I., J. Neves y S. Rebelo (1995). “Business Cycles in a Small Open Economy.” *European Economic Review* 39: 1089-113.
- Erceg, C., D.W. Henderson y A.T. Levin (2000). “Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts.” *Journal of Monetary Economics* 46: 281-313.
- Farmer, R. (1993). *The Macroeconomics of Self-fulfilling Prophecies*. Cambridge, MA, EE.UU.: MIT Press.
- Jadresic, E. y R. Zahler (2000). “Chile’s Rapid Growth in the 1990s: Good Policies, Good Luck, or Political Change?” IMF Working Paper N°00/153.
- Jaimovich, N. y S. Rebelo (2006). “Can News About the Future Drive the Business Cycle?” NBER Working Paper 12537.
- Jaimovich, N. y S. Rebelo (2007). “News and Business Cycles in Open Economies.” NBER Working Paper 13444.
- Marfán, M. (2005). “Fiscal Policy Efficacy and Private Deficits: A Macroeconomic Approach.” En *Beyond Reforms Structural Dynamic and Macroeconomic Vulnerability*, editado por J.A. Ocampo. Stanford University y Banco Mundial.

- Mertens, K. (2007). "The Role of Expectations in Sudden Stops." EUI Working Paper ECO 2007/16.
- Neumeier, P. y F. Perri (2005). "Business Cycles in Emerging Economies: The Role of Interest Rates." *Journal of Monetary Economics* 52(2): 345-380.
- Pigou, A. (1926). *Industrial Fluctuations*. Londres, R.U.: MacMillan.
- Uhlig, H. (1997). "A Toolkit for Analyzing Nonlinear Dynamic Stochastic Models Easily." Mimeo, University of Tilburg.
- Uribe, M. y V. Yue (2006). "Country Spreads and Emerging Countries: Who Drives Whom?" *Journal of International Economics* 69(1): 6-36.
- Valdés, R.O. (2007). "Policy Responses to Sudden Stops in Capital Flows: The Case of Chile in 1998." Documento de Trabajo N°430, Banco Central de Chile.
- Zeira, J. (1994). "Informational Cycles." *Review of Economic Studies* 61: 31-44.

## APÉNDICE

CUADRO A1		
Calibración Base		
Nombre	Descripción	Valor
$\beta$	Factor de descuento subjetivo (trimestral)	0.999
$\sigma_L$	Inverso de la elasticidad de la oferta de trabajo	1
$h$	Coefficiente de formación de hábitos	0.9
$\alpha_C$	Participación de los bienes transables en la canasta de consumo	0.4
$\gamma_C$	Participación de los bienes transables nacionales en la canasta de consumo transable	0.5
$\eta_C$	Elasticidad de sustitución entre bienes transables y no transables en la canasta de consumo	0.5
$\omega_C$	Elasticidad de sustitución entre bienes nacionales y extranjeros en la canasta de consumo transable	1
$\varepsilon_L$	Elasticidad de sustitución entre variedades de trabajo	11
$\phi_L$	Probabilidad de ajuste de salarios nominales	0.9
$\chi_L$	Indexación de los salarios a la inflación pasada	0.9
$\alpha_I$	Participación de los bienes transables en la canasta de inversión	0.6
$\gamma_I$	Participación de los bienes transables nacionales en la canasta de inversión transable	0.5
$\eta_I$	Elasticidad de sustitución entre bienes transables y no transables en la canasta de inversión (en I(H) y I(N))	0.5
$\omega_I$	Elasticidad de sustitución entre bienes nacionales y extranjeros en la canasta de inversión transable	1
$\delta^a$	Tasa de depreciación (anual) del capital	5.0%
$\mu_S$	Elasticidad del costo de ajuste en el flujo de inversión	15
$\sigma_I$	Elasticidad del costo de la tasa de utilización de capital ( $\delta''(1)/\delta'(1)$ )	0.05
$\eta_H$	Participación del trabajo en el sector de bienes transables nacionales	0.65
$\eta_N$	Participación del trabajo en el sector de bienes no transables	0.65
$\varepsilon_N$	Elasticidad de sustitución entre variedades no transables	11
$\varepsilon_H$	Elasticidad de sustitución entre variedades transables domésticas	11
$\varepsilon_F$	Elasticidad de sustitución entre variedades importadas	11
$\phi_{H_D}$	Probabilidad de ajuste de precios de bienes transables nacionales vendidos en el país	0.75
$\chi_{H_D}$	Indexación a la inflación pasada de bienes transables nacionales vendidos en el país	0.5
$\phi_{H_F}$	Probabilidad de ajuste de precios de bienes transables nacionales vendidos en el extranjero	0.75
$\chi_{H_F}$	Indexación a la inflación pasada de bienes transables nacionales vendidos en el extranjero	0.5
$\phi_N$	Probabilidad de ajuste de los precios de bienes no transables	0.75
$\chi_N$	Indexación a la inflación pasada de bienes no transables	0.5
$\phi_F$	Probabilidad de ajuste de los precios de bienes importados	0.75
$\chi_F$	Indexación a la inflación pasada de bienes importados	0.5
$\psi_i$	Coefficiente de inercia en la regla tipo Taylor	0.8
$\psi_\pi$	Coefficiente de inflación en la regla tipo Taylor	1.75
$\psi_y$	Coefficiente del producto en la regla tipo Taylor	0.2
$\eta_F$	Elasticidad de la demanda externa por bienes transables nacionales	0.5
$\theta$	Elasticidad del premio externo a la razón deuda/PIB	$10^{-4}$
$NX/Y$	Razón exportación neta/PIB de estado estacionario	2%
$CA/Y$	Razón cuenta corriente /PIB de estado estacionario	-2%
$g_y$	Crecimiento del PIB de estado estacionario	5%
$\rho_{\theta_H}$	Persistencia del shock sobre el nivel de la productividad en el sector H.	0.999
$\rho_{\theta_N}$	Persistencia del shock sobre el nivel de la productividad en el sector N.	0.999
$\rho_T$	Persistencia del shock sobre la tendencia de la productividad	0.999
$\rho_{i^*}$	Persistencia del shock de las condiciones financieras externas sobre la productividad	0.999

Fuente: Elaboración propia.

## 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.

### TRASPASO DE TIPO DE CAMBIO A PRECIOS: UNA APROXIMACIÓN MICROECONÓMICA\*

*Roberto Álvarez E.  
Gustavo Leyva J.  
Jorge Selaive C.\*\**

#### I. INTRODUCCIÓN

Las fluctuaciones cambiarias son una fuente importante de variaciones en la tasa de inflación de una economía. Ellas se manifiestan directamente en el precio de los bienes importados, e indirectamente a través del costo de los insumos importados que contienen algunos bienes y que se traspasan al precio. En este sentido, la estimación de cuánto de las variaciones del tipo de cambio se traspasa a los precios de los bienes es de gran utilidad para el manejo de la política monetaria. Lo anterior cobra particular relevancia en el escenario reciente, con una tasa de inflación que está por encima de la meta y con una moneda local significativamente depreciada.

Existe relativo consenso en la literatura con respecto a que el traspaso agregado de tipo de cambio a inflación es “bajo” y se ha ido reduciendo a través del tiempo (Taylor, 2000; De Gregorio y Tokman, 2004, entre otros). Sin embargo, teóricamente se pueden encontrar productos con distintos grados de traspaso de tipo de cambio a precios. A pesar de ello, casi no existen trabajos que analicen el grado de traspaso a nivel de componentes del índice de precios (Soffer, 2008, es una de las excepciones). Por lo tanto, el objetivo de este trabajo es estimar el coeficiente de traspaso a un nivel más desagregado para, por un lado, distinguir la razón del bajo traspaso observado a nivel agregado y, por otro, identificar aquellos productos en los cuales las presiones inflacionarias de una depreciación de la moneda local podrían ser más importantes.

Utilizando información mensual para el período que va de diciembre de 1998 a abril de 2007, y precios para 156 artículos correspondientes a la canasta del IPC, se encuentra que: (i) solo los componentes Alimentos y Transporte presentan grados de traspaso significativos; (ii) dentro de estos componentes, se observa una alta heterogeneidad en la magnitud y vida del traspaso a precios. Se encuentra que el traspaso de Tallarines y otras pastas es mayor a 6 y a 12 meses, pero en Azúcar y Transporte aéreo, este alcanza su máximo a 24 meses. Estos resultados entregan evidencia adicional para entender el traspaso bajo y decreciente de tipo de cambio a precios al consumidor que se ha observado en Chile. De acuerdo con estos hallazgos, el bajo traspaso se debería a un proceso relativamente generalizado a nivel de componentes del IPC, con las excepciones mencionadas.

Esta nota se estructura de la siguiente manera. En las secciones II y III se presentan la metodología y los datos utilizados para estimar el coeficiente de traspaso. La cuarta sección muestra los resultados obtenidos. La quinta sección resume los principales hallazgos y conclusiones.

#### II. METODOLOGÍA

Para estimar el coeficiente de traspaso de tipo de cambio a precios de bienes de consumo, construimos un modelo de canal de distribución similar al

\* Agradecemos los valiosos comentarios y sugerencias recibidos en el Taller de Dinámica de Precios del Banco Central de Chile.

\*\* Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Chile. E mails: ralvarez@bcentral.cl; gleyva@bcentral.cl; jselaive@bcentral.cl.

propuesto por McCarthy (1999). El modelo queda expresado como sigue:

$$\pi_t^{ipx} = E_{t-1}(\pi_t^{ipx}) + \varepsilon_t^{ipx} \quad (1)$$

$$\tilde{y}_t = E_{t-1}(\tilde{y}_t) + c_1 \varepsilon_t^{ipx} + \varepsilon_t^{\tilde{y}} \quad (2)$$

$$\Delta e_t = E_{t-1}(\Delta e_t) + c_2 \varepsilon_t^{ipx} + c_3 \varepsilon_t^{\tilde{y}} + \varepsilon_t^e \quad (3)$$

$$\pi_t^m = E_{t-1}(\pi_t^m) + c_4 \varepsilon_t^{ipx} + c_5 \varepsilon_t^{\tilde{y}} + c_6 \varepsilon_t^e + \varepsilon_t^m \quad (4)$$

$$\Delta w_t = E_{t-1}(\Delta w_t) + c_7 \varepsilon_t^{ipx} + c_8 \varepsilon_t^{\tilde{y}} + c_9 \varepsilon_t^e + c_{10} \varepsilon_t^m + \varepsilon_t^w \quad (5)$$

$$\pi_t^c = E_{t-1}(\pi_t^c) + c_{11} \varepsilon_t^{ipx} + c_{12} \varepsilon_t^{\tilde{y}} + c_{13} \varepsilon_t^e + c_{14} \varepsilon_t^m + c_{15} \varepsilon_t^w + \varepsilon_t^c \quad (6)$$

En el sistema, cada variable está expresada en el momento  $t$  en función del pronóstico de la variable en el mismo período, con información en  $t-1$  más una secuencia de *shocks* idiosincrásicos. En la ecuación (1) se modela la inflación del precio internacional del insumo, en (2) la brecha del producto, en (3) la depreciación nominal de la moneda local, en (4) la inflación del precio del bien importado, en (5) la inflación de salarios y en (6) la inflación del precio del bien de consumo. En este modelo, los sectores de oferta y demanda están representados por las ecuaciones (1) y (2), respectivamente. Como el precio internacional del insumo se supone exógeno, este depende únicamente de su esperanza condicional en  $t-1$  y del *shock* idiosincrásico. Por su parte, la demanda de bienes es igual a su esperanza condicional en el momento  $t$ , más los *shocks* de demanda y oferta. En adelante, cada variable es incluida en el modelo según el orden de exogeneidad supuesto. Así, en orden siguen la depreciación nominal de la moneda local, la inflación del precio del bien importado, la inflación de salarios y la inflación del precio del bien de consumo.

Bajo el supuesto de que  $E_{t-1}(\cdot)$ , donde el argumento denota cualquiera de las seis variables del sistema,

puede ser aproximado por los  $p$  rezagos de todas las variables del sistema, el modelo anterior admite una representación de vectores autorregresivos de orden  $p$ , es decir, un VAR( $p$ ). Más aún, dado el ordenamiento de las variables, la identificación del VAR es del tipo Cholesky, cuyo sistema tiene igual número de restricciones y parámetros a estimar, es decir, el sistema está exactamente identificado. Sin embargo, desde un punto de vista empírico, es apropiado sobreidentificar —tener más restricciones que parámetros a estimar— el sistema y probar la relevancia estadística de las restricciones mediante la prueba de razón de verosimilitudes, que logran tal sobreidentificación. Una estrategia de sobreidentificación puede consistir en que la inflación de salarios no responda, contemporáneamente, al precio internacional del insumo, a la depreciación nominal y a la inflación del bien importado, esto es,  $c_7 = c_9 = c_{10} = 0$ , y es la que se utiliza en las estimaciones.

El traspaso de tipo de cambio a precios se calcula como:

$$\rho_h = \frac{\sum_{s=0}^h \frac{\partial \pi_{t+s}^c}{\partial \varepsilon_t^e}}{\sum_{s=0}^h \frac{\partial \Delta e_{t+s}}{\partial \varepsilon_t^e}},$$

donde el numerador es la respuesta acumulada de la inflación del precio del bien de consumo al impulso del *shock* idiosincrásico del tipo de cambio, y el denominador es la respuesta acumulada del tipo de cambio frente a su propio *shock*. La respuesta de la inflación del precio del bien de consumo al *shock* de tipo de cambio es descontada por la respuesta del tipo de cambio al *shock* idiosincrásico para tener una medida de traspaso neta de la respuesta endógena que pueda exhibir el tipo de cambio. Adicionalmente, dado que el traspaso es un valor estimado, se calculan los intervalos de confianza mediante *bootstrap* (Runkle, 1987) en lugar de confiar en resultados asintóticos que —muy probablemente— sean poco útiles en nuestro caso, en el que contamos, en general, con 98 datos mensuales efectivos.

Esta metodología es preferible a la alternativa de estimar el coeficiente de traspaso de tipo de cambio a precios a partir de una sola ecuación en la que la inflación de cada uno de los componentes y artículos del IPC dependa de las variables que aquí hemos descrito, ya que en el contexto VAR permitimos que el tipo de cambio también dependa de la dinámica de estas variables. Por otro lado, la estructura del VAR identificado es una manera transparente e intuitiva de entender la transmisión de *shocks* que afectan indirectamente al coeficiente de traspaso, como el *shock* al precio de importación.

### III. DATOS

La inflación del precio internacional del insumo se obtiene de *Bloomberg*, del Banco Central de Chile y de la base de datos de estadísticas financieras internacionales del Fondo Monetario Internacional. La brecha del producto se calcula como el desvío relativo del indicador mensual de actividad económica (Imacec) observado —ajustado por estacionalidad— respecto de la tendencia estocástica del mismo utilizando el filtro de Hodrick y Prescott (1997). El tipo de cambio nominal corresponde al

**CUADRO 1**

**Variables, Definiciones y Fuentes de Información**

Variable	Indicador	Fuente
Inflación del precio internacional del insumo $p^{ipx}$	$p_t^{ipx} = \frac{p_t^{ipx}}{p_{t-3}^{ipx}} - 1$	Bloomberg, Banco Central de Chile, Estadísticas financieras internacionales, FMI
Brecha del producto $\tilde{y}$	$\tilde{y} = \frac{y_t - \bar{y}_t}{\bar{y}_t}$  Donde: $y_t$ = promedio móvil de tres meses del logaritmo del índice mensual de actividad económica (Imacec) desestacionalizado usando el método X-12 ( $y^s$ )—i.e., $y_t = (1/3) \sum_{i=t-2}^t y_t^s$ $\bar{y}_t$ = tendencia estocástica extraída usando el filtro de Hodrick y Prescott (1997), con $\lambda = 14400$	Banco Central de Chile
Depreciación nominal de la moneda doméstica $\Delta e$	$\Delta e_t = \frac{e_t}{e_{t-3}} - 1$  Donde: $e$ = tipo de cambio (\$/US\$) observado	Banco Central de Chile
Inflación del precio del bien importado $p^m$	$p_t^m = \frac{p_t^m}{p_{t-3}^m} - 1$	Banco Central de Chile
Inflación de salarios $w$	$\Delta w_t = \frac{w_t}{w_{t-3}} - 1$	Banco Central de Chile, Instituto Nacional de Estadísticas
Inflación del precio del bien de consumo $p^c$	$p_t^c = \frac{p_t^c}{p_{t-3}^c} - 1$	Banco Central de Chile, Instituto Nacional de Estadísticas

## CUADRO 2

## Variables Utilizadas en la Estimación del Coeficiente de Traspaso según Grupo o Artículo de la Canasta IPC

Grupo / artículo	Precio internacional del insumo	Brecha del producto	Depreciación nominal	Precio del bien importado	Salarios	Precio del bien de consumo
Alimentos	Trigo-EE.UU., petróleo WTI, maíz (US\$/MT), índice de precios (IPC) de productos transables	Brecha Imacec	Tipo de cambio observado	IVUM agregado	Salarios agregados	IPC alimentos
Tallarines y otras pastas	Trigo-EE.UU. (US\$/MT)	Brecha Imacec	Tipo de cambio observado	IVUM 19:1	Salarios manufactura	IPC tallarines y otras pastas
Masas saladas	Trigo- EE.UU. (US\$/MT)	Brecha Imacec	Tipo de cambio observado	IVUM 19:1	Salarios manufactura	IPC masas saladas preparadas
Conservas de pescado	IPC transables	Brecha Imacec	Tipo de cambio observado	IVUM 14:1,3	Salarios manufactura	IPC conservas de pescado
Azúcar	Azúcar EE.UU. (US\$ cent/pound)	Brecha Imacec	Tipo de cambio observado	IVUM agregado	Salarios manufactura	IPC azúcar
Té	Té (US\$ cent/Kg)	Brecha Imacec	Tipo de cambio observado	IVUM agregado	Salarios manufactura	IPC té
Aderezos	IPC transables	Brecha Imacec	Tipo de cambio observado	IVUM 2:1,3	Salarios manufactura	IPC aderezos
Salsa de tomate	IPC transables	Brecha Imacec	Tipo de cambio observado	IVUM 16:1,3	Salarios manufactura	IPC salsa de tomate
Bebida gaseosa	IPC transables	Brecha Imacec	Tipo de cambio observado	Inflación de EE.UU. sobre la base del IPC	Salarios manufactura	IPC bebida gaseosa
Cerveza	IPC transables	Brecha Imacec	Tipo de cambio observado	Inflación de EE.UU. sobre la base del IPC	Salarios manufactura	IPC cerveza
Sándwich	IPC transables	Brecha Imacec	Tipo de cambio observado	Inflación de EE.UU. sobre la base del IPC	Salarios manufactura	IPC sándwich
Vivienda	Petróleo WTI (US\$/barrel)	Brecha Imacec	Tipo de cambio observado	IVUM agregado	Salarios agregados	IPC vivienda
Equipamiento de vivienda	Aluminio (US\$/MT)	Brecha Imacec	Tipo de cambio observado	IVUM agregado	Salarios agregados	IPC equipamiento de vivienda
Vestuario	Algodón-Liverpool (US\$ cents/pound)	Brecha Imacec	Tipo de cambio observado	Inflación de EE.UU.	Salarios agregados	IPC vestuario
Transporte	Petróleo WTI (US\$/barrel)	Brecha Imacec	Tipo de cambio observado	IVUM agregado	Salarios agregados	IPC transporte
Transporte aéreo	Petróleo WTI (US\$/barrel)	Brecha Imacec	Tipo de cambio observado	IVUM 47:1,3	Salarios transporte	IPC transporte aéreo
Bencina	Petróleo WTI (US\$/barrel)	Brecha Imacec	Tipo de cambio observado	IVUM 47:1,3	Salarios transporte	IPC bencina
Salud	IPC transables	Brecha Imacec	Tipo de cambio observado	IVUM agregado	Salarios agregados	IPC salud
Educación	-	Brecha Imacec	Tipo de cambio observado	-	Salarios agregados	IPC educación

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 3

## IVUM por Artículo de la Canasta IPC

Artículo	Sector <sup>a</sup>	IVUM relevante (CPC)	Descripción IVUM	Tipo de bien <sup>b</sup>
<b>Alimentos</b>				
Tallarines y otras pastas	T	19	Productos de molinería	1
Masas saladas preparadas	NT	19	Productos de molinería	1
Conservas de pescado	T	14	Carne y productos de carne	1 y 3
Azúcar	T	agregado	-	-
Té	T	agregado	-	-
Aderezos	T	2	Frutas, nueces, plantas bebestibles y especias	1 y 3
Salsa de tomate	T	16	Frutas, legumbres y hortalizas, preparadas y conservadas	1 y 3
Bebida gaseosa	T	agregado	-	-
Cerveza	T	25	Licores de malta y malta	1
Sándwich	NT	agregado	-	-
<b>Transporte</b>				
Transporte aéreo	NT	47	Equipo de transporte	1 y 3
Bencina	T	47	Equipo de transporte	1 y 3

Fuente: Elaboración propia.

a. T = transable; NT = no transable.

b. 1: bien de consumo; 3: bien intermedio.

CPC: *central product classification*.

tipo de cambio observado publicado por el Banco Central de Chile. La inflación del precio del bien importado<sup>1</sup> y de salarios proviene de la misma fuente. Esta última información a nivel desagregado proviene del Instituto Nacional de Estadísticas (INE). Finalmente, los precios de los bienes de consumo identificados como artículos en la canasta del IPC provienen del INE. Los precios de productos importados comparables corresponden a los utilizados por Álvarez, Jaramillo y Selaive (2008).<sup>2</sup>

El período de estimación va de febrero de 1998 a abril de 2007. La restricción de inicio y término de muestra se debe a la disponibilidad de datos de precios a nivel desagregado y de los precios de importación también a nivel desagregado, respectivamente. Cabe hacer notar que, en diciembre de 1998, la composición de la canasta se modificó: cambió el número de grupos de bienes y, por lo tanto, también cambió la estructura de ponderación. En la actualidad, la canasta considera ocho grandes grupos de bienes.

#### IV. RESULTADOS

Los resultados para las estimaciones del VAR descrito en la segunda sección se presentan en el cuadro 4. La evidencia muestra que solo algunos componentes del IPC presentan grados de traspaso positivos y significativos. En efecto, en Alimentos y Transporte, el traspaso a 6 meses es 8.7% y 22.9%, respectivamente. En el caso de Alimentos, este deja de ser significativo a horizontes mayores. Para el resto de los componentes del IPC, tales como Vivienda, Equipamiento de la vivienda, Vestuario, Salud y Educación, no se encuentra evidencia de un traspaso estadísticamente significativo. Por su parte, la estimación del traspaso agregado para varias medidas

<sup>1</sup> Como disponemos de esta información para el precio de bien de consumo y del bien intermedio, promediamos estos dos precios cuando ambas variables están disponibles.

<sup>2</sup> Para detalles respecto de la fuente y construcción de las variables, véase el cuadro 1.

CUADRO 4

**Coefficiente de Traspaso de Tipo de Cambio al Precio del Bien de Consumo por Componente de la Canasta IPC**  
(en porcentaje de una depreciación)

Componente IPC	Número de artículos	Ponderación en canasta IPC (%)	Horizonte			Prueba LR de sobreidentificación del VAR (p-value)
			s = 6	s = 12	s = 24	
Alimentosa	58	27	<b>8.7</b>	10.6	8.7	0.80
Vivienda	12	20	3.0	4.4	3.6	0.14
Equipamiento y vivienda	25	8	1.0	2.1	2.5	0.14
Vestuario	26	8	-6.6	-7.6	-7.4	0.02
Transporte	11	12	<b>22.9</b>	<b>20.4</b>	<b>20.3</b>	0.89
Salud	9	9	-0.6	1.7	1.9	0.05
Educación	12	11	-5.3	-4.4	-4.7	0.57
Otros	3	4	-2.6	-2.0	-1.9	0.26
IPC Agregado:	156	100				
ipx=trigo	-	-	<b>8.8</b>	<b>8.7</b>	<b>8.3</b>	0.06
ipx=petróleo	-	-	<b>7.1</b>	<b>5.9</b>	<b>6.0</b>	0.23
ipx=maíz	-	-	<b>8.4</b>	<b>8.2</b>	<b>7.8</b>	0.24
ipx=transables	-	-	<b>6.8</b>	<b>6.6</b>	<b>6.7</b>	0.10

Fuente: Elaboración propia.

\* Los números en negrita denotan parámetros significativos al 5%.

Bandas de confianza de los impulsos-respuesta obtenidos mediante bootstrap (2000 replicaciones) siguiendo la definición de Efron.

La hipótesis nula dice que las restricciones que sobreidentifican el sistema son estadísticamente válidas.

a. El valor estimado que se muestra para s= 6 corresponde a s= 7. La respuesta en el horizonte de s= 6 no es significativa al 5%.

CUADRO 5

**Coefficiente de Traspaso del Tipo de Cambio al Precio del Bien de Consumo por Artículo de la Canasta IPC**  
(en porcentaje de una depreciación)

Componente / artículo IPC	Horizonte			Prueba LR de sobreidentificación del VAR (p-value)
	s = 6	s = 12	s = 24	
Alimentos <sup>a</sup>	<b>8.7</b>	10.6	8.7	0.80
Tallarines y otras pastas	<b>38.3</b>	<b>65.5</b>	74.1	0.24
Masas saladas preparadas	<b>21.6</b>	<b>24.3</b>	<b>24.5</b>	0.32
Conservas de pescado	<b>19.8</b>	<b>30.9</b>	<b>32.0</b>	0.55
Azúcar	<b>18.0</b>	<b>42.4</b>	<b>52.5</b>	0.01
Té	<b>22.3</b>	<b>29.4</b>	<b>29.3</b>	0.20
Aderezos	14.2	<b>20.8</b>	<b>23.2</b>	0.92
Salsa de tomate	<b>14.8</b>	<b>18.8</b>	<b>19.6</b>	0.82
Bebida gaseosa	-10.5	-11.0	-10.9	0.11
Cerveza	-10.5	-10.0	-9.5	0.09
Sándwich	-5.5	-5.7	-5.7	0.18
Transporte	<b>22.9</b>	<b>20.4</b>	<b>20.3</b>	0.89
Transporte aéreo	62.9	<b>80.9</b>	<b>78.7</b>	0.82
Bencina <sup>b</sup>	<b>44.5</b>	33.0	31.2	0.93

Fuente: Elaboración propia.

\* Los números en negrita denotan parámetros significativos al 5%.

Bandas de confianza de los impulsos-respuesta obtenidos mediante *bootstrap* (2000 replicaciones) siguiendo la definición de Efron.

La hipótesis nula dice que las restricciones que sobreidentifican el sistema son estadísticamente válidas.

a. El valor estimado que se muestra para  $s = 6$  corresponde a  $s = 7$ . La respuesta en el horizonte de  $s = 6$  no es significativa al 5%.

b. El valor estimado que se muestra para  $s = 6$  corresponde a  $s = 5$ . La respuesta en el horizonte de  $s = 6$  no es significativa al 5%.

del precio del insumo internacional, muestra que este coeficiente es bajo, entre 6% y 9%.

Dada la evidencia de un traspaso positivo y significativo solo en Alimentos y Transporte, se explora con mayor detalle el traspaso en todos los artículos de estos componentes agregados, mostrando (cuadro 5) solo los artículos cuyos coeficientes de traspaso resultaron significativos en algún horizonte. Dado que los índices de precios internacionales agregados no son representativos de los precios internacionales de artículos específicos, se definen precios internacionales más apropiados de acuerdo al IVUM más específico.<sup>3</sup> Las otras variables, tales como brechas de producto y salarios siguen siendo parte de las estimaciones a nivel de subcomponentes.

Los resultados para los subcomponentes de Alimentos y Transporte se presentan en el cuadro 5. En el caso de Alimentos, se observa una alta heterogeneidad

en el grado de traspaso a nivel de artículos. En efecto, Bebidas gaseosas, Cerveza y Sándwich no presentarían traspasos significativos, en tanto el resto de los productos evidencian traspasos significativos y altos para la casi totalidad de los horizontes. El máximo traspaso a 6 y 12 meses lo tendrían los Tallarines y otras pastas (38.3% y 65.5%). A un plazo de 24 meses, el Azúcar presenta el traspaso mayor, de un 52.5%.

## V. CONCLUSIONES

Esta nota examina los traspasos de tipo de cambio a componentes y subcomponentes del IPC. Este examen ha estado ausente en trabajos anteriores,

<sup>3</sup> Para mayores detalles de las variables utilizadas en cada caso, véase el cuadro 2.

dada la dificultad de encontrar variables de control apropiadas a nivel de producto, elemento que es parcialmente subsanado en este trabajo gracias a la disponibilidad de IVUM a nivel desagregado. De esta manera, se pretende entregar evidencia a nivel de productos que podrían explicar el bajo grado de traspaso a precios de consumidor que se ha observado en los últimos años en Chile (De Gregorio y Tokman, 2004).

Los resultados indican que un grupo reducido de componentes del IPC presentan grados de traspaso significativos en el período muestral analizado. En efecto, solo Alimentos y Transporte presentarían traspasos significativos. Por otro lado, al examinar los productos individuales dentro de estos componentes, se observa una alta heterogeneidad en la que Tallarines y otras pastas presenta los traspasos mayores a 6 y 12 meses, mientras que Azúcar lo hace a 24 meses.

## REFERENCIAS

- Álvarez, R., P. Jaramillo y J. Selaive (2008). "Exchange Rate Pass-Through into Import Prices: The Case of Chile." Documento de Trabajo N°465, Banco Central de Chile.
- De Gregorio, J. y A. Tokman (2004). "El Miedo a Flotar y la Política Cambiaria en Chile." Documento de Trabajo N°302, Banco Central de Chile.
- Hodrick, R.J. y E.C. Prescott (1997). "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation." *Journal of Money, Credit and Banking*, 29: 1-16.
- McCarthy, J. (1999). "Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies." BIS Working Paper N°79.
- Runkle, D. (1987). "Vector Autoregressions and Reality." *Research Department Staff Report 107*. Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Soffer, Y. (2008). "Exchange-Rate Pass-Through to the Consumer Price Index: A Micro Approach." Mimeo, Banco de Israel.
- Taylor, J. (2000). "Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms." *European Economic Review* 44(7): 1389-408.

## INFLACIÓN DE ALIMENTOS Y ENERGÍA EN UNA MUESTRA DE PAÍSES

*David Moreno S.\*  
Alfredo Pistelli M.\**

### I. INTRODUCCIÓN

El significativo e inesperado aumento del precio internacional de los productos básicos, tanto alimentos como combustibles, se tradujo en aumentos generalizados de estos componentes en los índices de precios locales, alzas en la inflación general e incrementos sucesivos en las proyecciones de inflación para el 2008 y 2009 en gran parte de los países del mundo.

El objetivo de este trabajo es comparar la situación reciente de la inflación interna de alimentos y energía<sup>1</sup> en una muestra de países. Además de comparar la contribución o incidencia de estos componentes en la inflación local de los distintos países, se compara la inflación de los precios internos de productos específicos que están estrechamente vinculados con los productos básicos: pan, leche, arroz, maíz, gasolina y diesel. Esto permite aislar el efecto de diferencias en la composición de las canastas de los índices de precios de los distintos países, y así realizar una comparación más directa del traspaso de las alzas recientes de los precios internacionales a los precios internos de las distintas economías. Finalmente, se examinan algunas posibles explicaciones a diferencias de traspaso entre países.

La muestra utilizada en este trabajo considera alrededor de 20 países, entre economías emergentes y desarrolladas, sujeto a la disponibilidad de información. Se utilizan datos mensuales a junio del 2008, provenientes de *CEIC Data*, *Bloomberg* y oficinas nacionales de estadísticas.

### II. CONTRIBUCIÓN DE ALIMENTOS Y ENERGÍA A LA INFLACIÓN

La inflación de los precios de los alimentos explica gran parte de la inflación total en las economías emergentes, siendo su aporte muy superior al del componente de energía. Esta diferencia se reduce significativamente en las economías desarrolladas, donde la incidencia del ítem energía es similar, e incluso mayor al de alimentos, como es el caso de Estados Unidos y la Zona Euro (gráfico 1).

En promedio, la inflación de alimentos explica alrededor del 50% de la inflación anual de mayo y junio del 2008 en las economías emergentes, mientras el componente de energía solo explica alrededor del 10%. Esto se revierte en el caso de las economías más desarrolladas, donde, en promedio, cerca del 30% de la inflación anual es explicada por alzas de precios de energía y 25% por incrementos de los precios de alimentos.

Estas diferencias obedecen tanto a una mayor ponderación de los alimentos en el IPC, como a una mayor inflación de alimentos en las economías emergentes (gráficos 2 y 3). En general, se observa una relación inversa entre el grado de desarrollo de un país (medido por el PIB per cápita) y la ponderación de los alimentos en el IPC. Entre las economías emergentes, las diferencias en la contribución de la inflación de alimentos a la inflación total se explican más por diferencias en la inflación que por diferencias en la ponderación de alimentos en la canasta del IPC de cada país (gráfico 4A).

En el caso de energía, si bien la relación entre desarrollo económico y ponderación en el IPC no es tan

\* Gerencia Análisis Internacional, Banco Central de Chile.  
E-mail: [dmoreno@bcentral.cl](mailto:dmoreno@bcentral.cl); [apistelli@bcentral.cl](mailto:apistelli@bcentral.cl)

<sup>1</sup> El componente energía considera combustibles y electricidad.

evidente, los países más desarrollados tienden a ponderar más el componente energía en el IPC (gráfico 4B).

En Chile, la incidencia del ítem Alimentos en la inflación total es mayor que en la mayoría de los países de la muestra. Esto se debe a una mayor inflación de este componente, más que a diferencias en su ponderación en el IPC. Al menos en esta muestra, la contribución de la inflación de los alimentos en Chile es solo menor al aporte de este ítem en China y Rusia. Con respecto al componente energía, en Chile destaca el incremento de las tarifas eléctricas en comparación con las demás economías, siendo el aporte de la inflación de los combustibles bastante inferior al promedio de los países de la muestra (gráficos 4B y 5).

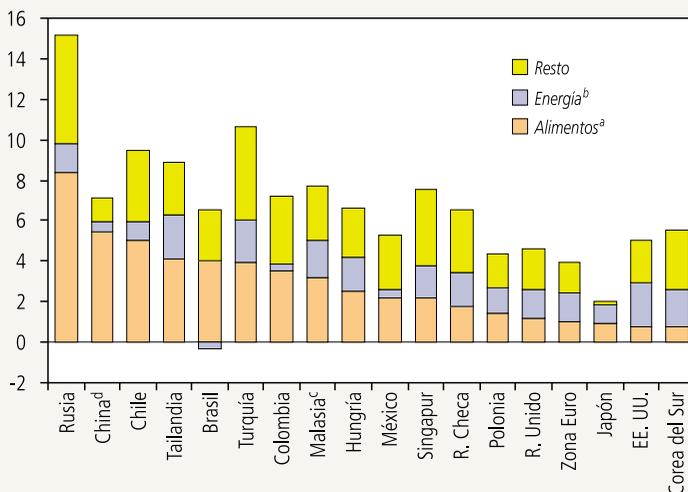
### III. TRASPASO DE PRECIOS INTERNACIONALES A PRECIOS INTERNOS

Para comparar el grado de traspaso de los precios internacionales a los precios internos, es conveniente aislar el efecto que tienen las diferencias en la composición de las canastas de precios de los ítems alimentos y energía, comparando la variación del precio de productos individuales que están estrechamente vinculados con productos básicos.<sup>2</sup> En la categoría alimentos, los productos considerados son: pan, leche, arroz y maíz, mientras en el caso de la energía se analiza el precio de la gasolina y del diesel.

<sup>2</sup> Por ejemplo, en América Latina y Europa Emergente, la ponderación de los alimentos vinculados al trigo en el componente alimentos del IPC, es muy superior a la que tienen estos productos en el IPC de alimentos de los países asiáticos (4% promedio en América Latina y Europa Emergente, 1% promedio en Asia). Lo contrario sucede con el peso del arroz en la canasta de alimentos del IPC (0.5% promedio en América Latina y Europa Emergente, 3% en Asia).

GRÁFICO 1

#### Inflación Anual a Junio 2008 (contribución, puntos porcentuales)



Fuentes: Oficinas nacionales de estadísticas y CEIC Data.

a. Alimentos y bebidas no-alcohólicas. Incluye comida fuera de casa.

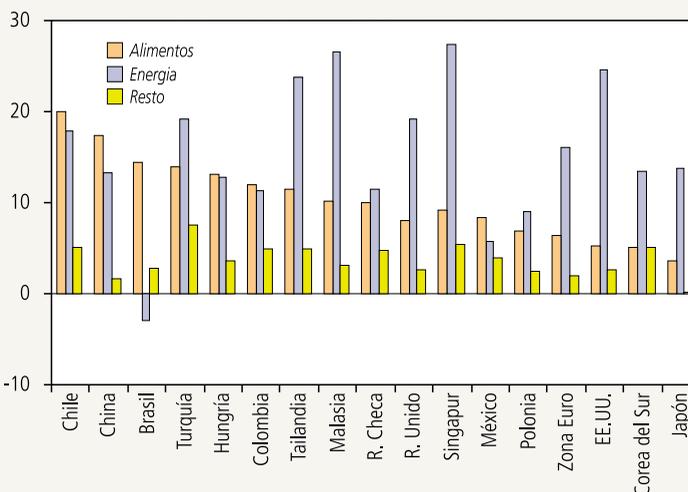
b. Energía y combustibles del hogar y para transporte individual.

c. Incidencia de energía calculado en base a energía del hogar y gastos de operación de vehículos privados del IPC.

d. Estimación de aporte de precios de energía en base a ponderador de IPC-A de Hong Kong.

GRÁFICO 2

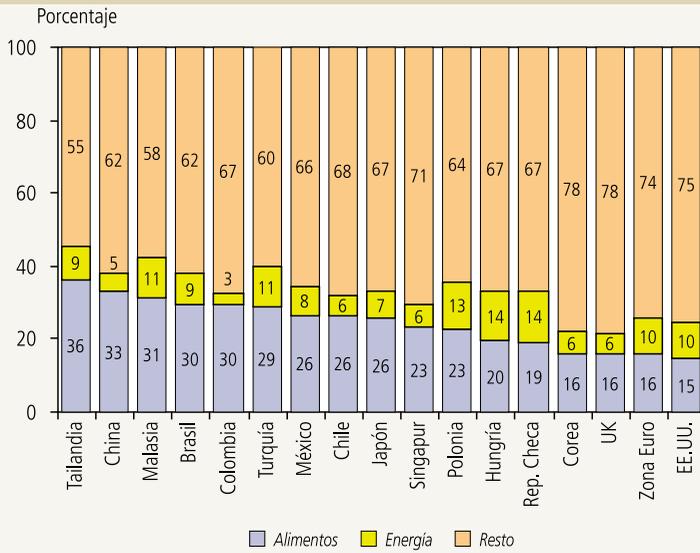
#### Variación Anual de las Categorías de IPC – Junio 2008 (porcentaje)



Fuentes: Oficinas nacionales de estadísticas y CEIC Data.

GRÁFICO 3

**Ponderaciones de la Canasta del IPC (porcentaje)**



Fuentes: Oficinas nacionales de estadísticas y CEIC Data.

Las economías emergentes muestran mayores alzas en los alimentos que las economías desarrolladas (gráfico 6). Esto, junto con el mayor peso del componente alimentos en el IPC total en las economías con menor grado de desarrollo, se traduce en una mayor incidencia de este componente en la inflación total.

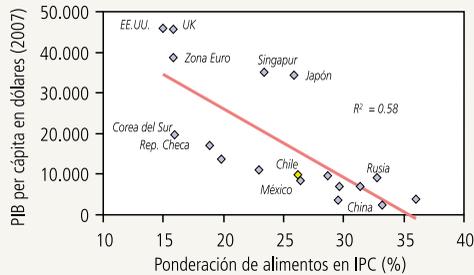
Entre las economías emergentes, Chile muestra uno de los mayores grados de traspaso a los precios internos de los alimentos. Otros países que destacan son Brasil, Israel, la República Checa y Rusia. En el caso del pan, Chile muestra variaciones porcentuales y velocidades de traspaso similares a las de otras economías emergentes. En cuanto a la leche

GRÁFICO 4

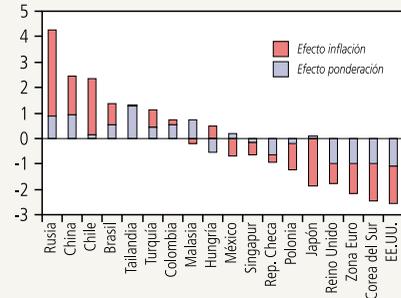
**Participación en el IPC (Desinflación Inmediata y Desinflación Gradual)**

A. Alimentos

Participación en el IPC y PIB (porcentaje, dólares per cápita)

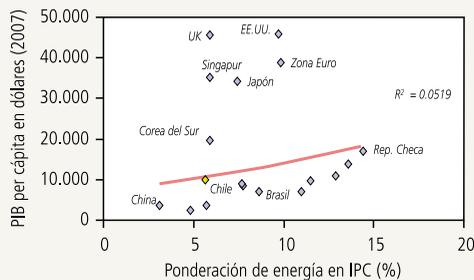


Efecto inflación y efecto ponderación (diferencia con respecto a la meta, puntos porcentuales)

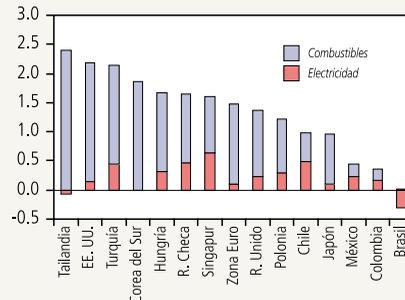


B. Energía

Participación en el IPC y PIB (porcentaje, dólares per cápita)



Incidencia de combustibles y electricidad en inflación total – junio 2008 (contribución, puntos porcentuales)



Fuentes: Elaboración propia en base a CEIC Data, INE y oficinas nacionales de estadísticas.

y el arroz, Chile lidera las variaciones de precios y muestra un rápido traspaso.

A diferencia de lo que sucede con los alimentos, en el caso de la energía, particularmente diesel y gasolina, las variaciones de precios tienden a ser mayores en las economías desarrolladas que en las emergentes, y Chile muestra un menor grado de traspaso en estos productos que los demás países considerados. Parte de esto se explica por el recorte al impuesto específico a los combustibles y por el efecto compensador del fondo de estabilización del precio del petróleo (FEPP). Sin embargo, cabe mencionar que la inflación del componente energía en Chile es superior al promedio de los países considerados, lo que sugiere que ciertos factores específicos han contribuido a la mayor inflación de este componente en Chile.

#### IV. DOS POSIBLES EXPLICACIONES PARA LAS DIFERENCIAS EN EL TRASPASO DE PRECIOS

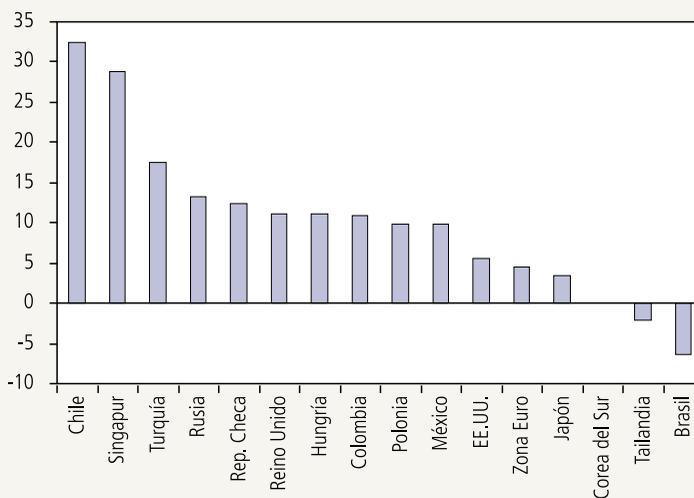
Esta sección analiza dos de los numerosos factores que podrían explicar las diferencias en el traspaso reciente de las alzas de los precios internacionales a los precios internos.<sup>3</sup> El primero se refiere a la adopción por parte de algunos países de medidas tendientes a aminorar el traspaso: subsidios, controles de precios, rebaja de impuestos, restricción a las exportaciones y otros. El segundo factor se refiere a diferencias en el valor agregado entre productos básicos y el bien de consumo final, lo que se refleja en diferencias entre los precios de productos similares; esto es, diferencias en el porcentaje que representa el costo de los productos básicos en el costo total de producción y distribución del bien de consumo final. Esto último dependerá, entre otras cosas, del nivel de los salarios reales y de los costos de comercialización en cada país.

##### 1. Adopción de Medidas Fiscales

Los resultados de una encuesta realizada por la FAO confirman que la gran mayoría de las economías en desarrollo (casi 85%, entre 77 países encuestados) han

GRÁFICO 5

### Componente Electricidad del IPC – Junio 2008 (variación anual, porcentaje)



Fuentes: Oficinas nacionales de estadísticas y CEIC Data.

tomado medidas para amortiguar las alzas de precios. Dentro de estas, las más utilizadas han sido controles de precios y subsidios a los consumidores (más de la mitad de los encuestados), además de rebajas de impuestos (gráfico 7A).

El desglose regional de los resultados de esta encuesta muestra que América Latina y África son las regiones que han intervenido menos. En tanto, entre las regiones más activas destacan Asia y Medio Oriente (gráfico 7B).

##### 2. Diferencias en el Valor Agregado a Productos Básicos

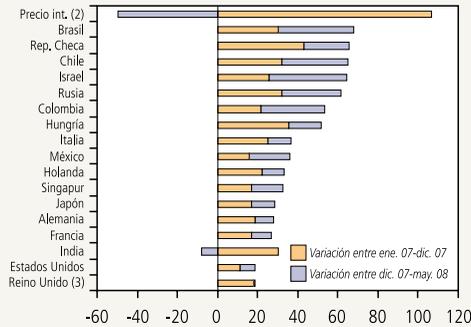
El otro factor mencionado se relaciona con diferencias en los precios de venta de estos productos en cada país. Si suponemos que en la elaboración de estos bienes de consumo final se utilizan concentraciones

<sup>3</sup> Algunos factores que pueden explicar estas diferencias son: (1) adopción de medidas fiscales para paliar el impacto de alzas de precios internacionales en precios locales; (2) diferencias en valor agregado a productos básicos, lo que se refleja en niveles de precios; (3) el grado de apertura comercial y dependencia de las importaciones de productos básicos; (4) condiciones macroeconómicas: fase del ciclo, holguras de capacidad, condiciones monetarias, variación de términos de intercambio; (5) grado de competencia en la elaboración y distribución de alimentos y combustibles; y (6) shocks idiosincrásicos: sequías y restricciones puntuales de oferta, entre otros.

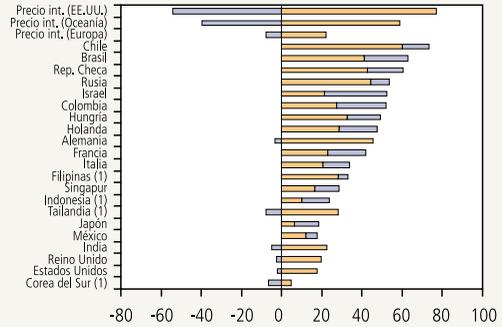
GRÁFICO 6

**Precios de Productos en Comparación Internacional**  
(variación en dólares, porcentaje)

A. Pan (1)



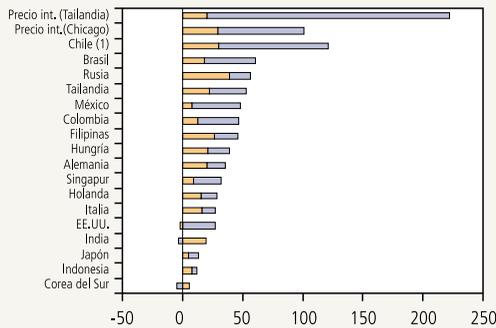
B. Leche



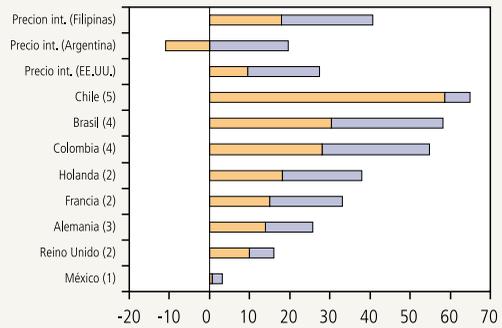
Fuentes: Elaboración propia en base a Bloomberg, CEIC Data, INE y oficinas nacionales de estadísticas. (1) Precio promedio del pan, al consumidor. (2) Precio del harina de trigo. (3) Precios minoristas.

Fuentes: Elaboración propia en base a Bloomberg, CEIC Data, INE y oficinas nacionales de estadísticas. (1) Además de leche, incluye huevos y otros productos derivados.

C. Arroz



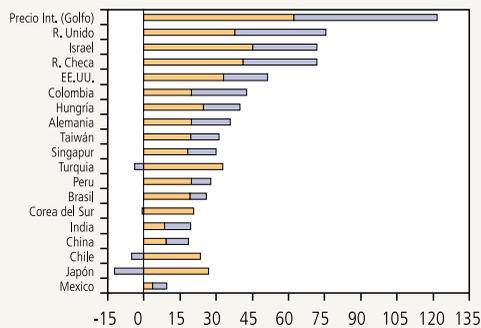
D. Maíz



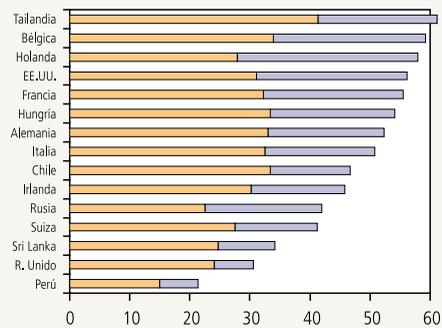
Fuentes: Elaboración propia en base a Bloomberg, CEIC Data, INE y oficinas nacionales de estadísticas. (1) Precio del arroz grado 2.

Fuentes: Elaboración propia en base a Bloomberg, CEIC Data, INE y oficinas nacionales de estadísticas. (1) Tortillas de maíz. (2) Cereales varios. (3) Cereales de hojuela de maíz. (4) Harina de maíz. (5) Maíz en mazorcas.

E. Gasolina



F. Diesel



Fuentes: Elaboración propia en base a CEIC Data, INE y oficinas nacionales de estadísticas.

Fuentes: Elaboración propia en base a CEIC Data, INE y oficinas nacionales de estadísticas.

similares de productos básicos en los distintos países, entonces cabe esperar que en países con precios más altos y mayor valor agregado a productos básicos, el impacto porcentual de un aumento del precio de los productos básicos sea menor.

En el caso del pan, este elemento parece ser relevante. Los países con mayores niveles de precios (medidos en dólares) muestran menores alzas porcentuales del pan, a pesar de que el cambio en el precio (medido en centavos de dólares) es mayor. Es así como los países más desarrollados muestran mayores incrementos en el precio del pan, medido en centavos de dólar, lo que se revierte cuando comparamos la variación porcentual de los precios. Chile muestra la mayor variación porcentual en el precio del pan, pero si medimos el cambio del precio en centavos de dólar, Chile se ubica por debajo de economías más desarrolladas (gráfico 8).

En tanto, cuando se hace el mismo ejercicio para la leche (gráfico 8), no se obtienen los mismos resultados. Al igual que en el caso del pan, los países con mayores precios muestran menores variaciones porcentuales. Sin embargo, estos países no son necesariamente los que muestran mayores incrementos del precio cuando se miden en dólares.

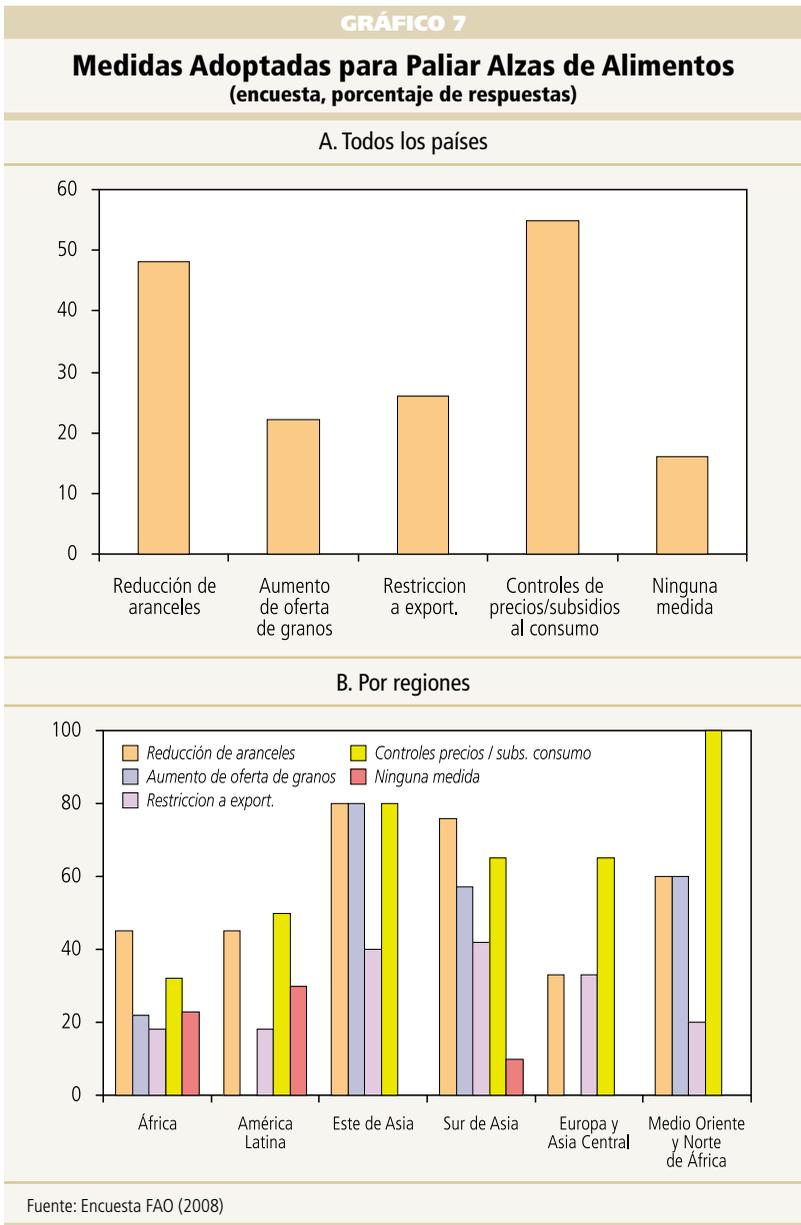
**V. CONCLUSIONES**

La incidencia de la inflación de alimentos es significativamente mayor en las economías emergentes, en comparación con las economías desarrolladas. Esto se explica por una mayor ponderación de este componente en el IPC total, y por una mayor inflación del ítem alimentos. En tanto, la inflación de los precios de energía es relativamente más importante en las economías más desarrolladas.

Entre las economías emergentes, Chile muestra una de las mayores contribuciones de los alimentos a la

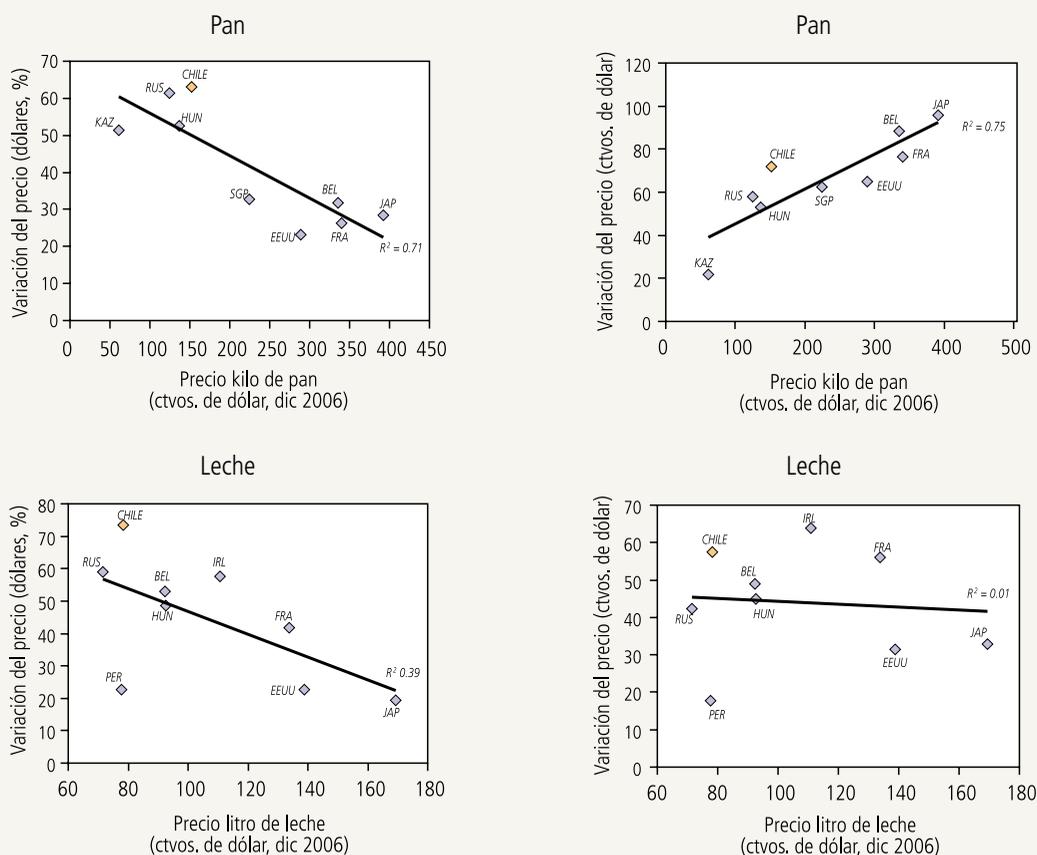
inflación total. Si bien la incidencia del componente de energía es bastante menor que la de alimentos, al comparar con otros países destaca el aporte del componente electricidad, lo que se explica por el fuerte incremento de estos precios.

El análisis de precios de productos individuales confirma el alto grado de traspaso de las alzas recientes de los precios internacionales de los alimentos a los precios en Chile. En el caso del pan, las diferencias con otras economías



## GRÁFICO 8

### Precios de Productos en Comparación Internacional (precio dic. 2006, y variación ene. 07 - may 08)



Fuentes: Elaboración propia en base a CEIC Data, INE y oficinas nacionales de estadísticas.

emergentes no son tan grandes. En el caso de la leche, arroz y maíz la magnitud del traspaso es significativamente mayor al de otras economías, destacando su rápida propagación.

A diferencia de lo que sucede con los alimentos, Chile muestra un bajo grado de traspaso del precio del diesel y la gasolina. Parte de esto se explica por la rebaja del impuesto específico al combustible y por el efecto amortiguador del FEPP.

Un número importante de economías han adoptado medidas para reducir el impacto de las alzas internacionales de los alimentos, lo que puede explicar en parte las diferencias en grados de traspaso. Otro elemento que contribuye a explicar

diferencias en el traspaso es que bienes similares en distintos países tienen distinto precio, lo que se traduce en que el costo de los productos básicos representa una fracción mayor o menor de los costos totales de producción del bien de consumo final.

Es importante examinar otros factores que podrían explicar diferencias en los grados de traspaso. Entre estos se incluye el grado de apertura comercial, las condiciones macroeconómicas, diferencias en el grado de competencia en la elaboración y distribución de alimentos y combustibles, y la existencia de *shocks* idiosincrásicos, como sequías y otras restricciones temporales a la oferta.

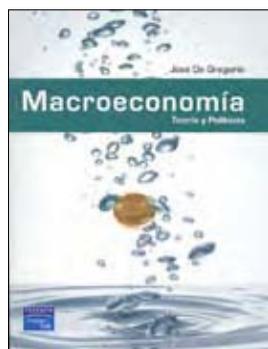


# REVISIÓN DE LIBROS

## COMENTARIO AL LIBRO "MACROECONOMÍA: TEORÍA Y POLÍTICAS"\*

de José De Gregorio  
Prentice Hall - Pearson Educación, 2007

Juan Andrés Fontaine T.\*\*



Es para mí un honor presentar ante ustedes, en esta ocasión, la obra de mi amigo y colega, José De Gregorio.

Se trata de un texto de impresionante tonelaje. De acuerdo con mis informantes, ya se encarama alto en el ranking de los libros más utilizados en Chile para los cursos de macroeconomía de nivel intermedio. No dudo que también será el preferido de los profesores y alumnos de otras latitudes.

En algo menos de 800 páginas, el texto guía al lector/estudiante, con notable lucidez, capacidad de síntesis y sentido de la relevancia, por la irregular geografía de esa región de la ciencia económica que conocemos como “teoría macroeconómica”. Son 25 capítulos, acompañados de valiosas guías de problemas, los cuales, confieso, no he intentado resolver. El libro recorre desde esas praderas apacibles que son la teoría cuantitativa del dinero y el modelo keynesiano, hasta esa jungla densa y oscura de los desarrollos más recientes, poblados de “hamiltonianos”, “Ponzi games”, “diagramas de fase” y otras amenazantes alimañas.

Un texto de esta naturaleza dice mucho sobre su autor. Es, ante todo, el libro de un estudioso de la teoría macroeconómica contemporánea; alguien que la conoce a fondo y posee una visión personal de los alcances de esa frondosa rama de la ciencia económica.

La visión de De Gregorio se ha fraguado en la sala de clases en las universidades Católica y de Chile. El libro lo revela como el brillante profesor que sus alumnos dicen que es: en lenguaje simple y directo, se adentra en los conceptos más duros y los razonamientos más complejos.

Pero también lo muestra como un profundo conocedor del funcionamiento de las economías del mundo real. Allí se asoma el De Gregorio hacedor de política económica, que no trepida en extraer de los modelos teóricos, lecciones prácticas y atingentes.

Esa destacable inclinación hacia la economía aplicada lo lleva a introducir los temas con interesantes antecedentes y estadísticas de la economía mundial. Por eso también, suele ejemplificar la aplicación de los modelos con pequeñas simulaciones numéricas, o calibraciones, y así ofrecer al estudiante una idea aproximada sobre de qué estamos hablando cuando, tras la habitual gimnasia algebraica, obtenemos, por ejemplo, la fórmula de un multiplicador o algún otro concepto.

El autor es también ingeniero y lo demuestra. Sus explicaciones verbales son rápidas, como para dejar paso pronto al razonamiento matemático. Comparado

\* Esta es una transcripción revisada de la alocución del presentador del libro, con motivo de su lanzamiento.

\*\* Consultor, socio de Fontaine y Paúl Consultores, director de empresas, profesor asociado PUC, ex director de estudios del BCh.

con los textos de antaño —y lo digo no sin algo de nostalgia—, hace mucho más uso del álgebra que de los gráficos, los que por tanto tiempo fueron el sello distintivo de nuestra profesión. El álgebra tiene la virtud de ser más precisa, pero el defecto de requerir ciertas simplificaciones —aproximaciones lineales, por ejemplo— que le restan generalidad. Recomendaría a los profesores que utilicen el texto: no menospreciar el poder pedagógico de un gráfico bien dibujado y ojalá en colores.

La obra de De Gregorio es una aventajada representante del estado actual de la teoría macroeconómica. Exhibe con fidelidad lo mucho que ha ganado ella en rigor lógico, en fundamentos microeconómicos. Pero revela lo que, a mi juicio, son los riesgos que sus avances conllevan. Por eso, mientras reviso el contenido que el texto nos ofrece, voy a permitirme algunas observaciones sobre el devenir de la enseñanza de la macroeconomía.

La teoría macroeconómica aspira hoy a ser la rama de la economía que estudia los “agregados económicos”. Hay aquí, creo, una sutil desviación respecto de lo que ha sido su preocupación tradicional, circunscrita a la comprensión de las fluctuaciones en los niveles generales de actividad y de precios.

En mi opinión, así como la microeconomía estudia qué hacer ante la escasez, el problema macroeconómico por excelencia son las fluctuaciones cíclicas. Salvo que las preferencias o la tecnología sean inherentemente oscilantes, los ciclos no pueden explicarse con teoría microeconómica pura. Y ellos, los ciclos económicos, resultan ser importantes en la vida de los países. Perturban a los agentes económicos en sus decisiones de inversión o de consumo, afectan la evaluación de la gestión de las empresas y el valor de sus activos. Ocasionan abundante debate político y hasta pueden inducir a cambiar las estrategias de desarrollo.

Durante años me corté el pelo con un peluquero, lamentablemente ya fallecido. Conversador, como suelen ser los de su oficio, y cuyo principal tema conmigo eran las fluctuaciones mensuales de su clientela y sus ingresos. Solía recibirme con comentarios del tipo: “Parece que el Banco Central soltó plata este mes porque la venta ha estado buena”. O bien: “algo está pasando que no hay plata ahora último”. Se sabía, el hombre, productor de un bien

no transable. Para eso, creo, han de servir nuestras construcciones teóricas, con sus elegantes ecuaciones y trayectorias de equilibrio. Para comprender las fluctuaciones e, idealmente, saber prevenirlas.

Como suele hacerse hoy, el primer tercio del libro está destinado a estudiar detenidamente el comportamiento de los consumidores, de la inversión, de la política fiscal, de las cuentas externas y del tipo de cambio nominal y real. Estas son piezas claves de todo modelo macroeconómico que sea útil para comprender el ciclo económico.

De Gregorio aprovecha estos capítulos para desarrollar una variedad de temas de gran interés, que incluyen materias de teoría financiera, finanzas públicas y comercio exterior. Hay aquí, por ejemplo, excelentes capítulos sobre la dinámica de la deuda pública; sobre el negativo efecto de los impuestos a las empresas; sobre la formación de capital (de gran utilidad para entender, por ejemplo, cómo la depreciación acelerada beneficia comparativamente más a las empresas medianas y pequeñas que a las grandes; lástima que “el De Gregorio” no esté todavía en venta en Valparaíso); y sobre la determinación del tipo de cambio real.

He enseñado por años un curso de políticas macroeconómicas que familiariza al alumno con estos conceptos, y celebro que ahora haya un texto que los exponga con tanta precisión y claridad. Pero me pregunto si estas materias acaso no desvían la atención del alumno de lo que es propio de la macroeconomía: el desarrollo de un modelo general para comprender las fluctuaciones macroeconómicas.

La enseñanza de la macroeconomía hoy da gran importancia a los modelos de crecimiento económico. El texto que presentamos ofrece una excelente síntesis de la materia. Con todo, bien sabemos que estos modelos tan solo describen lo que Lucas llamó “la mecánica del crecimiento”. No logran descifrar sus causas. No nos pueden explicar, por ejemplo, por qué Chile últimamente ha vivido una pronunciada desaceleración de su crecimiento potencial, motivo de justificada preocupación académica y política. La razón es simple: el crecimiento es un fenómeno esencialmente microeconómico; es el resultado de la aplicación de mejores ideas por parte de las empresas y las reparticiones públicas, lo cual no puede ser bien

captado por modelos agregados como los que utiliza la macroeconomía. Por eso, creo, el crecimiento debe ser también estudiado en los cursos de microeconomía.

Hacia la mitad del texto, De Gregorio aborda la tarea primordial de la macroeconomía, comprender las oscilaciones cíclicas de los niveles generales de actividad y precios. Allí nos encontramos por vez primera con la cantidad de dinero, la política monetaria y la inflación. Confieso que para alguien como yo, graduado de una venerable, aunque ventosa, universidad del medio-oeste norteamericano, esta demora es casi una afrenta.

Pero más allá de la vieja controversia sobre el origen monetario del ciclo económico, la verdad es que las exigencias de la “modelística macroeconómica” en boga, obligan a desplazar estos temas a un segundo plano. Por ejemplo, en el texto que presentamos, Robert Solow —el destacado teórico del crecimiento económico— encabeza el ranking de referencias con 39 citaciones, mientras que Lord Keynes —para muchos, el padre de la macroeconomía— cuenta con apenas nueve menciones. Para mi satisfacción, Milton Friedman y Robert Lucas alcanzan 14 y 13 citas, respectivamente. Otros prohombres de la macroeconomía neoclásica tienen menos suerte.

La obra da a las fluctuaciones cíclicas y la inflación un tratamiento completo y riguroso. Pero opta por no presentar la evolución histórica del pensamiento sobre el tema. Es más fácil, pienso, entender bien a Keynes y sus seguidores desde la recesión británica de inicios de los años 20 y la Gran Depresión de los 30, o explicar a Friedman y a Lucas tomando en cuenta la explosión inflacionaria de los 70, o comprender el interés en los ciclos de origen real, reconociendo la inusual sucesión de shocks reales ocurridos en los últimos 25 años. Los extenuantes debates entre keynesianos y monetaristas pueden parecer añejos,

pero enseñan algo sobre la procedencia de las ideas, su interacción con la realidad y el progreso de la ciencia a través de la confrontación intelectual. Debo reconocer que echo de menos algo de esta perspectiva en la actual enseñanza de la macroeconomía. Quizá una futura nueva edición del texto que presentamos pueda incorporar unos útiles recuadros históricos.

La realidad del ciclo, de las fluctuaciones de la actividad y los precios, es algo que los macroeconomistas no podemos desatender. Como banquero central, bien lo sabe nuestro autor. La gran mayoría de los estudiantes de macroeconomía a nivel intermedio pasarán luego a ser industriales, comerciantes, banqueros, políticos, periodistas, o quizá, peluqueros. Y vivirán en carne propia las aflicciones y euforias propias de los altibajos cíclicos. Será responsabilidad de sus profesores —armados de este valioso texto— el que egresen con la debida familiaridad con el tema.

La teoría macroeconómica contemporánea ha incursionado por derroteros que tienen tanto virtudes como defectos. La obra de José De Gregorio es un aporte macizo para la comprensión y evaluación de estos avances. Un espléndido texto para su enseñanza a nivel intermedio. Una valiosa ayuda para quienes, desde diversas trincheras académicas y profesionales, hacemos uso frecuente de la munición que el libro expone. Vayan para su autor mis entusiastas felicitaciones.

En las páginas del “De Gregorio”, figuran como autores de renombre académico varios de quienes están hoy, o han estado recientemente, sentados en el consejo directivo del Banco Central de los EE.UU., tales como el propio Ben Bernanke, Fred Mishkin y otros. Es un orgullo para Chile contar en el suyo con el autor de un texto como el que hoy presentamos.

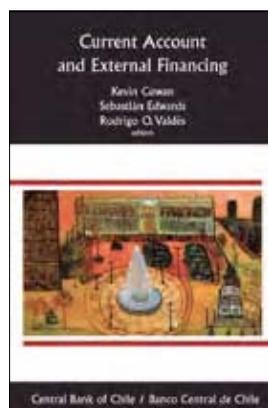


## COMENTARIO AL LIBRO

### “CURRENT ACCOUNT AND EXTERNAL FINANCING”

**de Kevin Cowan, Sebastián Edwards y Rodrigo O. Valdés (editores)**  
**Banco Central de Chile, 2008**

*Felipe Larraín B.\**



Este libro es, sin duda, un aporte importante, y no solo desde el punto de vista académico. También sirve para iluminar algunos problemas y temas centrales actuales de política económica en nuestra economía y en la economía internacional. Es en este sentido que voy a enfocar mi comentario.

Centraré el análisis en cinco puntos fundamentales. El primero es el tema de los desequilibrios globales. Luego trataré el tema de las crisis, en particular de los *sudden stops*. También comentaré algo sobre fondos soberanos y las reservas internacionales, para terminar luego con algunas reflexiones sobre Chile y su posición de cuenta corriente a la luz del análisis de este libro.

#### *Desequilibrios globales*

Los desequilibrios son fundamentalmente medidos por las cuentas corrientes de los países. A pesar de que Estados Unidos es el país que tiene la primacía en los desbalances y que representa el mayor desequilibrio global, estos ocurren también en otras economías

anglosajonas como Australia, Nueva Zelanda y el Reino Unido. De tal manera, hay países que tienen un fuerte déficit de cuenta corriente y, como el mundo en su conjunto es una economía cerrada, otros tienen un superávit importante de cuenta corriente. Entre estos últimos se encuentran Japón, Asia emergente y un grupo importante de países europeos.

El libro comienza planteando preguntas como: ¿Es de equilibrio esta situación de desbalances globales?, ¿es una situación de equilibrio motivada por diferencias en el crecimiento entre los países? Probablemente la respuesta a estas interrogantes es NO. Es poco convincente pensar que esta sea una situación de equilibrio, y si no lo es va a requerir una corrección. ¿Es esta corrección que se necesita, una corrección gradual o violenta? La mayoría de los autores plantean que va a ser una corrección gradual.

La pregunta es: ¿Cómo va a ocurrir? En uno de los artículos de este libro, Sebastián Edwards plantea y examina cuantitativamente cuál es el efecto de las diferencias de crecimiento y cuánto tendría que reducirse el crecimiento en los países que tienen el mayor desequilibrio. Por ejemplo, Estados Unidos debería crecer menos, para así generar un superávit o reducir el déficit de cuenta corriente; el otro lado de la moneda es que Europa y Japón deberían crecer más y reducir los superávits.

Los resultados cuantitativos muestran que, por cada punto de menor crecimiento del PIB respecto de la tendencia, se reduce el déficit de cuenta corriente o aumenta el superávit en apenas 0.25% del PIB. El

\* *Profesor Titular; Pontificia Universidad Católica de Chile. Esta es una versión revisada y extendida de la presentación del libro, efectuada en las dependencias del Banco Central de Chile el 5 de agosto de 2008.*

hallazgo no es muy sorprendente, porque es bastante intuitivo el que un cambio en la tasa de crecimiento de los países no va a hacer el trabajo por sí solo.

La conclusión es, entonces, inevitable: este desequilibrio tiene que ser, en parte muy significativa, abordado por un cambio en las paridades cambiarias, esto es, por una depreciación del dólar y de las monedas de los países que tienen déficit, y una apreciación de las monedas de los países con superávit.

¿Hasta qué punto esto ya ha ocurrido? Este es un tema que el libro no aborda. El año 2000 el euro se transaba a 0.82 dólares; ese fue el *peak* del dólar. Luego experimentó una depreciación de casi 100%, a 1.6 dólares por euro muy poco tiempo atrás, a partir de lo cual el dólar se ha recuperado bastante. Entonces, ya ha habido un cambio sustancial en las paridades cambiarias. ¿Hasta qué punto, entonces, este ajuste ya ha ocurrido?, ¿se necesita una depreciación mayor? Algunos síntomas muestran que ya está hecho este ajuste paritario, pero también hay un ajuste en crecimiento que está generando efectos. Si se observa la cuenta corriente norteamericana, por ejemplo, este año las proyecciones están por un déficit en torno al 4.5% del producto, mientras que hace tres años, el déficit era de 6.1% del PIB. Esto está ocurriendo porque EE.UU. está reduciendo su crecimiento y también porque hay una depreciación fuerte del dólar que está estimulando las exportaciones netas. Las cifras del primer semestre del 2008 para EE.UU. muestran que las exportaciones están creciendo casi al 10% y las importaciones están cayendo. Por lo tanto, es una mezcla de cambios de precios relativos a través de las paridades de las monedas y también el efecto del menor crecimiento.

Tendemos a centrarnos en el tipo de cambio dólar-euro, pero —aunque importante— es solo una paridad entre muchas. Hoy en día existe una visión bastante generalizada de que el dólar habría llegado a su punto más débil respecto del euro y que ahora corresponde un período, aunque incipiente, de recuperación del dólar. Luego, si se requiere más ajuste, y eso es así, este ajuste se va a tener que producir respecto de otras monedas; algunas de ellas flotan, pero otras muy importantes están manejadas. Entonces, se debe producir un ajuste respecto a monedas como el yuan y otras asiáticas donde hay bastante intervención y no operan claramente las fuerzas del mercado.

Hay otra pregunta de fondo, que me parece interesante formular: ¿hasta qué punto y cuánto de la caída del dólar se debe a factores cíclicos motivados por la desaceleración y las bajas tasas de interés en Estados Unidos y al muy cambiante diferencial de tasas entre Estados Unidos y otros países, y cuánto se debe a los factores fundamentales? Esta es una pregunta importante, aunque creo que es muy difícil de responder. Tampoco podemos pedir al libro que responda todas las preguntas. Cuando se habla de los factores globales y de que el problema no está circunscrito a Estados Unidos, es muy importante mencionar a otros países como China. Así, uno se preguntaría ¿cuál es la prescripción para China? Probablemente uno diría que China tiene que reducir su superávit de cuenta corriente pero, ¿cómo se logra eso?, ¿se hace a través de la apreciación del yuan?, ¿en qué términos?, ¿en qué plazos? En fin, me parece que esas son otras preguntas interesantes que surgen de la lectura de este libro y de la coyuntura actual.

### *Crisis y Sudden Stops*

El libro contiene un interesante debate con respecto a los *sudden stops*. La traducción de *sudden stops* como paradas violentas no me parece la mejor. Tal vez sería preferible traducirla como reversión de los flujos de capitales.

Probablemente todos estarán de acuerdo en que los *sudden stops* son causados por una mezcla de factores internos y externos. Pero en el libro hay autores que ponen más énfasis en factores externos a los países y otros que le dan más peso a los problemas internos. Por ejemplo, Calvo señala que la reversión de los flujos de capitales ocurre fundamentalmente por una reducción de los flujos brutos hacia los países; por lo tanto, este sería un problema externo. En esa misma línea están Foster y Kaminsky.

El capítulo del que son coautores José De Gregorio, Kevin Cowan, Alejandro Micco y Christopher Neilson, enfatiza que las políticas internas pueden generar fuertes aumentos en los flujos de capitales hacia fuera, lo que se debe más bien a problemas locales que a problemas externos. Yo tiendo a no suponer que todo viene de fuera, sino que hay una fuerte responsabilidad de las políticas internas, algo

que apoyan investigaciones que he hecho en el pasado en el tema de flujos de capitales.<sup>1</sup>

Otros temas interesantes que se plantean en este libro son cómo afrontar una crisis y cuáles son sus consecuencias. Esto va a depender de las posibilidades que tenga una economía de emitir más deuda, sobre todo deuda pública en moneda propia y no en moneda extranjera. El contraste más fuerte es el caso de Estados Unidos, que emite su deuda en moneda propia, a diferencia de los países de nuestra región que, en general, han emitido una parte importante de su deuda en moneda extranjera, en cuyo caso una depreciación del tipo de cambio aumenta el peso del servicio de la deuda. Esto está cambiando, porque hoy día los países están dándose cuenta de que hay un mercado por deuda emitida en moneda local de los países. Una mayor proporción de la deuda en moneda local es una ventaja en tiempos de crisis.

El libro pone mucho énfasis, y me parece correcto, en el rol que juega el déficit de cuenta corriente en las crisis. En todos los capítulos en que se toca el tema, se plantea que un aumento del déficit de cuenta corriente, en general, aumenta la posibilidad de un *sudden stop*, lo que es un factor que trae consigo un mayor riesgo de crisis. Respecto a ello, hay dos distinciones que me parecieron interesantes dentro de los capítulos del libro. La primera es que hay que preocuparse no solo del tamaño del déficit en cuenta corriente, sino además de la razón de su ocurrencia. ¿Se origina ese déficit en un aumento de la inversión, o bien, es causado por una caída del ahorro y, por tanto, un aumento del consumo? Es bien distinto un déficit que otro. Entonces, la composición de ese déficit de cuenta corriente pasa a ser importante. De igual forma, una pregunta importante es si, dado que ese déficit de cuenta corriente es provocado por un aumento de la inversión, ¿se fue este aumento de la inversión al sector transable o al sector no transable? Este es otro elemento importante para ver la posibilidad de un país de recuperarse y las señales que envía.

Gourinchas nos dice que miremos no solo el déficit de cuenta corriente, sino que miremos también los efectos de valoración. Y ahí plantea un caso interesante, y es que, al mirar a Estados Unidos, no solamente hay que ver el monto del déficit —de, digamos, 5 puntos del producto—, sino que hay que notar la diferencia entre el retorno de los activos

versus los pasivos. Gracias a esto, Estados Unidos tiene una situación más sostenible en su déficit de cuenta corriente que la que tendría otro país; por ejemplo, un país latinoamericano.

Calvo hace énfasis también en que miremos no solo el déficit de cuenta corriente, sino el déficit en relación con la capacidad del país de generar moneda extranjera. En este contexto, ¿cuál es la medida más razonable o más interesante de mirar? Sin duda, el tamaño del sector transable de la economía. Un país que tiene un sector transable más amplio, tiene mayor capacidad de generar moneda extranjera.

Hay dos puntos adicionales que me gustaría tocar. El primero es el rol que se menciona en el texto de los impuestos a los flujos de capitales, rol que nosotros conocemos acá como el encaje. Sin duda, este es un tema donde hay discrepancias en nuestra profesión. Hay gente que plantea que los encajes, que son impuestos a los movimientos de capitales tienen un rol que jugar especialmente respecto de los flujos más cortos. Otros, incluyendo trabajos en que he estado involucrado con Raúl Labán y Rómulo Chumacero<sup>2</sup>, muestran que el encaje de los flujos de capitales que se aplicó en Chile en los años 90, no afectó el volumen de flujos, sino solo su composición.

Por último, un tema que se echa de menos también es el rol del contagio en los *sudden stops*. Este rol, lo que en la literatura se llama el contagio puro, se refiere al efecto en la probabilidad de una crisis que no tiene que ver con los fundamentos de la economía, sino con el hecho de que un país cercano tenga un problema. En un trabajo con Gerardo Esquivel<sup>3</sup>, mostramos que una crisis en un país vecino, que definimos como vecindad geográfica, tenía el efecto de aumentar la probabilidad de crisis cambiaría de un país en alrededor de un 8%. En esa ocasión, definimos el punto de corte para predecir crisis en una probabilidad predicha de 30%.

<sup>1</sup> Larraín, F., “Capital Flows, Capital Controls and Currency Crises in Latin America”. En F. Larraín (editor), *Capital Flows, Capital Controls and Currency Crises: Latin America in the 1980s*, University of Michigan Press, 2000.

<sup>2</sup> Larraín, F., R. Labán y R. Chumacero, “What Determines Capital Inflows? An Empirical Analysis for Chile”. En F. Larraín (editor), *Capital Flows, Capital Controls and Currency Crises: Latin America in the 1980s*, University of Michigan Press, 2000.

<sup>3</sup> Esquivel, G. y F. Larraín, “Determinantes de las Crisis Cambiarías”. *El Trimestre Económico*, abril-junio 2000.

### *Fondos soberanos*

Un punto adicional discutido se refiere a la acumulación de fondos soberanos. Aquí hay una cosa curiosa, una anomalía que tenemos hoy en el mundo al dividirlo entre países emergentes por un lado, y desarrollados o industrializados por el otro. Los primeros son los que hoy tienen un gran superávit comercial y los segundos, un gran déficit. Eso conduce a que en la actualidad jueguen un rol muy importante los flujos de capitales que salen de los países emergentes, cosa que antes era bastante menor.

En la acumulación de activos, hay que distinguir entre los fondos soberanos que administran activos con un criterio de menor liquidez y posiblemente de inversión de más largo plazo, y el aumento de las reservas de los países. Si uno toma la situación chilena, se da cuenta de que, hacia fines de año, haciendo una estimación bastante gruesa, Chile tendría acumulada, entre fondos soberanos (que son los fondos externos, que se separan entre el fondo de estabilización económica y social y el fondo de reserva de pensiones) y las reservas internacionales, una cantidad del orden de 50 mil millones de dólares.

Sin embargo, el manejo de estos dos tipos de activos es bastante distinto. Los fondos soberanos han cobrado gran protagonismo internacional por su rol al invertir en Estados Unidos, en instituciones financieras donde hay problemas. En Chile, estos fondos están acumulando cantidades cercanas a los 22 o 23 mil millones de dólares y este es un activo no solamente financiero. También es un activo desde el punto de vista macroeconómico el tener estos fondos, y aquí resulta fundamental la política de diversificación de inversiones que ha propuesto el Comité Asesor de Inversiones de estos fondos, que aún no se ha implementado. Esto significa que hoy tenemos el 100% de los fondos soberanos invertidos en instrumentos de renta fija de alta liquidez, de mucha seguridad, pero de bajo retorno. Desde una perspectiva de largo plazo, más allá de la crisis financiera actual, tenemos que plantearnos esta diversificación.

### *Reservas internacionales*

Uno de los temas de discusión local es la política de intervención cambiaria por parte del Banco Central,

que no se toca específicamente en este volumen. El libro tiene otro propósito, pero al menos en tres de sus capítulos hay argumentos en pro de la intervención cambiaria, lo que hace, de alguna manera, validar la posibilidad de un país de intervenir en algún momento y en determinadas circunstancias. No me refiero solo a que hay una referencia a esto en el capítulo de Kevin Cowan, José De Gregorio y otros, en donde se señala que es una manera de tener reservas líquidas y de disminuir el riesgo de reversión de los flujos de capitales y, por lo tanto, de una crisis.

En los capítulos de Aizenman y de Williamson se plantea que las reservas internacionales son una manera de disminuir el riesgo de una economía y, por lo tanto, posiblemente reducir la volatilidad del crecimiento y aquí hay un argumento en pro de la intervención. Williamson va todavía más lejos en el sentido de tener una política de intervención cambiaria más fuerte dentro de un esquema de flotación. No obstante, hay otra visión. Calvo, por ejemplo, dice que hay dos maneras de enfrentar el problema. Señala que los países tienen que tratar de precaverse de los problemas externos que tengan y de tener suerte frente a situaciones de alta volatilidad de los mercados internacionales, de crisis, etc. Aumentar la cantidad de reservas es una forma de hacerlo. Pero también hay otra forma planteada por el autor: la creación de un fondo internacional para mitigar la fluctuación de los precios de los activos.

La propuesta de Calvo puede ser muy buena idea en términos conceptuales, pero es muy difícil de implementar. En general, tiendo a sospechar de las políticas que plantean grandes arquitecturas internacionales, porque me parecen difíciles de implementar y creo que lo lógico para un país que pretende hacer una suerte de política de contingencia o de seguro frente a esta situación es aumentar el nivel de reservas. Ahora, hay preguntas que indudablemente también se plantean en estos capítulos. Aizenman señala que es bien sabido que la política de aumentar las reservas internacionales no es gratis, sino que tiene un costo para el país, un costo de oportunidad. No es solo que los activos de reserva ganen un retorno bajo; por ejemplo, si nos vamos a la intervención cambiaria aquí en Chile, hay un costo en términos del aumento de las tasas de interés cuando hay que hacer una operación de esterilización. Con todo, uno puede

tener diferencias respecto de la forma específica de implementar la intervención en el mercado cambiario, pero yo, en esa materia, tengo una visión de apoyo a la intervención para casos extremos y, a mi juicio, las condiciones estaban dadas en Chile para intervenir aún antes de que lo hiciera el Banco Central.

¿Cuál es el monto óptimo de reservas? Recuerdo —y muchos colegas probablemente también recordarán— cuando se hablaba de que las reservas se debían definir en función de alguna métrica de importaciones del país y de que talvez debíamos tener reservas para alrededor de seis meses de importaciones como una cantidad razonable. Pero, ¿es esa la métrica adecuada?, ¿es ese el monto adecuado?, ¿o debemos fijarnos más en las reservas en relación con la deuda externa, en especial la deuda de corto plazo del país? Esta última parece ser la métrica más adecuada en las crisis.

#### *Chile: Reflexiones sobre la cuenta corriente*

Termino con un comentario respecto de la cuenta corriente chilena. Si yo tomo las proyecciones del IPoM de mayo, y observo el déficit de cuenta corriente, veo que el Banco Central lo estima para el año 2008 en 0.5% del PIB. Uno puede considerar que 0.5% del PIB no es mucho; definitivamente es una cantidad manejable para un país que tiene la situación de Chile: la acumulación de reservas internacionales, la solidez macroeconómica y el crecimiento.

Sin embargo, si se hace una pequeña simulación de escenarios distintos reduciendo el precio del cobre y suponiendo un precio del petróleo de US\$80, ¿qué

pasaría con el déficit en cuenta corriente si el cobre estuviera a US\$2.5 en vez de la proyección de cobre cercana a US\$3.5 que tenemos este año? Haciendo una corrección directa y una que incluye menores remesas de utilidades, da un déficit de cuenta corriente del orden de 3% del PIB. Ahora, si uno toma el cobre a US\$2 y hace el mismo ejercicio, porque aquí lo que estamos buscando es la sostenibilidad de largo plazo, tenemos un resultado que arroja el déficit de cuenta corriente en torno a 4.5% del PIB. Y este es un número algo más complejo.

Otra manera de mirar la cuenta corriente es a través de la siguiente pregunta: ¿Qué está pasando con el ingreso versus el gasto? El producto en el primer semestre, aun con las cifras de hoy, crece en torno al 3.5 %; el gasto está creciendo en torno al 8% (a precios del año 2003). Puede ocurrir que el déficit de cuenta corriente crezca en forma significativa y nos deje en una situación de mayor riesgo. En ese caso ¿qué es lo que uno diría? Ahí tenemos las reservas internacionales del país. Probablemente en un escenario como ese también tendríamos un ajuste cambiario. Entonces, este ejercicio que hemos hecho en términos simples habría que hacerlo un poco más sofisticado y considerar que esto produciría un ajuste en el tipo de cambio, y este ajuste en el tipo de cambio ayudaría, a su vez, a reducir ese déficit de cuenta corriente.

Para finalizar, quiero decir que este libro me parece de enorme interés. Es un libro que ilumina muchos temas que están en discusión hoy día y no me queda sino felicitar a los autores, a los editores y a esta Institución que hoy nos cobija.



# REVISIÓN DE PUBLICACIONES

DICIEMBRE 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

- \* Bulir, A., K. Smidková, V. Kotlán y D. Navrátil (2008). "Inflation Targeting and Communication: It Pays Off to Read Inflation Reports." Working Paper N°08/234. Fondo Monetario Internacional.
- De Gregorio, J. (2008). "La Gran Moderación y el Riesgo Inflacionario." *Estudios Públicos* 110: 5-20.
- \* Larraín F. y F. Parro (2008). "Chile Menos Volátil." *El Trimestre Económico* LXXV: 563-96.
- \* Morandé, F. y M. Tejada (2008). "Sources of Uncertainty for Conducting Monetary Policy in Chile." Documento de Trabajo N°285. Departamento de Economía, Universidad de Chile.
- Rodríguez, J. y E. Saavedra (2008). "Incentivos y Eficiencia en el Gasto Público." Documento de Trabajo N°213. Departamento de Economía, Universidad ILADES-Georgetown.

### Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL

- \* Fernandes, A.M. y Caroline Paunov (2008). "Foreign Direct Investment in Services and Manufacturing Productivity Growth: Evidence for Chile." Policy Research Working Paper N° 4730. Banco Mundial.
- Frankel, J. y S-J Wei (2008). "Estimation of De Facto Exchange Rate Regimes: Synthesis of the Techniques for Inferring Flexibility and Basket Weights." *IMF Staff Papers* 55: 384-416.
- \* Ramos, J. (2008). "El Desarrollo Exportador Chileno: Evolución y Perspectivas." Documento de Trabajo N°289. Departamento de Economía, Universidad de Chile.
- Tafunell, X. y A. Carreras (2008). "La América Latina y el Caribe en 1913 y 1925: Enfoque desde las Importaciones de Bienes de Capital." *El Trimestre Económico* LXXV: 715-53.

**Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA**

- \* Alfaro, A.R. y C.G. Silva (2008). “Volatilidad de Indices Accionarios: El Caso del IPSA.” *Cuadernos de Economía* 45: 217-33.
- \* De la Torre, A., MS. Martínez y S.L. Schmukler. (2008). “Drivers and Obstacles to Banking SMEs: The Role of Competition and the Institutional Framework.” Policy Research Working Paper N° 4788. Banco Mundial.
- Le Fort, F. (2008). “El Efecto de los Conflictos de Agencia en las Políticas de Dividendos a los Accionistas.” *El Trimestre Económico* LXXV: 597-639.
- Tarzján, J., F. Brahm y L.F. Daiber (2008). “Entrepreneurial Profitability and Persistence: Chile versus the U.S.A.” *Journal of Business Research* 61: 599-608.

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

- \* Agostini, C., P. Brown y D.P. Góngora (2008). “Nota Técnica: Distribución Espacial de la Pobreza en Chile.” *Estudios de Economía* 35: 79-110.
- Dayoub, M. y E. Lasagabaster (2008). “General Trends in Competition Policy and Investment Regulation in Mandatory Defined Contribution Markets in Latin America.” Policy Research Working Paper N° 4720. Banco Mundial.
- Navarro, L. (2008). “Plant Level Evidence on Product Mix Changes in Chilean Manufacturing.” Documento de Trabajo N°210. Departamento de Economía, Universidad ILADES-Georgetown.
- \* Rau, T. (2008). “Trabajo a Tiempo Parcial: Análisis del Caso Chileno.” Documento de Trabajo N°288. Departamento de Economía, Universidad de Chile.

**Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS**

- Castillo, A. y R. Águila (2008). “Cobertura Óptima de Riesgos de Mercados en Presencia de Riesgos de Cantidad y de Costos de Producción.” *El Trimestre Económico* LXXV: 755-78.
- \* Cerda, R. (2008). “Cambios Demográficos y Sus Impactos en Chile.” *Estudios Públicos* 110: 89-163
- \* Cerda, R. (2008). “Social Security and Wealth Accumulation in Developing Economies: Evidence from the 1981 Chilean Reform.” *World Development* 36: 2029-44.
- Di Tella, R. y A. Dyck (2008). “Cost Reductions, Cost Padding, and Stock Market Prices: The Chilean Experience with Price-Cap Regulation.” *Economía* 8: 155-97.
- \* Gallego, F. y A.E. Hernando (2008). “On the Determinants and Implications of School Choice: Semi-Structural Simulations for Chile.” Documento de Trabajo N°343. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Katz, J. y R. Spence (2008). “Chile: Universities and the National Innovation System.” Documento de Trabajo N°287. Departamento de Economía, Universidad de Chile.
- McEwan, P., M. Urquiola y E. Vegas (2008). “School Choice, Stratification, and Information on School Performance: Lessons from Chile.” *Economía* 8: 1-42.
- Perticará M. e I. Bueno (2008). “Entendiendo las Brechas Salariales por Género en Chile.” Documento de Trabajo N°211. Departamento de Economía, Universidad ILADES-Georgetown.

\* Olivares, J.A. (2008). "Rear-view-mirror Driving in Defined Contribution Systems: The Strange Formula of the Chilean Pension Funds." *Applied Economics* 40: 2005-15.

Saavedra, E. y M. Willington (2008). "Diseño de la Subasta Óptima para el Seguro de Invalidez y Supervivencia en Chile." Documento de Trabajo N°209. Departamento de Economía, Universidad ILADES-Georgetown.

## RESÚMENES DE ARTÍCULOS SELECCIONADOS

Los textos presentados a continuación son transcripciones literales del original.

### Código JEL: E / MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA

\* Bulir, A., K. Smidková, V. Kotlán y D. Navrátil (2008). "Inflation Targeting and Communication: It Pays Off to Read Inflation Reports." Working Paper N°08/234. Fondo Monetario Internacional.

Inflation-targeting central banks have a respectable track record at explaining their policy actions and corresponding inflation outturns. Using a simple forward-looking policy rule and an assessment of inflation reports, we provide a new methodology for the empirical evaluation of consistency in central bank communication. We find that the three communication tools-inflation targets, inflation forecasts, and verbal assessments of inflation factors contained in quarterly inflation reports-provided a consistent message in five out of six observations in our 2000-05 sample of Chile, the Czech Republic, Hungary, Poland, Thailand, and Sweden.

\* Larraín F. y F. Parro (2008). "Chile Menos Volátil." *El Trimestre Económico* LXXV: 563-96.

Desde fines de 1998 la economía chilena se desaceleró mucho. Si entre 1988 y 1998 la tasa de crecimiento promedio alcanzó 7.8%, durante el periodo post-crisis asiática fue de solo 3.7%. Sin embargo, junto con la desaceleración del crecimiento, la volatilidad de la economía se redujo prácticamente a la mitad. Este trabajo investiga, mediante un análisis empírico formal, el papel que tuvieron la introducción de la flotación cambiaria y la utilización de la regla de superávit estructural en transformar a Chile en una economía menos volátil. Nuestros resultados muestran que la introducción de la regla fiscal parece haber reducido en un tercio la volatilidad del crecimiento del PIB. Por su parte, la flotación cambiaria contribuyó a reducir esa volatilidad adicionalmente en alrededor de un cuarto. Así en conjunto, ambas medidas parecen responsables de haber disminuido la volatilidad del crecimiento de la economía chilena en casi 60%. Estos resultados son robustos ante otras especificaciones y posibles problemas de endogeneidad en algunas de las variables explicativas.

\* Morandé, F. y M. Tejada (2008). "Sources of Uncertainty for Conducting Monetary Policy in Chile." Documento de Trabajo N°285. Departamento de Economía, Universidad de Chile.

This paper analyzes the quantitative relevance of additive, multiplicative and data uncertainty in the implementation of Chile's monetary policy. For the analysis of data uncertainty we focus on the uncertainty associated with the estimation of the output gap using real-time data and various well-known methods to estimate the output trend. We found that the revisions of the output gap are important and persistent and that the unobserved components method shows a better performance with real-time data

than other more usual ones, like the HP filter. In the case of additive and multiplicative uncertainties we estimate the equations that govern the behavior of the economy with time-varying parameters and with state-dependent variances in the shocks of the model. This allows us to analyze the contribution of these two types of uncertainties on the total uncertainty. We found that additive uncertainty is the most relevant to explain total uncertainty and that shocks to the model are state-dependent.

**Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL**

\* Fernandes, A.M. y Caroline Paunov (2008). “Foreign Direct Investment in Services and Manufacturing Productivity Growth: Evidence for Chile.” Policy Research Working Paper N°4730. Banco Mundial.

During the 1990s, foreign direct investment in producer service sectors in Latin America was massive. Such investment may increase the quality of services, reduce their cost, and offer opportunities for knowledge spillovers to downstream users of the services. This paper examines the effects of foreign direct investment in services on manufacturing productivity growth in Chile between 1992 and 2004. The authors estimate an extended production function where plant output growth depends on input growth and a weighted measure of foreign direct investment in services. The novelty of the approach is that the authors are able to assess the intensity of usage of various types of services at the plant level and use that information in the estimation of the importance of foreign direct investment in those services. The econometric results show a positive and significant effect of foreign direct investment in services on productivity growth of Chilean manufacturing plants which is robust to a multitude of tests. The economic impact of the estimates is that forward linkages from foreign direct investment in services account for almost 5 percent of the observed increase in Chilean manufacturing productivity growth during the sample period. This evidence therefore suggests that reducing the barriers restricting foreign direct investment in services in many developing economies may help accelerate productivity growth in their manufacturing sectors.

\* Ramos, J. (2008). “El Desarrollo Exportador Chileno: Evolución y Perspectivas.” Documento de Trabajo N°289. Departamento de Economía, Universidad de Chile.

El éxito chileno de los últimos 25 años se ha basado en su crecimiento exportador. No obstante, hay signos que ese crecimiento basado en la extracción de naturales está llegando a rendimientos decrecientes. Este trabajo consulta ¿de donde vendrán los impulsos para un renovado esfuerzo exportador chileno y qué políticas pueden servir para fomentarlo? Concluye que será la aplicación de tecnología e innovación para el desarrollo de los “clusters” en torno a los recursos naturales. Sobre la base de entrevistas en profundidad a las principales agencias de desarrollo exportador e innovación, tanto públicas y privadas, examina qué falta para pasar de clusters incipientes actuales a clusters consolidados, con especial énfasis en los clusters mineros y acuícolas. Y cierra con 26 recomendaciones para impulsar un renovado esfuerzo exportador.

**Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA**

\* Alfaro, A.R. y C.G. Silva (2008). “Volatilidad de Índices Accionarios: El Caso del IPSA.” *Cuadernos de Economía* 45: 217-33.

Este documento revisa las formas tradicionales de medir la volatilidad bursátil –basadas en precios de cierre– e introduce medidas alternativas sugeridas por Parkinson (1980), Garman y Klass (1980) y Rogers y Satchell (1991). Estas medidas usan información adicional de precios durante el día y por ello son más eficientes que las medidas tradicionales. Esta propiedad se considera relevante, especialmente para periodos de turbulencias financieras, ocasiones en las que las medidas tradicionales suelen fallar. Asimismo, incluimos una aplicación empírica para el mercado accionario chileno, que confirma los resultados teóricos, y proponemos un índice de volatilidad basado en precios máximos y mínimos observados durante un día de transacciones.

\* De la Torre, A., M.S Martínez y S.L. Schmukler (2008). “Drivers and Obstacles to Banking SMEs: The Role of Competition and the Institutional Framework.” Policy Research Working Paper N° 4788. Banco Mundial.

This paper studies the factors banks perceive as drivers and obstacles to financing small and medium enterprises (SMEs), focusing on the role of competition and the institutional framework. Using a survey of banks in Argentina and Chile, the paper shows that despite alleged differences in the countries’ environments regarding rules, regulations, and ease of doing business, SMEs have become a strategic segment for most banks in both countries. In particular, banks have begun to target SMEs due to the significant competition in the corporate and retail sectors. They perceive the SMEs market as highly profitable, large, and with good prospects. Moreover, banks are developing coping mechanisms to overcome the particular institutional obstacles present in each country and to compete for SMEs. Banks’ interest in SMEs is not based on government programs, yet policy action might help reduce the cost of providing financing, especially long-term lending.

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

\* Agostini, C., P. Brown y D.P. Góngora (2008). “Nota Técnica: Distribución Espacial de la Pobreza en Chile.” *Estudios de Economía* 35: 79-110.

Chile ha sido particularmente exitoso en la reducción de la pobreza durante los últimos 20 años, disminuyendo el porcentaje de la población bajo la línea de pobreza de un 38,6% en 1990 a un 13,7% en 2006. Con tasas de pobreza más bajas el esfuerzo de focalización necesario para el diseño de políticas públicas que permitan reducir aún más o erradicar la pobreza es mucho mayor y se requiere información más desagregada a nivel geográfico. Los mapas de pobreza pueden cumplir este rol, ya que entregan una descripción detallada de la distribución espacial de la pobreza, lo cual permite adicionalmente estudiar las relaciones entre la pobreza urbana y rural, y algunas variables socioeconómicas o comportamientos sociales. Sin embargo, estos estudios se ven limitados por la falta de datos suficientemente detallados y desagregados respecto a la pobreza a nivel local. De manera específica, los datos disponibles en las encuestas de ingreso no son representativos a niveles geográficos muy desagregados y, los censos no tienen información sobre ingresos. En los últimos años ha habido avances importantes en el desarrollo de

metodologías que permitan combinar datos de encuestas y de censos para obtener estimadores de pobreza robustos a niveles geográficos más desagregados. En este trabajo se utiliza este tipo de metodologías para producir estimadores consistentes de pobreza, tanto rural como urbana, a nivel comunal para Chile. Esto abre la posibilidad de investigar en el futuro los determinantes de la pobreza en el país y el rol que juega la pobreza local, ya que los resultados obtenidos muestran la existencia de un grado importante de variación en la pobreza entre comunas y entre la pobreza comunal urbana y rural.

\* Rau, T. (2008). “Trabajo a Tiempo Parcial: Análisis del Caso Chileno.” Documento de Trabajo N°288. Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Este artículo analiza la evolución del trabajo a tiempo parcial en Chile y los factores económicos, tanto de oferta como demanda, que lo afectan. Se incorpora un análisis a la regulación y se proponen algunas medidas para incrementar su participación relativa sobre otras jornadas laborales, sobre el supuesto de discapacidad de jornadas laborales flexibles que incentiven especialmente la participación femenina. Se concluye con un análisis de cadenas de Markov usando el Panel Casen con el cual se proyectan la participación del trabajo a tiempo parcial en estado estacionario, como las tasas de participación y desempleo de largo plazo. Los resultados muestran que, dada la dinámica actual, el trabajo a tiempo a tiempo parcial mantendrá su participación relativa sobre el total de ocupados y la tasa de participación laboral alcanzará el nivel de la de países desarrollados en no menos de 25 años.

#### **Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS**

\* Cerda, R. (2008). “Cambios Demográficos y Sus Impactos en Chile.” *Estudios Públicos* 110: 89-163.

En este trabajo se discuten las implicancias de los cambios demográficos ocurridos en Chile durante las últimas décadas. Se indica que la transición demográfica continuará en el futuro próximo, y que se producirá un envejecimiento paulatino y marcado de la población. Se esbozan distintos impactos a futuro en áreas tales como el crecimiento del ingreso per cápita y el mercado laboral, la acumulación de capital humano y su relación con la desigualdad social. Para tener una idea de la magnitud de estos impactos, en especial en el crecimiento económico y la desigualdad social, se utilizan modelos de simulación. Asimismo se enfatiza la importancia de desarrollar políticas públicas para los adultos mayores, que sería el grupo con mayor crecimiento en el futuro próximo.

\* Cerda, R. (2008). “Social Security and Wealth Accumulation in Developing Economies: Evidence from the 1981 Chilean Reform.” *World Development* 36: 2029-44.

Wealth holdings are particularly important in developing economies as they allow individuals to insure themselves against income shocks in the absence of developed financial markets. In this paper, we test whether the existence of future social security benefits impacts wealth holdings by using the 1981 Chilean social security reform. Our estimates are based on the EPS 2004, which contains detailed data on wealth holdings (assets and liabilities) and social security account balances. By means of different econometric methods, we find no impact of social security on wealth accumulation, with the exception of poorer individuals. In that case, each additional peso in social security wealth depresses other types of wealth by almost 0.1 pesos, mainly in regard to real estate.

\* Gallego, F. y A.E. Hernando (2008). "On the Determinants and Implications of School Choice: Semi-Structural Simulations for Chile." Documento de Trabajo N°343. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

This paper studies the implications of school choice in the context of the Chilean quasivoucher system. We use information of school choices of about 80,000 students that lived in the Metropolitan Area of Santiago in Chile in 2002 and the results of the discrete choice model estimated in Gallego and Hernando (2008) to perform a number of exercises aimed at quantifying what we call the "value of choice" (i.e. how much do households gain from a school choice system?) against a number of counterfactuals that restrict school choice in several dimensions (geographic choice, the existence of top ups, and the supply of voucher schools). We also (i) analyze the effects on socioeconomic segregation of students and (ii) study the potential effects of introducing a non-flat voucher that is decreasing in students' SES. Our results suggest that overall, school choice seems to be valuable to households, but there is a lot of heterogeneity in its value. In some simulations, school choice is regressive (as when lotteries are used to allocate students to current schools; or when we consider the effects of the increase in the supply of voucher schools) and in other progressive (when students are allowed to choose outside the county in which they live). Interestingly, policies that restrict the use of top ups to the voucher do not seem to reduce segregation in a significant way. This contrasts with the introduction of a differentiated voucher, which would mostly benefit the poor and even compensate them for losses from some dimensions of school choice observed in particular groups.

\* Olivares, J.A. (2008). "Rear-view-mirror Driving in Defined Contribution Systems: The Strange Formula of the Chilean Pension Funds." *Applied Economics* 40: 2005-15.

The pioneering regulation on Chilean pension funds under Defined Contribution program requires private managing institutions to exclusively manage individual accounts and meet a minimum return to their clients. The purpose of this study is to empirically investigate the investment behavior of pension funds and to contribute to the Social Security debate. The findings reveal the benchmark significantly explains funds' performance. Pension funds tend to replicate their asset allocations to exhibit similarities in returns. We believe the obligation on fund managers to attain a minimum guaranteed return, based on relative performance evaluation, encourages them not to deviate from the industry's performance; indeed, the benchmark explains most of the group performance. To hold similar allocations, managers may monitor each other through their investment style.





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 XII.
- 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 27.**
- Documentos de Trabajo. N°s 1 al 504.**
- Economía Chilena.** Publicación cuatrimestral.
- Economía para Todos.** Octubre 2004.
- Economic and Financial Report** (Publicación mensual desde 1983 a 2003, discontinuada a partir de enero de 2004).
- Estatuto de la Inversión Extranjera DL 600.** 1993.
- Estudios Económicos Estadísticos. N°s 50 al 67.**
- 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. I al 49** (Publicación renombrada, a partir del número 50, como Estudios Económicos Estadísticos).
- Series Monetarias.** 1979.
- Síntesis de Normas de Exportación y Otras Disposiciones Legales.** 1987.
- Síntesis Estadística de Chile.** Publicación anual (ediciones en español y en inglés).
- Síntesis Monetaria y Financiera.** Publicación anual.

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

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

## DOCUMENTOS DE TRABAJO

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

<b>DTBC-505</b> Evolución de la Persistencia Inflacionaria en Chile Pablo Pincheira	Diciembre 2008	<b>DTBC-488</b> Volatilidad y Crecimiento en Países en Desarrollo: El Rol del Crédito y la Política Fiscal María Elisa Farías	Octubre 2008
<b>DTBC-504</b> Robust Learning Stability with Operational Monetary Policy Rules George W. Evans y Seppo Honkapohja	Noviembre 2008	<b>DTBC-487</b> The Choice of Fiscal Regimes in the World César Calderón y Klaus Schmidt-Hebbel	Septiembre 2008
<b>DTBC-503</b> Riesgo de Crédito de la Banca Rodrigo Alfaro, Daniel Calvo y Daniel Oda	Noviembre 2008	<b>DTBC-486</b> Inflation Dynamics in a Small Open Economy Model under Inflation Targeting: Some Evidence From Chile Marco del Negro y Frank Schorfheide	Septiembre 2008
<b>DTBC-502</b> Determinacy, Learnability, and Plausibility in Monetary Policy Analysis: Additional Results Bennett T. McCallum	Octubre 2008	<b>DTBC-485</b> Does Openness Imply Greater Vulnerability? César Calderón, Norman V. Loayza y Klaus Schmidt-Hebbel	Septiembre 2008
<b>DTBC-501</b> Expectations, Learning, and Monetary Policy: An Overview of Recent Research George W. Evans y Seppo Honkapohja	Octubre 2008	<b>DTBC-484</b> Optimal Monetary Policy under Uncertainty in DSGE Models: A Markov Jump-Linear-Quadratic Approach Lars E.O. Svensson y Noah Williams	Septiembre 2008
<b>DTBC-500</b> Higher Order Properties of the Symmetrically Normalized Instrumental Variable Estimator Rodrigo Alfaro	Octubre 2008	<b>DTBC-483</b> Openness and Growth Volatility César Calderón y Klaus Schmidt-Hebbel	Septiembre 2008
<b>DTBC-499</b> Imperfect Knowledge and The Pitfalls Of Optimal Control Monetary Policy Athanasios Orphanides y John C. Williams	Octubre 2008	<b>DTBC-482</b> Shocks de Energía y Productividad en la Industria Manufacturera Chilena Roberto Álvarez, Álvaro García y Pablo García	Septiembre 2008
<b>DTBC-498</b> Macroeconomic and Monetary Policies from the Educative Viewpoint Roger Guesnerie	Octubre 2008	<b>DTBC-481</b> Business Cycles and Fiscal Policies: the Role of Institutions and financial Markets César Calderón y Klaus Schmidt-Hebbel	Agosto 2008
<b>DTBC-497</b> Macroeconomía, Política Monetaria y Patrimonio del Banco Central Jorge E. Restrepo, Luis Salomó y Rodrigo Valdés	Octubre 2008	<b>DTBC-480</b> La Distribución del Ingreso en Chile, 1987-2006: Análisis y Consideraciones de Política Andrés Solimano y Aristides Torche	Agosto 2008
<b>DTBC-496</b> Microeconomic Evidence of Nominal Wage Rigidity in Chile Marcus Cobb y Luis Opazo	Octubre 2008	<b>DTBC-479</b> What Drives the Choice of Money-based Targets in the World? César Calderón y Klaus Schmidt-Hebbel	Agosto 2008
<b>DTBC-495</b> A Sticky-Information General Equilibrium Model for Policy Analysis Ricardo Reis	Octubre 2008	<b>DTBC-478</b> David Versus Goliath: The Impact of Chinese Competition on Developing Countries Roberto Álvarez y Sebastián Claro	Agosto 2008
<b>DTBC-494</b> Choosing an Exchange Rate Regime César Calderón y Klaus Schmidt Hebbel	Octubre 2008	<b>DTBC-477</b> Improving Inflation Forecasts from the Survey of Professional Forecasters in Chile Andrea Bentancor y Pablo Pincheira	Agosto 2008
<b>DTBC-493</b> Learning, Endogenous Indexation, and Disinflation in the New-Keynesian Model Volker Wieland	Octubre 2008	<b>DTBC-476</b> Productividad, Innovación y Exportaciones en la Industria Manufacturera Chilena Roberto Álvarez y Álvaro García	Agosto 2008
<b>DTBC-492</b> Sources of Uncertainty for Conducting Monetary Policy in Chile Felipe Morandé y Mauricio Tejada	Octubre 2008	<b>DTBC-475</b> The Choice of Inflation Targeting Gustavo Leyva	Julio 2008
<b>DTBC-491</b> What Drives Inflation in the World? César Calderón y Klaus Schmidt Hebbel	Octubre 2008	<b>DTBC-474</b> Deposit Insurance, Moral Hazard and the Risk of Runs Nancy Silva	Junio 2008
<b>DTBC-490</b> Inflation Target Transparency and the Macroeconomy Martin Melecky, Diego Rodríguez-Palenzuela y Ulf Söderström	Octubre 2008	<b>DTBC-473</b> Chinese Penetration and Importer Country Wages: Microevidence From Chile Roberto Álvarez y Luis Opazo	Junio 2008
<b>DTBC-489</b> Multimodalidad y Mixture of Distribuciones: Una Aplicación a la Encuesta de Expectativas Patricio Jaramillo y Juan Carlos Piantini	Octubre 2008		

*Serie de Libros sobre*

# Banca Central, Análisis y Políticas Económicas

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

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

Anne Krueger,  
Fondo Monetario Internacional



**BANCO CENTRAL DE CHILE**

**Para ordenar:**

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

**[bcch@bcentral.cl](mailto:bcch@bcentral.cl)**

**Teléfono: (562) 670-2888**

**Fax: (562) 670-2231**

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

## **CURRENT ACCOUNT AND EXTERNAL FINANCING**

Kevin Cowan, Sebastián Edwards, Rodrigo Valdés, eds.

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

Roberto Chang, Professor of Economics, Rutgers University  
**Tapa dura, 582 pp. Ch\$15.000, US\$40.**

## **MONETARY POLICY UNDER INFLATION TARGETING**

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

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

Alan Bollard, presidente, Banco de la Reserva de Nueva Zelanda  
**Tapa dura, 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.**



#### **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 o vía correo electrónico a [rec@bcentral.cl](mailto:rec@bcentral.cl). 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 correo electrónico [rec@bcentral.cl](mailto:rec@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**  
MAVAL LTDA.

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



**BANCO CENTRAL  
DE CHILE**

**AGUSTINAS 1180  
SANTIAGO / CHILE**