



BANCO CENTRAL
DE CHILE

ECONOMÍA CHILENA

VOLUMEN 11 - Nº2 / AGOSTO 2008

ARTÍCULOS

La Brecha de Producto en Chile: Medición y Evaluación

Rodrigo Fuentes S. / Fabián Gredig U. / Mauricio Larraín E.

Estimaciones de la *Nairu* para Chile

Jorge E. Restrepo L.

La Tasa de Interés Neutral: Estimaciones para Chile

Rodrigo Fuentes S. / Fabián Gredig U.

Tipo de Cambio Real de Equilibrio en Chile: Enfoques Alternativos

Rodrigo Caputo G. / Marco Núñez N.

NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Mercado de Cobertura Cambiaria y Tasa de Interés Local en Dólares

Felipe Alarcón G. / Daniel Calvo C. / Pamela Jervis O.

Índice de Remuneraciones Ponderado por Costos: Brecha entre IREM y CMO

Marcus Cobb C. / Andrea Sánchez Y. / Igal Magendzo W.

Generación de Energía Eléctrica en un Modelo para Proyectar el Imacec

Marcela Urrutia A. / Andrea Sánchez Y.

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

EDITOR DE NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Jorge Selaive (*Banco Central de Chile*)

EDITOR DE PUBLICACIONES

Mauricio Calani (*Banco Central de Chile*)

COMITÉ EDITORIAL

Patricio Arrau (*GERENS*)
Carlos Budnevich (*Budnevich & Asociados*)
Agustín Carstens (*Secretario de Hacienda y Crédito Público de México*)
José De Gregorio (*Banco Central de Chile*)
Sebastián Edwards (*U. of California at Los Angeles*)
Eduardo Engel (*Yale University*)
Nicolás Eyzaguirre (*Universidad de Chile*)
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.

ECONOMÍA CHILENA comunica a sus lectores que Thomson Scientific (perteneciente a Thomson Reuters) ha decidido incorporar nuestra revista a su selecto listado de publicaciones científicas, conocido como ISI Journal List. Las revistas científicas recopiladas por Thomson Scientific cubren un amplio espectro de la investigación y los adelantos en las áreas de las ciencias, las humanidades y las artes.

Las revistas incluidas en la lista ISI pasan por un riguroso proceso de selección y evaluación continua para mantener dicha categoría. Este proceso es llevado a cabo por editores especializados, pares y una red de especialistas que trabajan con dicha institución. Para su incorporación se considera, entre otras cosas, la relevancia de los artículos publicados, la publicación continua y a tiempo, y la diversidad internacional de autores y temas. La inclusión de **ECONOMÍA CHILENA** en la categoría ISI equivale a obtener la máxima certificación de la calidad científica de su contenido.

Los editores

ECONOMÍA CHILENA

VOLUMEN 11 - Nº2 / AGOSTO 2008

ÍNDICE

Resúmenes de trabajos	5
Resúmenes en inglés (<i>Abstracts</i>)	6
Artículos	
<i>La Brecha de Producto en Chile: Medición y Evaluación</i> Rodrigo Fuentes S. / Fabián Gredig U. / Mauricio Larraín E.	7
<i>Estimaciones de la Nairu para Chile</i> Jorge E. Restrepo L.	31
<i>La Tasa de Interés Neutral: Estimaciones para Chile</i> Rodrigo Fuentes S. / Fabián Gredig U.	47
<i>Tipo de Cambio Real de Equilibrio en Chile: Enfoques Alternativos</i> Rodrigo Caputo G. / Marco Núñez N.	59
Notas de Investigación	
<i>Mercado de Cobertura Cambiaria y Tasa de Interés Local en Dólares</i> Felipe Alarcón G. / Daniel Calvo C. / Pamela Jervis O.	79
<i>Índice de Remuneraciones Ponderado por Costos: Brecha entre IREM y CMO</i> Marcus Cobb C. / Andrea Sánchez Y. / Igal Magendzo W.	89
<i>Generación de Energía Eléctrica en un Modelo para Proyectar el IMACEC</i> Marcela Urrutia A. / Andrea Sánchez Y.	99
Revisión de Libros	
<i>Monetary Policy, Inflation and the Business Cycle, an Introduction to the New Keynesian Framework de Jordi Galí</i> Jorge E. Restrepo L.	109
<i>Collapse – How Societies Choose to Fail or Succeed de Jared M. Diamond</i> Kevin Cowan L.	113
Revisión de Publicaciones	
Catastro de publicaciones recientes	117
Resúmenes de artículos seleccionados	119

RESÚMENES DE TRABAJOS

LA BRECHA DE PRODUCTO EN CHILE: MEDICIÓN Y EVALUACIÓN

Rodrigo Fuentes S. / Fabián Gredig U. / Mauricio Larraín E.

El presente trabajo estima la brecha del producto y del crecimiento del producto potencial para Chile durante 1986-2007 con tres diferentes metodologías: (i) función de producción, (ii) aproximación por el filtro de Kalman (univariado y multivariado) y (iii) VAR estructural. Las estimaciones de brecha de producto muestran alta coherencia entre sí. Los métodos sugieren que al inicio de la muestra, la economía estaba sobrecalentada, con brechas positivas considerables. Desde 1993 hasta la Crisis Asiática, la brecha fue positiva pero pequeña. Luego la brecha se hace negativa con una suave tendencia a cerrarse, para luego hacerse positiva durante el 2007. Para evaluar las distintas medidas de brecha, se compara cuán cercanas se encuentran las estimaciones en tiempo real con respecto a las ex-post, y en cuánto ayudan las medidas de brecha a predecir la inflación futura. Los métodos arrojan estimaciones similares para el crecimiento del producto potencial. Para el período completo, se estima un crecimiento del producto de tendencia en torno al 5.5%. Sin embargo, existen diferencias marcadas entre subperíodos, mostrando una desaceleración en el período posterior a la recesión de 1999.

ESTIMACIONES DE LA NAIRU PARA CHILE

Jorge E. Restrepo L.

El objetivo de este ensayo es estimar la tasa de desempleo que no acelera la inflación (Nairu) para Chile. Su medición permite construir la brecha de desempleo, medida complementaria de actividad y brecha de producto, que los bancos centrales usan en forma regular junto a los demás indicadores que permiten proyectar la inflación y tomar decisiones de política. La primera estimación se basa en un método puramente estadístico (componentes no observados). Luego se estima la Nairu tanto constante como variable a partir de ecuaciones de curvas de Phillips. Finalmente, se obtiene una medida de Nairu a partir de la estimación de un vector autorregresivo identificado con restricciones de largo plazo. Las diferentes estimaciones arrojan resultados similares e indican que la Nairu actual más probable está entre 7.4% y 8.3%. Sin embargo, estos números están contenidos en un intervalo de confianza que va de 6.5% a 9.7%, lo que refleja una gran incertidumbre sobre el valor preciso de la Nairu.

LA TASA DE INTERÉS NEUTRAL: ESTIMACIONES PARA CHILE

Rodrigo Fuentes S. / Fabián Gredig U.

En este trabajo utilizamos una batería de métodos para estimar la tasa de interés real neutral (TIRN) para Chile. Los métodos han sido clasificados en tres categorías: métodos derivados de la teoría económica, la TIRN implícita en los papeles financieros y métodos estadísticos utilizando datos macroeconómicos. Se concluye que la tasa neutral no es constante en el tiempo, está estrechamente relacionada con la tasa de crecimiento potencial del producto, pero no es equivalente a esta. La aplicación de los métodos entrega resultados bastante similares. La TIRN para Chile se encontraría en un rango entre 2.1 y 3.5%, con una mediana de 2.8% con datos al cuarto trimestre del 2007.

TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO EN CHILE: ENFOQUES ALTERNATIVOS

Rodrigo Caputo G. / Marco Núñez N.

En el marco de política monetaria basado en metas de inflación y flotación cambiaria, interesa conocer el valor de equilibrio del tipo de cambio real (TCR). Este trabajo describe los modelos de determinación del TCR de equilibrio de uso regular en el BCCh. En particular, se discuten los modelos de paridad del poder de compra, de balance macroeconómico, y de forma reducida. Se muestra cómo se utilizan estos paradigmas de forma complementaria para informar el juicio de los encargados de la política económica. También se analiza la forma en que la regla de superávit estructural vigente, bajo la cual el fisco ahorra parte importante de los ingresos del cobre, ha tendido a atenuar la relación anterior entre el TCR y los términos de intercambio. Este cambio lleva a reconsiderar la forma de implementar los modelos de forma reducida. En concreto, se sugiere que, en el actual marco de política fiscal, uno de los fundamentos del TCR serían los términos de intercambio no cobre y no los términos de intercambio agregados.

ABSTRACTS

THE OUTPUT GAP IN CHILE: MEASUREMENT AND EVALUATION

Rodrigo Fuentes S. / Fabián Gredig U. / Mauricio Larraín E.

This paper estimates potential GDP growth and output gaps for the period 1986-2007 using three different methodologies: (i) production function, (ii) Kalman filter proxy (univariate and multivariate) and (iii) structural VAR. The output gap estimates show a high degree of mutual consistency. The methods suggest that at the beginning of the sample period the economy was overheated with considerably wide positive gaps. From 1993 through the Asian crisis, the gap was positive but small. From the crisis onwards estimates show a negative gap with a mild trend to close, but becomes positive in 2007. To evaluate the different gap measurements, real-time estimates are compared with ex-post estimates in terms of their capacity for forecasting future inflation. For potential GDP growth, the different methods yield similar results. For the full period, trend GDP growth is estimated at around 5.5%. However, significant differences exist across sub-periods, particularly showing a deceleration in the aftermath of the 1999 recession.

ESTIMATING THE NAIRU FOR CHILE

Jorge E. Restrepo L.

The purpose of this paper is to obtain a set of estimates of the non-accelerating-inflation rate of unemployment (NAIRU) for Chile. Measuring the NAIRU permits building the unemployment gap, which is a complementary measure of activity and output gap, which is used on a regular basis by central banks as another indicator helping in inflation forecasts and policy decision making. Initially, an estimate is obtained based on a purely statistical method (unobserved components) Later, estimates are conducted for both constant and variable NAIRU based on Phillips curve equations. The different estimates yield similar results, indicating that the most likely point estimate for the current NAIRU stands between 7.4% and 8.3%. However, these figures are contained in a confidence interval ranging from 6.5% to 9.7%, reflecting great uncertainty regarding the exact value of NAIRU.

THE NEUTRAL INTEREST RATE: ESTIMATES FOR CHILE

Rodrigo Fuentes S. / Fabián Gredig U.

To estimate the neutral real interest rate for Chile, we use a variety of methods that can be classified into three categories: those derived from economic theory, the neutral rate implicit in financial assets, and statistical procedures using macroeconomic data. We conclude that the neutral rate is not constant over time, but it is closely related with—though not equivalent to—the potential GDP growth rate. The application of the different methods yields fairly similar results. The neutral real interest rate for Chile seems to be in the range from 2.1% to 3.5%, with a median of 2.8% taking data of the fourth quarter of 2007.

EQUILIBRIUM REAL EXCHANGE RATE IN CHILE: ALTERNATIVE APPROACHES

Rodrigo Caputo G. / Marco Núñez N.

In the monetary policy framework based on inflation targeting and a floating exchange rate, it is necessary to know the equilibrium real exchange rate (RER). This paper describes models for determining the equilibrium RER of regular use at the CBC. In particular, the purchasing power parity, macroeconomic balance, and reduced-form models are discussed. We show how these paradigms are used complementarily to report the judgment of economic policymakers. We also discuss the way in which the structural surplus rule in place, under which the state saves a large part of copper income, has tended to attenuate the previous relationship between the RER and the terms of trade. This change leads to revising the ways of implementing the reduced-form models. Specifically, we suggest that, within the current fiscal policy framework, one of the fundamentals of the RER are the non-copper terms of trade rather than the aggregate terms of trade.

LA BRECHA DE PRODUCTO EN CHILE: MEDICIÓN Y EVALUACIÓN*

Rodrigo Fuentes S.**

Fabián Gredig U.**

Mauricio Larraín E.***

I. INTRODUCCIÓN

La brecha de producto se define como la diferencia entre el nivel efectivo y el nivel potencial de producción de una economía. Una brecha de producto positiva (negativa) indica la existencia de presiones de demanda y es una señal de que pueden aumentar (disminuir) las presiones inflacionarias. Como el objetivo principal de la mayoría de los bancos centrales es la estabilidad de precios, la estimación de la brecha de producto es esencial para la conducción de la política monetaria. Por ello, es necesario contar con una medición de esta variable para evaluar si la evolución del producto impulsará la inflación proyectada en una dirección coherente con el objetivo inflacionario de la autoridad monetaria.

No obstante la importancia del producto potencial, no existe una definición clara de él. Esta es una variable inobservable, incluso a posteriori, lo que hace que la brecha de producto también lo sea. En el contexto de los modelos estructurales, podría interpretarse como el nivel de producción alcanzado bajo total flexibilidad de precios. En los textos tradicionales, esto se conoce como la producción de pleno empleo. En este caso, hace falta desarrollar un modelo estructural que permita definir el equilibrio libre de fricciones. Una interpretación alternativa considera el producto potencial como el nivel de producción de tendencia de largo plazo. Esta definición abre una polémica en cuanto a si la serie de tiempo del producto es estacionaria en tendencia o en diferencias. La técnica utilizada para obtener la tendencia de largo plazo dependerá de la respuesta sobre este punto.

Junto a la medición de la brecha de producto, a la autoridad también le interesa una medición de la tasa

de crecimiento del producto potencial de la economía. Esta variable es uno de los principales catalizadores de mejoras en el bienestar de la población. Su evolución también es importante para la conducción de la política monetaria. Por ejemplo, los cambios en el crecimiento potencial del producto pueden afectar de manera significativa la demanda agregada y la inflación a través de su impacto sobre las expectativas de ingresos y los precios de activos. En el caso de Chile, esta variable también es importante debido a que es un insumo en la proyección del superávit fiscal estructural que será determinado de acuerdo con la regla fiscal chilena (Marcel et al., 2001), y además es un insumo para la estimación de la tasa natural de interés en el contexto del modelo de equilibrio general dinámico-estocástico del BCCh (Medina y Soto, 2005).

Como el producto potencial y la brecha de producto no son observados de manera directa, las estimaciones deben inferirse de los datos. Se han desarrollado varios métodos en la literatura para estimar el producto potencial y la brecha de producto.¹ Sin embargo, existe gran incertidumbre asociada a estas estimaciones, puesto que los datos son medidos con error en tiempo real, y se desconoce cuál es el verdadero modelo y los parámetros que gobiernan la economía. No obstante, es tarea de los bancos centrales hacer un esfuerzo por tener algún valor para dicha variable y este trabajo busca precisamente reducir la incertidumbre a través

* Agradecemos a Rómulo Chumacero, Pablo Pincheira, Klaus Schmidt-Hebbel, José Luis Torres, Rodrigo Valdés, y participantes en seminarios internos y abiertos en el BCCh.

** Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Chile.

*** University of California, Berkeley.

¹ Gallego y Johnson (2001) resumen la literatura sobre la estimación de la tasa de crecimiento del producto potencial para Chile, y producen su propia estimación empleando un conjunto de métodos que incluyen el enfoque de la función de producción, y métodos univariados y multivariados. Véase también Contreras y García (2002) para una aplicación del enfoque de la función de producción, y Chumacero y Gallego (2002) para los problemas asociados a estimar la brecha de producto para Chile en tiempo real.

de una serie de estimaciones y ejercicios que se detallan más adelante.

En este trabajo estimamos la brecha de producto y la tasa de crecimiento del producto potencial de Chile para el período 1986-2007, utilizando tres métodos distintos: i) estimaciones a partir de la función de producción; ii) estimaciones a partir de un modelo semiestructural estimado con el filtro de Kalman (univariado y multivariado); y iii) estimaciones a partir de un modelo estructural de vectores autorregresivos (SVAR). Luego se comparan las mediciones de la brecha en función de su capacidad de explicar futuras presiones inflacionarias, y de la diferencia entre las mediciones ex post y las correspondientes observaciones en tiempo real. También se emplean estos métodos para estimar la tasa de crecimiento del producto potencial y compararla con la tasa de crecimiento en estado estacionario provista por un modelo neoclásico de crecimiento.

El trabajo se desarrolla de la siguiente manera: la sección II presenta estimaciones de la brecha de producto, bajo los tres métodos alternativos. La sección III compara los métodos empleando dos métricas distintas. La sección IV muestra los resultados, bajo los distintos métodos, para la tasa de crecimiento del producto potencial. La sección V concluye.

II. ESTIMACIÓN DE LA BRECHA DE PRODUCTO

Existen dos alternativas básicas para estimar el producto potencial: a través de la estimación de relaciones estructurales y por medio de filtros estadísticos. El primer enfoque intenta aislar los efectos de las influencias estructurales y cíclicas sobre el producto empleando la teoría económica, mientras el segundo separa una serie de tiempo entre sus componentes permanentes y cíclicos. Entre los métodos que emplean la teoría económica, en este trabajo se utilizan los enfoques de función de producción y SVAR, y entre los métodos estadísticos utilizamos el enfoque del filtro de Kalman.

Para el caso de la metodología de función de producción, se han aplicado diversas variantes en la literatura.² Aquí empleamos una variante del modelo de Solow para estimar la tasa de crecimiento de estado estacionario del producto y una variante del enfoque

de Menashe y Yahkin (2004) para estimar la brecha de producto. Para el enfoque del filtro de Kalman, basado en Kuttner (1994), Apel y Jansson (1999), y Laubach y Williams (2003), también consideramos algunas formulaciones alternativas dependiendo de las ecuaciones utilizadas para caracterizar la economía. En particular, se estiman cuatro modelos: un filtro Hodrik-Prescott (HP) univariado y tres filtros multivariados alternativos que incluyen, respectivamente, una curva de Phillips, una curva de Phillips y una curva IS, y una curva de Phillips con la ley de Okun. Por último, para el SVAR nos basamos en el trabajo pionero de Blanchard y Quah (1989).

1. El Enfoque de la Función de Producción

Esta sección se basa en el enfoque de función de producción desarrollado en Menashe y Yahkin (2004). La idea es que la brecha de producto puede expresarse como la brecha entre las tasas de utilización de trabajo y capital. La derivación es sencilla. La función de producción agregada de la economía puede denotarse a partir de una Cobb-Douglas, como:

$$y_t = a_t + \alpha(v_t + k_t) + (1 - \alpha)l_t \quad (1)$$

donde y representa el logaritmo del producto total, k el del stock de capital, l el de la cantidad de trabajo, a el de la productividad total de factores (PTF) y v el del índice de utilización del stock de capital. El parámetro α es la elasticidad capital-producto que fijamos igual a 0.4 en el caso de Chile.³ En la misma línea, se puede definir el producto potencial o de pleno empleo como:

$$y_t^* = A_t^* + \alpha(v_t^* + k_t^*) + (1 - \alpha)l_t^*, \quad (2)$$

² Para un resumen, véase De Masi (1997), y para diferentes metodologías, véase Gallego y Johnson (2001), Contreras y García (2002), Willman (2002), Menashe y Yahkin (2004), y Musso y Westermann (2005).

³ La participación del capital en el ingreso nacional de Chile, de acuerdo con las cuentas nacionales del país, es 0.5. Gollin (2002) argumenta que las CC.NN. tienden a sobrestimar la participación del capital; su estimación para los países en desarrollo es de alrededor de 0.3. Nosotros empleamos 0.4 como promedio entre estas dos cifras, dado que la participación del capital debería ser mayor para los países de menor desarrollo que para los industrializados.

donde * denota las variables que están en su nivel de pleno empleo. Cabe notar que v^* es igual a 0, ya que implica la utilización del 100% del capital. Restando la ecuación (2) de la ecuación (1), obtenemos la brecha como porcentaje del producto potencial.

$$y_t - y_t^* = a_t - a_t^* + \alpha(v_t - v_t^*) + \alpha(k_t - k_t^*) + (1-\alpha)(l_t - l_t^*) \quad (3)$$

La brecha en el factor de capital está dada por la tasa de utilización del stock, dado que el stock total de capital está siempre disponible para su uso por parte de las empresas, $k=k^*$. Menashe y Yahkin (2004) argumentan, además, que el diferencial entre la productividad total de factores (PTF) y el nivel potencial de la PTF representa el lado de la oferta, y que no es importante para estimar la brecha de producto como medida de la presión inflacionaria una vez que la tasa de utilización del capital le ha sido restada.⁴ Adicionalmente, este diferencial se comporta como si fuera un proceso ruido blanco, de tal forma que su valor esperado es cero. Así, la brecha de producto puede expresarse en términos de la brecha de utilización de capital y la brecha de mano de obra, cada una ponderada por su elasticidad correspondiente:

$$y_t - y_t^* = \alpha(v_t - v_t^*) + (1-\alpha)(l_t - l_t^*) \quad (4)$$

En las estimaciones de la ecuación (4) se utilizan datos trimestrales desde el primer trimestre de 1986 hasta el último trimestre de 2007. Para ello, utilizamos datos del producto interno bruto a precios constantes del año 2003 y la cifra de trabajadores ocupados en la economía. Para estimar la tasa de utilización del capital, nos basamos en el trabajo de Fuentes, Larraín y Schmidt-Hebbel (2006), donde la utilización cíclica se aproxima por el componente cíclico de la serie histórica del consumo de energía obtenido a partir del filtro HP. Dado que estamos trabajando con datos trimestrales, la única información disponible es la producción de energía. Usamos la producción de electricidad del Sistema Interconectado Central, que representa el 80% del total de energía producido en el país.⁵

La brecha de empleo es estimada utilizando la diferencia entre la tasa de empleo, calculada a partir de la tasa de desempleo efectiva, y la tasa de

pleno empleo, obtenida a partir de la tasa natural de desempleo, *Nairu*, la cual se estima por medio del enfoque del filtro de Kalman (Modelo 4) que se describe en la sección siguiente.

2. Enfoque del Filtro de Kalman

El filtro de Kalman es un procedimiento recursivo que permite calcular una estimación óptima de un vector de estados no observados para el período t , sobre la base de la información disponible en dicho período. En general, las variables no observables se pueden identificar bajo el supuesto de que afectan la evolución de las variables observadas y se comportan bajo un proceso subyacente que es conocido. Cuando las variables observables incluyen solo el (logaritmo del) nivel del PIB, nos referiremos a un método de filtro univariado, y cuando utilicemos más de una ecuación de observación para estimar la brecha de producto y el producto potencial, nos referiremos a un método de filtro multivariado.

En general, el PIB (desestacionalizado) se descompone en dos componentes no observables: el componente de tendencia (el producto potencial) y el componente cíclico (la brecha de producto). Suponiendo, entonces, que los componentes tanto de tendencia como cíclico evolucionan de manera subyacente como un proceso autorregresivo o como un camino aleatorio, se pueden obtener estimaciones para ambos componentes no observados. Esta clase de estimación, sin embargo, por lo general presenta poca precisión en tiempo real y una falta de fundamento teórico. Afortunadamente, se puede utilizar información adicional proveniente de la teoría económica para mejorar la estimación del producto potencial y la brecha de producto. En particular, sabemos que la brecha de producto contribuye a explicar tanto la dinámica de la inflación como la evolución del desempleo; podemos, entonces, basar también nuestras estimaciones en un marco semiestructural al incorporar algo de teoría económica, en lugar de depender solo de filtros mecánicos univariados.

⁴ Este supuesto requiere una estimación precisa de la tasa de utilización del capital, dado que cualquier error en la utilización de capital o en la brecha de desempleo se verá reflejado en la PTF.

⁵ Esta serie solo está disponible desde el primer trimestre de 1988, por lo que la muestra para este método se extiende desde el primer trimestre de 1998 hasta el último trimestre de 2007.

Esta sección describe los modelos alternativos que usamos para evaluar la brecha de producto y la tasa de crecimiento del producto potencial empleando el algoritmo del filtro de Kalman. Basándonos en la literatura existente, exploramos cuatro modelos alternativos: i) el filtro HP univariado; ii) un filtro multivariado que incluye una curva de Phillips; iii) un filtro multivariado que incluye tanto una curva de Phillips como una curva IS; y iv) un filtro multivariado que incluye tanto una curva de Phillips como la ley de Okun.⁶ La evaluación de modelos alternativos también es necesaria para evaluar cuáles son las relaciones económicas más útiles para estimar la brecha de producto, como se explora en la sección III.

Modelo 1 (M1)

El filtro HP es una de las herramientas más populares para descomponer las series en sus componentes de tendencia y cíclico. Dado y_t , el (logaritmo del) PIB, su componente de tendencia (y_t^*) se obtiene resolviendo el siguiente problema de optimización:

$$\min_{\{y_t^*\}} \sum_{t=1}^T (y_t - y_t^*)^2 + \lambda_1 \sum_{t=2}^{T-1} [(y_{t+1}^* - y_t^*) - (y_t^* - y_{t-1}^*)]^2$$

donde λ_1 controla el grado de suavización de y_t^* . A mayor λ_1 , el componente de tendencia de y_t es menos volátil. La práctica usual es fijar $\lambda_1=1600$ para series de frecuencia trimestral.

De manera alternativa, se puede plantear este problema de minimización bajo la siguiente estructura estado-espacio:

$$y_t = y_t^* + y_t^c \quad (5)$$

$$y_t^* = y_{t-1}^* + g_{t-1} \quad (6)$$

$$g_t = g_{t-1} + \varepsilon_t^g \quad (7)$$

$$y_t^c = \varepsilon_t^c \quad (8)$$

Las variables y_t^c y g_t representan el componente cíclico de y_t (la brecha de producto) y el crecimiento tendencial, respectivamente; ε_t^c y ε_t^g son términos residuales de media 0 con varianzas respectivas de σ_c^2 y σ_g^2 . El grado de volatilidad del componente tendencial puede regularse restringiendo la varianza relativa de ε_t^c a ε_t^g (σ_c^2 / σ_g^2) al valor de λ_1 . El

sistema puede estimarse por el método de máxima verosimilitud usando el filtro de Kalman, siendo la ecuación (5) la ecuación de señal y las ecuaciones (6)-(8) las ecuaciones de transición del sistema.

El filtro HP es un caso específico de un modelo de componentes no observados más complejo, bajo el cual el producto potencial puede ser afectado por choques estocásticos, y el crecimiento tendencial o la brecha de producto pueden desarrollarse como procedimientos autorregresivos. Nuestro modelo más simple, sin embargo, no puede ser rechazado empíricamente; además, arroja valores finales muy similares a los resultados del sistema con mayor flexibilidad.

Modelo 2 (M2)

Los filtros univariados se pueden mejorar incorporando información adicional proveniente de relaciones macroeconómicas, tales como la curva de Phillips, la ley de Okun o la curva IS. Se espera que la utilización de relaciones macroeconómicas reduzca el conocido sesgo de final de muestra de los filtros univariados y agregue algún sustento teórico a modelos puramente estadísticos.

En primer lugar, se agrega la típica curva de Phillips retrospectiva como una segunda ecuación de señal en el sistema antes presentado. Dicha relación macroeconómica establece que las desviaciones de la inflación tienen un vínculo directo con la brecha de producto. Por lo tanto, la evolución de la tasa de inflación puede proporcionar información útil para determinar la evolución actual de la tendencia del PIB:

$$\hat{\pi}_t = \sum_{p=1}^P \alpha_p^\pi \hat{\pi}_{t-p} + \sum_{q=1}^Q \alpha_q^y (y_{t-q} - y_{t-q}^*) + x_{1,t}^\pi \alpha + \varepsilon_t^\pi \quad (9)$$

donde $\hat{\pi}_t$ es la desviación de la inflación con relación a su meta y $x_{1,t}$ es un vector que contiene otros determinantes de la inflación, mientras ε_t^π es un procedimiento ruido blanco de media 0 y varianza σ_π^2 . Por último, p y q corresponden al número de rezagos de las desviaciones de inflación y la brecha

⁶ Ver Kuttner (1994), Apel y Jansson (1999), Ogunc y Ece (2004), Laubach y Williams (2003) y Graff (2004).

de producto, respectivamente. La incorporación de rezagos es necesaria para un seguimiento adecuado de la dinámica de las desviaciones de la tasa de inflación. Como en el caso previo, se restringe la varianza relativa de ε_t^c a ε_t^g (σ_c^2 / σ_g^2) al valor de λ_1 y el sistema se estima por máxima verosimilitud.

Modelo 3 (M3)

Para este tercer modelo, agregamos la curva IS retrospectiva estándar al sistema univariado original, como una segunda ecuación de observación:

$$(y_t - y_t^*) = \sum_{s=1}^S \beta_s^y (y_{t-s} - y_{t-s}^*) + \sum_{v=1}^V \beta_v^r (r_{t-v} - r_{t-v}^*) + x_{2,t}' \beta + \varepsilon_t^y, \quad (10)$$

donde r_t es la tasa real de política monetaria (TPM) y r_t^* es la tasa de interés real neutral, con rezagos s y v , respectivamente; $x_{2,t}$ es un vector de controles adicionales y ε_t^y es un proceso ruido blanco con media 0 y varianza σ_y^2 . Nótese que r_t^* es inobservable; por lo tanto, debemos incorporar ecuaciones adicionales al modelo estado-espacio. Siguiendo a Laubach y Williams (2003), se relaciona la tasa de interés real neutral con el crecimiento de tendencia:

$$r_t^* = c g_t + \varepsilon_t^r, \quad (11)$$

donde ε_t^r es un residuo de media 0 y varianza σ_r^2 . El grado de volatilidad de r_t^* se controla restringiendo la varianza relativa de ε_t^c a ε_t^g (σ_c^2 / σ_g^2) al valor de λ_2 . Como se puede apreciar, el Modelo 3 (ecuaciones 5 a 11) forma un modelo macroeconómico semiestructural que incorpora la teoría económica para ayudar a identificar las variables no observables.

Modelo 4 (M4)

Para capturar la información contenida en el mercado laboral con relación a la evolución de la brecha de producto, en lugar de adicionar la curva IS (más una ecuación de transición para la tasa de interés neutral), el Modelo 4 agrega al Modelo 2 la ley de Okun y una ecuación de transición para la *Nairu* (u_t^*):

$$(u_t - u_t^*) = \beta^u (y_{t-1} - y_{t-1}^*) + \varepsilon_t^u \quad (12)$$

$$u_t^* = u_{t-1}^* + \varepsilon_t^{u*}. \quad (13)$$

El Modelo 4 está compuesto por las ecuaciones (5) a (9) y (12) a (13), donde ε_t^u es un residuo de media 0 y varianza σ_u^2 . El grado de volatilidad de u_t^* se controla restringiendo la varianza relativa de ε_t^c a ε_t^g (σ_c^2 / σ_g^2) al valor de λ_3 .

Estimación

Para aplicar el algoritmo del filtro de Kalman, debemos ajustar cada modelo a su formato estado-espacio:

$$\xi_{t+1} = A \xi_t + v_{t+1} \quad (14)$$

$$y_t = B' x_t + C \xi_t + w_t, \quad (15)$$

donde ξ_t es un vector de estados no observables, y_t un vector de observables, x_t un vector de variables predeterminadas y A, B y C son matrices de parámetros a estimar. v_t y w_t son vectores de términos residuales de media cero, con:

$$E(v_t v_t') = Q \text{ para } t = \tau \text{ (0 si no),}$$

$$\text{y } E(w_t w_t') = R \text{ para } t = \tau \text{ (0 si no).}$$

La ecuación (14) se conoce como la ecuación de estado o de transición, mientras la ecuación (15) se conoce como la ecuación de observación.

Utilizando el formato estado-espacio, resulta sencillo expresar la función de probabilidad (función de verosimilitud), la cual puede estimarse por máxima verosimilitud:

$$L = (2\pi)^{-\frac{n}{2}} \left| C' P_{t|t-1} C + R \right|^{-\frac{1}{2}} e^{-\frac{1}{2} \left(y_t - B' x_t - C' \xi_{t|t-1} \right)' (C' P_{t|t-1} C + R)^{-1} (y_t - B' x_t - C' \xi_{t|t-1})},$$

donde n es el número de observables y $P_{t|t-1}$ es el error cuadrático medio (ECM) asociado a $\xi_{t|t-1}$, el pronóstico de ξ_t basado en la información disponible en el período $t-1$.⁷

En la estimación utilizamos datos desestacionalizados para una medida de la tasa de inflación subyacente

⁷ Véase Hamilton (1994) y Harvey (1989) para un mayor detalle acerca de la estimación por máxima verosimilitud y el filtro de Kalman.

(IPCXI), el producto y la tasa de desempleo.⁸ Las desviaciones de la inflación se calculan empleando las metas de inflación oficiales del Banco Central de Chile desde 1991. Para el período previo, utilizamos las proyecciones de inflación a un año. Se emplean cuatro rezagos de la inflación en la ecuación (9), de forma de eliminar la correlación residual y un rezago para las brechas tanto de producto como de empleo en las ecuaciones (9) y (12). Como controles adicionales, incluimos en la curva de Phillips (en el vector $x_{1,t}$) la desviación porcentual de la inflación en el precio del petróleo y del tipo de cambio real con respecto a sus respectivas tendencias HP. Por otra parte, en la curva IS (en el vector $x_{2,t}$) incluimos la desviación del tipo de cambio real. Para verificar la robustez de las estimaciones, además del valor estándar para el parámetro de control de suavización $\lambda_1(1600)$, utilizamos, como opciones alternativas para λ_1 , valores de 400, 800, 2400 y 2800. En vista de que las estimaciones de la tendencia del PIB y la brecha de producto no son muy sensibles a λ_2 para el Modelo 3 —y, con respecto a λ_3 , para el Modelo 4—, solo se presentan los resultados para $\lambda_2=160$ y $\lambda_3=600$.⁹

3. VAR ESTRUCTURAL

La estimación de la brecha de producto vía SVAR se basa en el trabajo de Blanchard y Quah (1989). Estos autores desarrollan un modelo macroeconómico donde el producto real es impactado por choques de demanda y de oferta. Según la hipótesis de la tasa natural de desempleo, los choques de demanda no tienen efectos a largo plazo en el producto real. Se supone que sí tienen efectos permanentes sobre el producto los choques de productividad del lado de la oferta. Blanchard y Quah (1989) estiman un VAR bivariado con datos sobre producto y desempleo, e identifican choques estructurales de oferta y demanda empleando la restricción de que estos últimos solo pueden tener efectos transitorios en el producto real.

El modelo estructural es expresado como una representación de promedio móvil infinito del crecimiento y el desempleo, tales que:

$$x_t = A(L)\varepsilon_t = \sum_{i=0}^{\infty} A_i \varepsilon_{t-i}. \quad (16)$$

En esta ecuación, $x_t = [\Delta y_t \ u_t]'$ es un vector de variables de covarianza estacionaria (Δ es el operador de primeras diferencias) con valor esperado cero, y $A(L)$ es un polinomio de rezagos 2×2 . $\varepsilon_t = [\varepsilon_t^s \ \varepsilon_t^d]'$ es un vector de choques estructurales exógenos no observables, es decir, el choque de oferta y demanda, que satisface $E[\varepsilon_t] = 0$ y $E \varepsilon_t' \varepsilon_t = I$.

Para identificar el modelo estructural, primero debemos estimar el VAR de forma reducida del modelo:

$$x_t = \Phi(L)x_t + e_t = \sum_{i=0}^p \Phi_i x_{t-i} + e_t. \quad (17)$$

donde (L) es un polinomio de rezagos 2×2 de orden p , y e_t es un vector de residuos de forma reducida estimados con $E[e_t] = 0$, y $E[e_t e_t'] = \Sigma$.

Esta forma reducida puede invertirse utilizando la descomposición de Wold, resultando la representación de promedio móvil en forma reducida:

$$x_t = C(L)e_t = \sum_{i=0}^{\infty} C_i e_{t-i}, \quad (18)$$

donde $C(L)$ es un polinomio de rezagos que puede expresarse en términos de (L) , de la siguiente manera: $C(L) = [I - \Phi(L)L]^{-1}$.

De las ecuaciones (16) y (18) podremos apreciar que las innovaciones de forma reducida (e) están relacionadas de forma lineal con las innovaciones estructurales (ε). Los residuos de forma reducida se relacionan con los residuos estructurales mediante:

$$e_t = A_0 \varepsilon_t, \quad (19)$$

donde A_0 es una matriz 2×2 de los efectos contemporáneos de las innovaciones estructurales. Se desprende que:

$$E[e_t e_t'] = A_0 E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] A_0', \quad (20)$$

⁸ La medida IPCXI excluye petróleo, productos perecibles y algunos servicios públicos regulados.

⁹ Estos son los valores centrales para un rango de valores para el parámetro de control de suavización que arrojan resultados plausibles para los coeficientes del modelo, la brecha de producto y el crecimiento de tendencia. Las estimaciones basadas en configuraciones alternativas están disponibles a solicitud.

y dado que $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = I$, entonces:

$$A_0 A_0' = \Sigma. \quad (21)$$

Para recuperar las innovaciones estructurales, resulta necesario suministrar suficientes restricciones como para identificar los elementos de la matriz A_0 . La matriz 2×2 simétrica $\Sigma = A_0 A_0'$ impone tres de las cuatro restricciones que se requieren, y por lo tanto solo hace falta una restricción de identificación adicional.

Dicha restricción se basa en la teoría económica, y asevera que los choques de demanda carecen de efectos permanentes en el producto, es decir:

$$\sum_{i=0}^{\infty} A_i(1,2) = 0. \quad (22)$$

donde $A_i(i,j)$ representa el elemento en la fila i y la columna j de la matriz A_i . Los residuos del VAR no restringido y los parámetros estimados de A_0 pueden usarse para construir el vector de choques estructurales exógenos. Dado que el producto potencial corresponde al componente permanente del producto en el sistema, se puede derivar la ecuación para el crecimiento del producto potencial utilizando el vector de choques de oferta:

$$\Delta y_t^* = \sum_{i=0}^{\infty} A_i(1,1) \varepsilon_t^s. \quad (23)$$

De modo similar, el crecimiento de la brecha de producto está dado por:

$$\Delta y_t^c = \sum_{i=0}^{\infty} A_i(1,2) \varepsilon_t^d. \quad (24)$$

Para efectos de la estimación, empleamos datos desestacionalizados del PIB real (diferencia de logaritmos) y de la tasa de desempleo (nivel).

El modelo descrito supone que las variables tienen un valor esperado de cero. A cada serie se le resta su media de la muestra. Sin embargo, después de la Crisis Asiática de 1998, parece producirse un cambio estructural en el comportamiento de las series de la tasa de crecimiento real del producto y del desempleo en Chile. Por lo tanto, hemos separado

la muestra en antes y después del primer trimestre de 1998, y utilizamos dos medias distintas para los subperíodos.

Resulta crucial incluir un número suficiente de rezagos en el VAR de forma reducida para eliminar la correlación serial de los residuos, ya que emplear una estructura de rezagos demasiado parsimoniosa puede sesgar de manera significativa la estimación de los componentes estructurales. El criterio de Akaike y Schwarz sugiere un rezago óptimo de uno ($p=1$) y, por lo tanto, estimamos un VAR de primer orden.

Según la ecuación (24), la expansión de la brecha de producto depende de una sumatoria infinita de choques. En la práctica, consideramos diez trimestres.¹⁰ Para obtener el nivel de la brecha de producto, hace falta sumar Δy_t^c . Este cálculo es sensible a la selección del punto de partida. En función de los resultados hallados en estudios anteriores sobre Chile (ver, por ejemplo, Contreras y García, 2002), se supuso que el producto real alcanzó su nivel potencial en el último trimestre de 1994.¹¹ A partir de allí, se ajustó el nivel de la brecha de producto de tal forma que se obtuviera una brecha de producto igual a cero en el último trimestre de 1994.

4. Análisis de los Resultados

A continuación se presentan los resultados de la estimación utilizando las metodologías descritas. En esta sección se comentan los resultados y se trazan algunas comparaciones simples entre los métodos, dejando para la próxima sección una comparación más formal de los diferentes métodos bajo métricas alternativas.

El gráfico 1 presenta la evolución de la brecha estimada para cada trimestre, así como la serie suavizada de la brecha (empleando el promedio móvil de cuatro trimestres), usando el enfoque de la función de producción. Las series son consistentes en el sentido de que capturan la idea de que la economía estaba recalentada en 1989 y que se produjo una caída

¹⁰ El utilizar más de 10 trimestres arroja resultados muy similares.

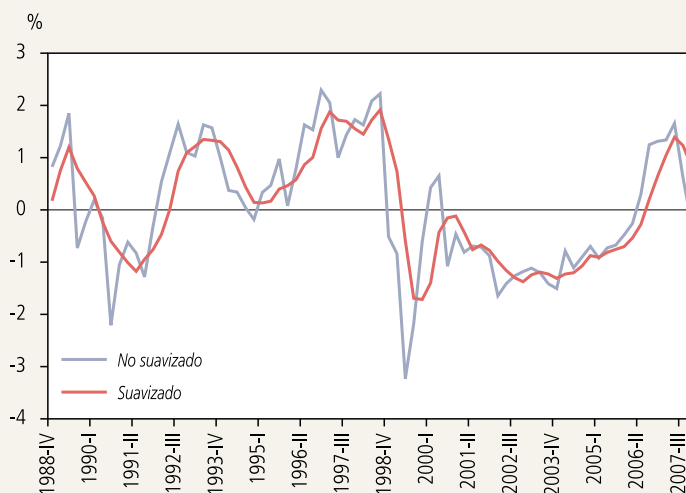
¹¹ El Banco Central de Chile ha utilizado en el pasado esta misma fecha para manejar el problema del nivel de otras variables económicas.

importante en la actividad durante el período 1990-91. A comienzos de los años noventa, el nuevo compromiso con metas de inflación y el proceso de crecimiento acelerado de los años previos llevaron al BCCh a endurecer la política monetaria para evitar presiones inflacionarias. Este endurecimiento incidió en la brecha de producto negativa observada durante los primeros años de los noventa. También podemos observar que el producto real estuvo muy cerca del producto potencial a fines de 1994, tal como ha sido reportado en la literatura previa sobre Chile (Contreras y García, 2002).¹² De ahí en adelante, las estimaciones para el período 1995-98 promediaron una brecha de producto positiva, llegando a su máximo nivel en torno al 2%, antes de la recesión de 1999. Según estas estimaciones, 1995-98 fue el período más extenso de brechas de producto positivas, un período que coincide con términos de intercambio favorables, una pujante demanda interna y fuertes flujos de capitales. Luego la brecha de producto se torna negativa después de la Crisis Asiática, alcanzando valores cercanos a -2%. Recién a fines del 2006, la brecha vuelve a ser positiva, mostrando una pequeña tendencia a cerrarse a fines del 2007.

El gráfico 2 presenta las estimaciones de brecha de producto según las cuatro alternativas de modelo estado-espacio de la metodología del filtro de Kalman antes descritas.¹³ En general, los cuatro modelos generan una trayectoria similar para la brecha de producto durante el período 1986-2007. Los resultados muestran un comportamiento cíclico del producto que es cualitativamente similar al método anterior. Sin embargo, la intensidad cíclica es mucho mayor bajo este método, con magnitudes de brecha (tanto positivas como negativas) que exceden de 4%. Por ejemplo, con el enfoque de la función de producción, la brecha de producto alcanzó su nivel

GRÁFICO 1

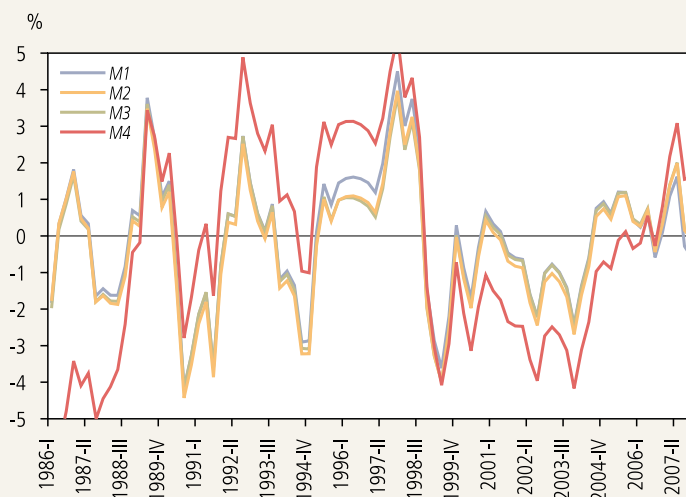
Brecha de Producto según el Método de la Función de Producción (1987-2007)



Fuente: Estimaciones de los autores.

GRÁFICO 2

Brecha de Producto según el Método del Filtro de Kalman (1986-2007)

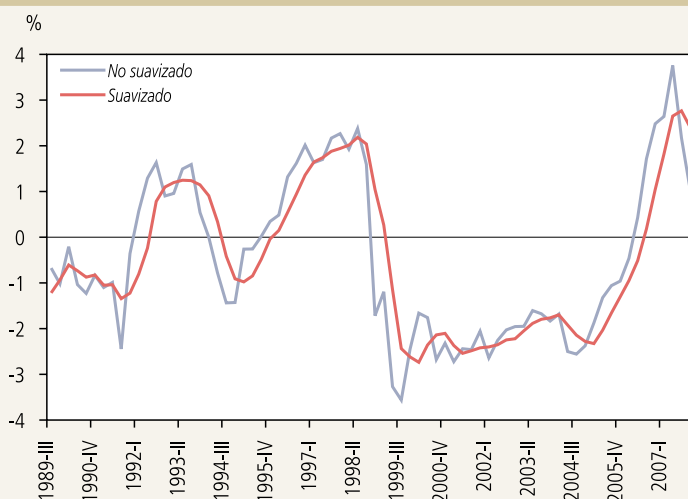


Fuente: Estimaciones de los autores.
Estimaciones suavizadas usando $\lambda_1=1600$.

¹² Justamente la fecha usada para calcular el nivel de la brecha de producto con la metodología SVAR.

¹³ Para simplificar la discusión, solo nos referimos a estimaciones de la brecha de producto basadas en $\lambda_1=1600$. Para la totalidad de estimaciones, véase el apéndice.

Brecha de Producto según el Método de VAR Estructural (1986-2007)



Fuente: Estimaciones de los autores.

CUADRO 1

Estimaciones de Brecha de Producto, Estadísticas Descriptivas

Método	Promedio (%)	Desv.estándar (%)
Función de producción	0.06	1.0
Filtro de Kalman		
M1	-0.02	1.8
M2	-0.25	1.7
M3	-0.17	1.7
M4	-0.31	2.9
VAR estructural	-0.50	1.6

Fuente: Estimaciones de los autores.

máximo de alrededor de 2.25% antes de la Crisis Asiática, mientras bajo el Modelo 4 del filtro de Kalman la brecha de producto superó 6% durante el mismo período.

Nótese que las estimaciones basadas en los modelos 2 y 3 no difieren tanto de la generada por el Modelo 1, salvo en el período 1995-98. Durante dicho lapso, el Modelo 1 (filtro univariado) arroja una brecha de producto superior a la generada por los modelos 2 y 3 (filtros multivariados). La incorporación de la curva de Phillips en el Modelo 2 considera que la estimación del Modelo 1 puede tener un sesgo al alza, ya que la tasa de inflación era inferior a la meta

de inflación en alrededor de 1.5%. De la misma forma, la incorporación de la curva IS en el Modelo 3 captura el endurecimiento de la política monetaria, dado que la tasa de interés observada superó su nivel neutral durante dicho período. El Modelo 4 produce una estimación más volátil de la brecha de producto para el período 1986-2007 que los modelos 1 a 3, y es el único modelo cuyas estimaciones difieren de las demás en forma visible. Cabe notar que el Modelo 4 arroja una brecha de producto marcadamente negativa para el período 1986-88. Una posible explicación es que el modelo subestima la tasa natural de desempleo durante ese período; por lo tanto, al sumar al sistema una brecha de desempleo sobrestimada, se produce una brecha negativa de producto mayor. En los últimos años difieren los resultados del modelo M4 de los de los otros modelos, puesto que este muestra una brecha positiva a fines del 2006, al igual que el método de la función de producción, mientras que los demás modelos muestran una brecha levemente positiva antes de ese período. Nótese que en el período 1998-99 las medidas arrojan resultados bastante cercanos, en un contexto de grandes variaciones en la magnitud de la brecha. Al final de la muestra, las brechas estimadas parecieran cerrarse.

El gráfico 3 presenta la evolución de la brecha de producto para nuestro período de muestra, basada en el modelo SVAR. Este muestra rasgos similares a los otros dos métodos. Es interesante notar que la recuperación de la brecha de producto al final del período de muestra es más brusca que en los modelos ya analizados, pero tiende a cerrarse a fines del 2007.

El cuadro 1 presenta algunas estadísticas descriptivas de todas las estimaciones de la brecha de producto. Para la totalidad del período bajo consideración, las estimaciones tienen una media que no es estadísticamente distinta de cero, lo cual es esperable

si los choques transitorios se distribuyen normales y la muestra es de largo suficiente. Las desviaciones estándares son similares, con excepción del Modelo M4 del filtro de Kalman, que presenta una volatilidad mucho mayor que los otros métodos, quizás porque la brecha de producto en este modelo sigue más de cerca la evolución del mercado laboral (brecha de empleo), la que, a su vez, presenta mayor volatilidad.

Estas similitudes pueden apreciarse en el gráfico 4, que muestra la brecha estimada con el enfoque de la función de producción, los modelos del filtro de Kalman M3 y M4,¹⁴ y VAR estructural. Tal como ilustra el cuadro, podemos observar que la media de los métodos es similar, pero la volatilidad es muy distinta. Al parecer, las cuatro mediciones se mueven juntas, pero con diferencias en sus niveles.

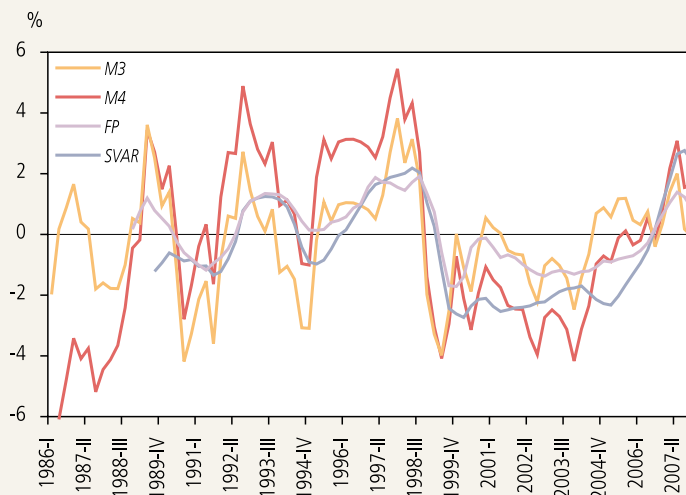
La correlación entre las cuatro mediciones seleccionadas se presenta en el cuadro 2. Como cabe esperar, M1, M2 y M3 muestran las mayores correlaciones.¹⁵ M4 tiende a estar más correlacionado con el modelo SVAR que con las otras tres mediciones obtenidas mediante la estimación del filtro de Kalman. La estimación de la función de producción tiene una correlación relativamente baja con las primeras tres mediciones con el enfoque del filtro de Kalman, pero se correlaciona mejor con M4 y, en especial, con el enfoque SVAR. Estos tres métodos utilizan la tasa de desempleo como una de las variables observables para estimar la brecha de producto, y ella podría ser la razón por la cual exhiben una alta correlación. Cabe notar que, aunque la correlación es alta, los niveles son distintos. Nótese que hacia el final de la muestra los modelos tienden a coincidir más en torno a un determinado valor para la brecha, lo que podría dar cuenta de una mayor certeza con respecto a su nivel durante este período.

III. COMPARACIÓN DE DISTINTOS MÉTODOS PARA ESTIMAR LA BRECHA DE PRODUCTO

En las secciones previas, hemos presentado diferentes metodologías para estimar la brecha de producto. Como era de esperar, aunque arrojaron resultados

GRÁFICO 4

Brecha de Producto según Distintos Métodos



Fuente: Estimaciones de los autores.

Estimaciones suavizadas. Para modelos M1 y M4, $\lambda_1=1600$.

distintos para cualquier trimestre en particular, evidenciaron fuertes similitudes en su evolución a lo largo del tiempo. En esta sección compararemos los métodos alternativos bajo dos criterios. El primero evalúa el desempeño de las mediciones frente a sus contrapartes en tiempo real, es decir, realizando las estimaciones para cada período con la muestra de datos disponible en dicho momento (Orphanides y Van Norden, 2002; Chumacero y Gallego, 2002). El segundo criterio tiene que ver con el desempeño de las estimaciones en materia de predicción de la inflación. Cuál de los criterios es la mejor opción dependerá de los temas a responder. En este trabajo, consideramos ambos para elaborar una evaluación general de los métodos.

Con relación al primer criterio, una pregunta importante es ¿cuál medición debería usar la autoridad en tiempo real para conducir la política monetaria? Las mediciones ex post de la brecha

¹⁴ M1 y M2 arrojan resultados similares a M3. Además, este último anida a los dos anteriores, de forma que reportamos solo M3. M4 arroja un resultado distinto, y se reporta como una medición separada.

¹⁵ Parecería ser que tanto la curva de Phillips como la IS no suministran tanta más información que en el caso univariado. Orphanides y Van Norden (2002) encuentran que usar mediciones de inflación para estimar la brecha de producto no mejora los resultados, especialmente en estimaciones en tiempo real.

**Correlación entre Estimaciones
de la Brecha de Producto: 1990-2007**

	PF	M1	M2	M3	M4	SVAR
PF	1	0.540	0.531	0.507	0.775	0.923
M1		1	0.992	0.989	0.796	0.462
M2			1	0.998	0.789	0.476
M3				1	0.784	0.454
M4					1	0.768
SVAR						1

Fuente: Estimaciones de los autores.

de producto nos pueden proporcionar una visión interesante con relación a los acontecimientos económicos del pasado; sin embargo, no sabemos qué tan fiables son las estimaciones en tiempo real. Dado que la brecha de producto puede afectar la dinámica de la inflación —y, además, constituye un elemento de información que los bancos centrales toman en cuenta para sus decisiones de política—, resulta necesario evaluar las distintas alternativas de estimación de la brecha de producto en tiempo real y, al mismo tiempo, averiguar si suministran información adicional para predecir la inflación.

Según Orphanides y Van Norden (2002), las dificultades con la estimación de la brecha de producto en tiempo real surgen principalmente de la poca fiabilidad de las estimaciones al final de muestra para la tendencia del producto. En el caso de los métodos basados en filtros estadísticos, el principal problema es que las medidas se ajustan a la muestra disponible dado que no utilizamos las observaciones previas a la muestra (talvez porque no las conocemos) ni nada sabemos acerca de la evolución futura de las series, de los cambios estructurales reales o de los puntos de inflexión; por lo tanto, las estimaciones en tiempo real podrían resultar muy distintas de las estimaciones basadas en cálculos ex post.¹⁶

Otra dificultad surge de la estacionalidad y de las revisiones posteriores de datos. Existen distintos métodos para manejar la estacionalidad en series de alta frecuencia, pero la desestacionalización en tiempo real también difiere de los ajustes ex post. Por otra parte, dado que la información acerca del producto llega con rezagos, la serie del PIB se revisa en forma constante, haciendo más compleja la estimación de la brecha de producto. Estos dos aspectos no son considerados en este trabajo, dejándose como temas

para explorar con mayor profundidad en futuras investigaciones.¹⁷ En este sentido, nuestro ejercicio en tiempo real será conducido en tiempo “casi” real, ya que estaremos trabajando con la información disponible en cada momento, aun cuando las cifras empleadas sean aquellas que ya han sido revisadas.

Para comparar el desempeño en tiempo real de las mediciones presentadas de la brecha de producto, evaluamos

la correlación y la raíz del error cuadrático medio (RECM) entre las estimaciones ex post y en tiempo real. El ejercicio se lleva a cabo para la muestra 1996-2006. Se comienza en 1996 porque se requiere considerar un mínimo de observaciones para obtener estimaciones fiables de la regresión en tiempo real al comienzo del ejercicio. Se elimina el año final (2007) porque, por construcción, para el final de la muestra las estimaciones ex post y tiempo real ya se asemejan mucho.

El gráfico 5 compara las estimaciones de la brecha de producto utilizando datos en tiempo real y ex post. Las estimaciones basadas en el modelo de función de producción (panel A) muestran una fuerte correlación, y las estimaciones en tiempo real siguen muy de cerca la evolución de las estimaciones ex post.¹⁸ Las estimaciones basadas en el enfoque del filtro de Kalman (panel B) muestran diferente desempeño según la especificación empleada. Los Modelos 1 a 3 arrojan estimaciones similares en tiempo real para la brecha de producto, y estas difieren sustancialmente

¹⁶ Chumacero y Gallego (2002) encuentran que los métodos alternativos de eliminación de la tendencia en series aplicados al caso chileno son muy sensibles a las revisiones de los datos, y a que la tendencia generalmente está estimada de forma inconsistente en tiempo real.

¹⁷ Según Orphanides y Van Norden (2002), la principal fuente de revisión de las estimaciones de la brecha de producto no son las revisiones en los datos publicados, sino la poca fiabilidad de las estimaciones del producto potencial.

¹⁸ Con relación al desempeño, las estimaciones de la brecha de producto basadas en el enfoque de la función de producción tienen la ventaja de que los parámetros de la función utilizadas en la estimación son fijos (ex post), mientras que para los demás modelos los parámetros se estiman de modo recursivo, incorporando mayor incertidumbre a las estimaciones en tiempo real. En el enfoque de función de producción utilizamos datos en tiempo real para la tasa natural de desempleo, estimados en el Modelo 4 por el filtro de Kalman.

CUADRO 3

Comparación entre Estimación en Tiempo Real y Ex Post: 1996-2006

Métodos	Correlación entre estimación en tiempo real y ex post	Raíz cuadrada del ECM (%)
Función de Producción	0.95	0.36
Filtro de Kalman*		
M1	0.50	1.53
M2	0.47	1.47
M3	0.59	1.41
M4	0.93	1.04
VAR estructural	0.95	0.79

Fuente: Estimación de los autores.
* Resultados para cada modelo se basan en el parámetro de suavización (λ 1) que produce un mejor desempeño.

de las estimaciones ex post. Las estimaciones en tiempo real del Modelo 4 muestran una mayor correlación con las estimaciones ex post, y también son bastante parecidas en niveles. Las estimaciones en tiempo real y ex post basadas en el modelo SVAR (panel C) también muestran una fuerte correlación. Sin embargo, la medición en tiempo real no supera en más de 0.5% el nivel de la medición ex post para el período 1999-2000.

Cabe notar que los modelos M1, M2 y M3 arrojan estimaciones en tiempo real negativas para una parte sustancial del período bajo consideración, y que son los únicos modelos que producen estimaciones que no detectan en tiempo real la brecha de producto positiva previa a la crisis de 1999.¹⁹ Otra diferencia importante es que, hasta 2004, todos los modelos producen brechas de producto negativas, salvo los modelos M1 a M3. Por otra parte, M4 presenta un período de brecha negativa sustancialmente más largo, entre 1999-2006.

El cuadro 3 resume, para cada método, la relación entre la estimación en tiempo real y la medición ex post. La correlación entre las dos series correspondientes a la estimación de la función de producción es muy alta, y presenta el menor RECM entre ambas series para todos los métodos. La correlación entre ambas series es casi igual que en los casos del SVAR y M4. En cambio, todos los modelos son similares en términos del error cuadrático medio, salvo el enfoque de función de producción y el SVAR. Los desempeños más pobres (de acuerdo a ambos criterios) los presentan

las estimaciones basadas en los modelos M1, M2 y M3 (ver gráfico 5). Sin embargo, cabe notar que los modelos multivariados M2 y M3 se comportan mejor que M1, lo que demuestra que el agregar información económica a modelos univariados puede ser útil para mejorar su desempeño.

En cuanto al segundo criterio, es decir, la capacidad de las estimaciones para predecir la inflación, el motivo principal por el cual los bancos centrales utilizan la medición de la brecha de producto es que se considera un indicador de presiones inflacionarias. Por lo tanto, una métrica muy importante para comparar las metodologías alternativas se relaciona con su capacidad para predecir la tasa de inflación.

Para evaluar el desempeño de las estimaciones en materia de predicción de la inflación, comparamos la RECM fuera de muestra de dos modelos alternativos de predicción: un modelo autorregresivo de referencia para la tasa de inflación y el mismo modelo ampliado para incluir una medición de la brecha de producto como variable explicativa.

El modelo de referencia (MR) se orienta directamente a la tasa de inflación que deseamos predecir, utilizando los últimos cuatro rezagos de la inflación trimestral anualizada (π_t) y una constante:

$$\pi_{t+h} = \eta_0 + \sum_{i=1}^4 \eta_i \pi_{t-i} + \varphi \bar{\pi}_t + \varepsilon_t,$$

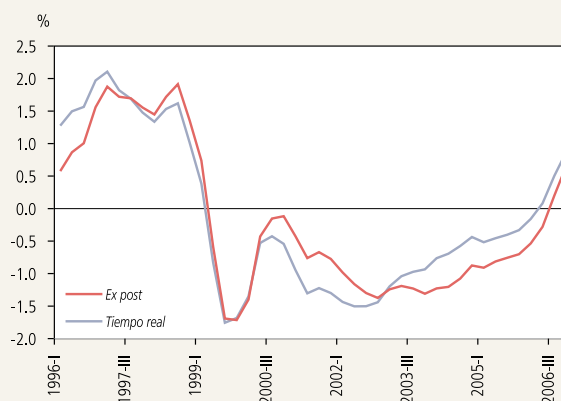
(MR)

¹⁹ Ello no quiere decir que estos modelos no identifiquen este hecho, sino que lo hacen con un rezago.

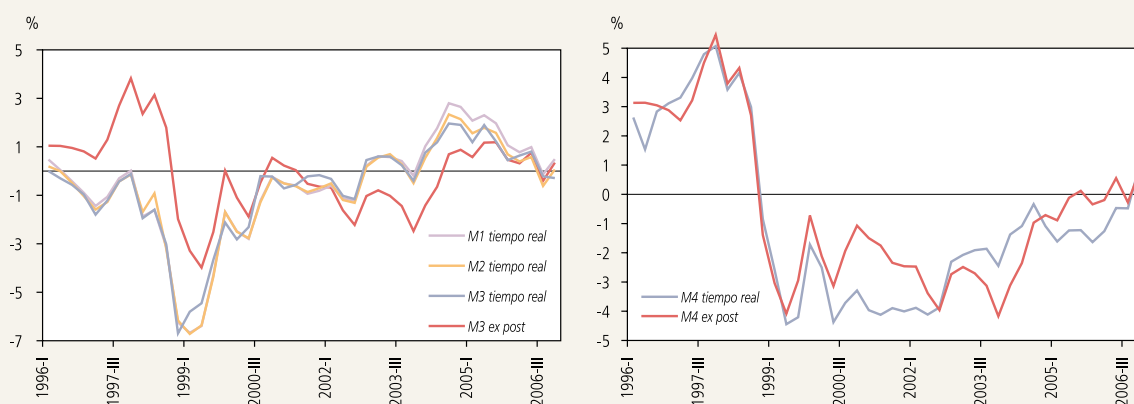
GRÁFICO 5

Brecha de Producto en Tiempo Real y Ex Post (1996 – 2006)

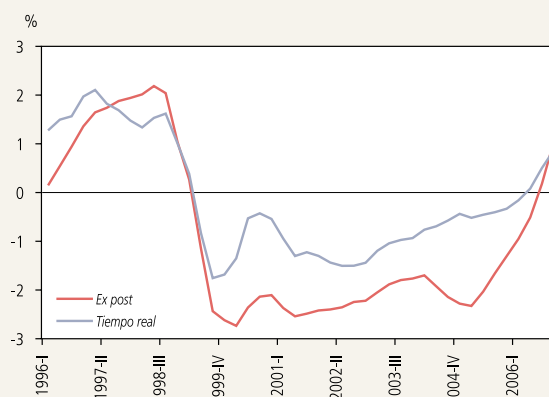
A. Función de producción



B. Filtro de Kalman



C. VAR estructural



Fuente: Estimaciones de los autores.

Estimaciones suavizadas. Dado que las estimaciones ex post de los modelos M1 y M2 son cercanas a M3, estas se omiten para simplificar la figura (panel B, gráfico izquierdo). $\lambda_1=1600$.

CUADRO 4

**Proyecciones de Inflación Fuera de Muestra, Modelo de Referencia
versus el Modelo Ampliado: 2000-2006**

Métodos	RECM relativo entre proyecciones de inflación (MA versus MR) trimestres en adelante			
	<i>h=1</i>	<i>h=2</i>	<i>h=3</i>	<i>h=4</i>
Función de producción	1.00	0.99	0.95	0.90
Filtro de Kalman*				
M1	1.00	1.00	0.97	0.97
M2	1.00	1.00	0.96	0.96
M3	1.00	1.00	0.96	0.98
M4	0.94	0.96	0.92	0.92
VAR estructural	0.95	0.97	0.92	0.93

Fuente: Estimación de los autores.

* Los resultados para cada modelo se basan en el parámetro de suavización (I1) que produce el mejor desempeño. Las celdas exhiben el cociente producido por el RECM de las proyecciones de inflación del modelo ampliado (MA) sobre el RECM de las proyecciones del modelo de referencia (MR).

donde $\bar{\pi}_t$ es la meta de inflación y ε_t es un proceso iid con media cero y varianza σ_ε^2 . Por otra parte, el modelo ampliado (MA) difiere del modelo referente solo en que este último incluye una de las estimaciones de la brecha de producto (en tiempo real) presentadas en la sección II:

$$\pi_{t+h} = \delta_0 + \sum_{i=1}^4 \delta_i \pi_{t-i} + \phi \bar{\pi}_t + \gamma(y_t - y_t^*) + v_t, \quad (\text{MA})$$

donde v_t es un proceso iid con media cero y varianza σ_v^2 .

El cuadro 4 presenta el cociente entre el RECM del modelo que incluye una medición de la brecha de producto (MA) y el RECM del modelo de referencia (MR), para proyecciones de inflación a un, dos, tres y cuatro trimestres hacia delante (h).

Para las proyecciones a uno y dos trimestres, los resultados indican que los modelos que incluyen una medida de brecha de producto no se desempeñan mejor que el modelo de referencia (cociente igual o mayor que 1, salvo en el caso del modelo M4). En cambio, para los horizontes de proyección más largos (de tres a cuatro trimestres), los modelos alternativos se desempeñan mejor que el modelo de referencia. En el horizonte de dos a cuatro trimestres, la medición de la brecha de producto resultante del

Modelo 4 presenta el mejor desempeño en cuanto a contribuir a predecir la tasa de inflación. El modelo SVAR demuestra un comportamiento más acertado que el modelo de función de producción y que los modelos M1 a M3 cuando proyectan a dos y tres trimestres hacia el futuro; no obstante, se produce un empeoramiento inesperado cuando el horizonte llega a cuatro trimestres. Aquí, el modelo de función de producción se desempeña mejor que el modelo SVAR, pero presenta un comportamiento similar a los modelos M1 a M3. Obsérvese que, al horizonte de cuatro trimestres, los modelos más exitosos son aquellos que incluyen una medida de brecha que utiliza la tasa de desempleo como insumo para su cálculo.

Una prueba más formal para verificar la robustez de estos resultados es el test de Clark y West (2007) acerca de la precisión predictiva de modelos anidados. Dicho test modifica el test estándar de Diebold y Mariano (1995) para tomar en cuenta el ruido incluido en el error cuadrático medio (ECM) del modelo más grande cuando se evalúa la hipótesis nula de que el modelo más parsimonioso genera los datos. La hipótesis nula establece que el ECM es igual para ambos modelos, mientras la hipótesis alternativa plantea que el modelo más grande genera proyecciones con un ECM menor.

Los resultados muestran que, para las proyecciones a dos trimestres, no es posible rechazar la hipótesis nula

en ningún modelo, es decir, que incluso en aquellos casos en que se encuentra un menor RECM para el modelo alternativo, este no es estadísticamente distinto al del modelo de referencia.²⁰ A un horizonte de tres trimestres, existe evidencia a un 10% de significancia de que los modelos de proyección que utilizan una medida de brecha lo hacen mejor que el modelo de referencia, salvo en el caso en que la brecha se estima a partir del modelo M2. A cuatro trimestres, se presenta la evidencia más fuerte de un desempeño relativo mejor de los modelos alternativos, donde incluso se obtienen niveles de significancia al 5%, como en el caso del modelo con brecha según la función de producción el modelo M4 y VAR estructural, y a un 10% el modelo M2. Los modelos alternativos con brecha según M1 y M3 no presentan un desempeño superior en términos estadísticos al modelo de referencia.

A manera de conclusión, el ejercicio revela que las mediciones estimadas de la brecha de producto contienen información relevante acerca de la evolución de la inflación, especialmente para los horizontes más largos y en los modelos que incorporan brechas según estimaciones que utilizan como insumo la tasa de desempleo, como el modelo M4 del enfoque del filtro de Kalman, el método de la función de producción y el VAR estructural. Pruebas estadísticas refuerzan los resultados encontrados, con diferencias en el RECM de las proyecciones de los modelos alternativos con respecto al RECM del modelo de referencia a un 5% y 10% de significancia.

IV. LA TASA DE CRECIMIENTO DEL PRODUCTO POTENCIAL

En esta sección responderemos a una pregunta diferente: ¿cuál es la tasa de crecimiento del producto potencial? A partir de la brecha de producto estimada en las secciones anteriores, es posible estimar la tasa de crecimiento del producto potencial. Adicionalmente, se usa una metodología distinta para estimar una tasa de crecimiento del producto en estado estacionario. En este caso nos trasladamos a un paradigma diferente, dado que buscamos estimar una tasa de crecimiento de largo plazo. A continuación, utilizaremos las brechas estimadas en las secciones anteriores para calcular la tasa de crecimiento del producto potencial. Más adelante, emplearemos un enfoque de modelo neoclásico de crecimiento para estimar la tasa de crecimiento del producto en estado estacionario.

Lo que separa la medición hecha aquí de la estimación anterior de la tasa de crecimiento del producto potencial es el marco conceptual subyacente. En esta sección utilizamos un modelo de crecimiento estilizado para estimar la tasa de crecimiento implícita en estado estacionario, mientras que los modelos empleados previamente están más relacionados con la descomposición de la serie del producto entre sus componentes cíclico y tendencial. Ninguno de ellos realiza supuesto alguno acerca de una tasa de crecimiento de largo plazo en estado estacionario; más bien se concentran en estimar la brecha de producto usando modelos macro semiestructurales.

1. Tasa de Crecimiento del Producto Potencial Según Enfoque del Filtro de Kalman

El producto potencial es la diferencia entre el producto efectivo y la brecha de producto. En función de las brechas de producto calculadas en la sección previa, podemos obtener distintas mediciones del producto potencial y, por lo tanto, de una tasa de crecimiento del producto potencial que varía en el tiempo.

El cuadro 5 resume la tasa de crecimiento potencial promedio para cada método y para la totalidad de la muestra y distintos períodos. Para la muestra entera (1987-2007), la tasa de crecimiento potencial promedio varía de 5.2% a 5.8%, dependiendo de la metodología empleada. La cifra más baja proviene del método de funciones de producción, y la más alta corresponde al modelo M1 del filtro de Kalman.

Los resultados también muestran que la tasa de crecimiento potencial promedio varía con relación a los subperíodos analizados. Por ejemplo, el subperíodo con la tasa de crecimiento potencial promedio más alta es 1990-1994, con la tasa de crecimiento variando entre 7.3% y 8.1%. Estos años corresponden al período central de lo que se conoce como el “período de oro” del crecimiento en Chile (1986-1997).²¹

En el otro extremo, el subperíodo 2000-2007 presenta la tasa de crecimiento potencial promedio más baja.

²⁰ Ver cuadro B1, en apéndice B.

²¹ Ver Gallego y Loayza (2003).

CUADRO 5

Tasa de Crecimiento del Producto Potencial: 1987-2007
(porcentajes)

Métodos	1987-1989	1990-1994	1995-1999	2000-2007	1987-2007*
Función de producción	-	7.32	5.75	3.60	5.22
Filtro de Kalman*					
M1	7.40	8.12	5.35	4.09	5.81
M2	7.68	8.10	5.36	3.95	5.79
M3	7.58	8.09	5.39	3.95	5.78
M4	5.45	7.64	5.90	3.76	5.42
VAR estructural	-	7.22	5.71	3.72	5.24

Fuente: Estimación de los autores.

* Parámetro de suavización $\lambda_t=1600$. ** 1990-2007 para métodos Función de producción y VAR estructural.

Durante estos años, la tasa de crecimiento potencial varió entre 3.6% y 4.1% según los distintos métodos. Estos resultados sugieren la posibilidad de un cambio estructural que haya reducido el crecimiento potencial del producto después de la Crisis Asiática. En resumen, los datos muestran diferentes regímenes de crecimiento, y para evaluar cuál es la tasa de crecimiento potencial promedio hacia el futuro, es necesario evaluar qué tipo de régimen prevalecerá.

2. Tasa de Crecimiento del Producto Potencial Utilizando la Función de Producción

Esta sección utiliza las contribuciones de Solow (1956, 1957) para calcular una tasa de crecimiento del producto en estado estacionario. La tasa de crecimiento del producto a largo plazo dependerá de la tasa de crecimiento de cada factor de producción, más la tasa de crecimiento de la productividad total de factores. Se descompone la tasa de crecimiento con la metodología contable tradicional, empleando datos trimestrales desde 1986 hasta 2007:

$$\hat{Y} - \alpha \hat{K} - (1 - \alpha) \hat{L} = \hat{PTF}, \quad (25)$$

donde el “sombrero” sobre cada variable denota su tasa de crecimiento, K se corrige por la utilización de capacidad (utilizando el consumo de energía) y L se corrige por años de escolaridad. Como antes, la elasticidad capital-producto se supone igual a 0.4. Usando la tasa de crecimiento estimada del producto

total, construimos un índice de PTF que se presenta en el gráfico 6. El gráfico muestra los “años de oro” del período de crecimiento chileno 1986-1997, pero a partir de 1998 la PTF se achata mostrando una tasa de crecimiento muy baja. Parecería ser que la PTF sufrió un quiebre estructural luego de 1998.

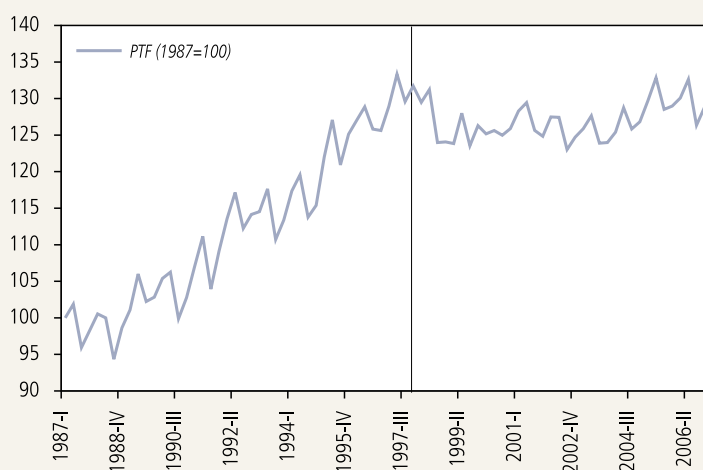
Para hallar la tasa de crecimiento de largo plazo, se estima un modelo econométrico simple. Dado que existe evidencia de que la PTF es estacionaria en tendencia, estimamos:

$$\ln PTF_t = \beta_0 + \beta_1 t + \gamma \ln PTF_{t-1} + \sum \delta D_{it} + \varepsilon_t,$$

donde D_{it} representa variables binarias para controlar por estacionalidad en la PTF, t es la tendencia en el tiempo y ε representa un residuo estocástico. El parámetro $\beta_1/(1-\gamma)$ representa la tasa de crecimiento trimestral a largo plazo de la PTF (se multiplica por 4 para obtener la tasa anual) y es nuestro parámetro de interés.

El cuadro 6 muestra el resultado de la estimación usando datos trimestrales desde 1987 hasta 2007. La estimación presenta evidencia de un quiebre en el primer trimestre de 1998. Dicho resultado se confirma mediante la aplicación de los tests de Chow (1960) y Hansen (2000). La primera columna del cuadro presenta la estimación empleando la muestra total. En este caso, el crecimiento de largo plazo de la PTF se ubica en torno al 1%. Sin embargo, cuando se divide la muestra en dos, se notan claramente los dos regímenes: uno que se extiende desde comienzos de

Índice de Productividad Total de Factores



Fuente: Estimaciones de los autores.

la muestra hasta el último trimestre de 1997, donde la tasa de crecimiento de largo plazo de la PTF es igual a 3.1%, y otro que comienza en el primer trimestre de 1998 y se extiende hasta 2007, con una tasa de crecimiento anual de 0.6%. En ambos casos se rechaza la hipótesis nula de que ambos valores son iguales a cero. Cabe señalar que la tasa de crecimiento de la PTF puede estar sesgada (en especial en el primer período) debido a que la economía chilena venía saliendo de una profunda recesión en los años 1982 y 1983.²²

²² Para una discusión más detallada véase Fuentes, Larraín y Schmidt-Hebbel (2006).

CUADRO 6

Estimación del Crecimiento de Largo Plazo de la PTF

Variable	Muestra completa	1986T1-1997T4	1998T1-2007T4
Constante	0.2133 (0.1754)	1.5981 (0.5348)	1.7503 (0.4529)
$\log(PTF_{t-1})$	0.9458 (0.0378)	0.6373 (0.1175)	0.6256 (0.0941)
Tendencia	0.0001 (0.0002)	0.0028 (0.0009)	0.0006 (0.0002)
Variable binaria, trimestre 1	0.0588 (0.0049)	0.0625 (0.0077)	0.0342 (0.005)
Variable binaria, trimestre 2	0.0613 (0.0048)	0.0676 (0.0061)	0.0442 (0.0047)
Variable binaria, trimestre 3	0.0549 (0.005)	0.0516 (0.0088)	0.0277 (0.0055)
R ² ajustado	0.974	0.9806	0.8089
LM para correlación serial	0.8814	0.4837	0.5249
LM para ARCH	0.7704	0.8056	0.6199
Tasa de crecimiento largo plazo (%)	0.86	3.12	0.60
(valor-p)	-0.1822	0.0000	-0.0002

Fuente: Estimación de los autores.
Desviación estándar entre paréntesis.

CUADRO 7

Tasa de Crecimiento del Producto de Tendencia (%)

Tasa de crecimiento	Muestra completa	1986T1-1997T4	1998T1-2007T4
PTF/(1-a)	1.43	5.20	1.00
Trabajo	1.60	1.60	1.60
Producto	3.03	6.80	2.60

Fuente: Estimación de los autores.

Una vez obtenida la tasa de crecimiento de largo plazo, podemos computar la tasa de crecimiento del producto tendencial para cada período. Debemos contestar la siguiente pregunta: ¿cuál sería la tasa de crecimiento de estado estacionario para la economía chilena? Al hacerlo estaremos suponiendo, en consonancia con el modelo neoclásico de crecimiento, que el cociente capital-producto se mantiene constante. Utilizando este resultado en la ecuación (23), obtenemos la tasa de crecimiento de estado estacionario:

$$\hat{Y} = \hat{L} + \frac{P\hat{T}F}{(1-\alpha)}.$$

Suponemos que la fuerza laboral crece al 1.6% en estado estacionario (considerando que la suma del capital humano y la fuerza laboral está creciendo a esta tasa) y, utilizando este resultado, mostramos la tasa de crecimiento del producto tendencial bajo los distintos regímenes (cuadro 7).

Esta metodología presenta una importante limitación al suponer estado estacionario. Una economía emergente puede encontrarse lejos de su estado estacionario y, por lo tanto, la tasa de crecimiento del producto será distinta. La estimación de la tasa de crecimiento es muy sensible a la participación de la fuerza laboral y a la tasa de crecimiento del capital humano, las cuales podrían ser mayores en el estado estacionario. Además, parece que la economía chilena antes de 1998 estaba convergiendo hacia un estado estacionario diferente. Uno se pregunta qué es lo que explica estos dos estados estacionarios distintos, y cómo podrá la economía chilena retornar a su senda anterior. Estas preguntas permanecen sin respuesta.

V. RESUMEN Y CONCLUSIONES

La brecha de producto, definida como la diferencia entre el producto real y el potencial, es una variable

clave para la toma de decisiones de política económica. Dado el papel importante que los bancos centrales asignan a la brecha de producto en las proyecciones de inflación, el conocimiento de esta variable será crucial para la conducción de la política monetaria. Sin embargo, la brecha de producto no es observable de manera directa, y por tanto la obtención de una medición precisa presenta un importante desafío para la autoridad monetaria en su evaluación de las presiones inflacionarias en la economía. En forma similar, la tasa de crecimiento del producto potencial también es una variable importante en la formulación de políticas. Además, en el caso de Chile, ambas variables son claves para definir la política fiscal a partir de la regla de superávit estructural.

Este trabajo ha presentado estimaciones de la brecha de producto y del crecimiento del producto potencial para Chile en el período 1986-2007, según tres métodos distintos: i) el enfoque de función de producción; ii) el filtro de Kalman; y iii) un VAR estructural. En vista de la incertidumbre asociada a la medición del producto potencial, se examinaron varias mediciones.

Se encontró un alto grado de coherencia entre todas las mediciones, en términos del signo de la brecha de producto. De acuerdo con todas las metodologías, se observa un recalentamiento de la economía a comienzos de la muestra; desde 1993 hasta la Crisis Asiática, la brecha no es muy grande pero es siempre positiva; después de la Crisis Asiática la brecha se torna negativa, quedándose así por varios trimestres.

Para comparar las brechas de producto generadas bajo las distintas metodologías, evaluamos el desempeño en tiempo real de las mediciones de la brecha de producto, y medimos cuán bien la brecha de producto puede contribuir a predecir la inflación futura. Según

los resultados, el enfoque de función de producción parece desempeñarse mejor en términos de precisión en tiempo real. Las mediciones de la brecha en tiempo real y ex post muestran la mayor correlación, y la diferencia entre ambas series presenta la raíz cuadrada más baja del ECM. En cuanto al poder predictivo de la brecha de producto con relación a la inflación futura, el Modelo 4 del enfoque del filtro de Kalman (curva de Phillips más ley de Okun) arroja la medición de brecha de producto que mejor predice el nivel de inflación en ejercicios fuera de muestra.

Las estimaciones del crecimiento del producto potencial según las diferentes mediciones también son similares. La tasa de crecimiento potencial promedio sobre la muestra entera varió entre 5.2% y 5.8%. Sin embargo, parece haber importantes diferencias entre subperíodos. Por ejemplo, durante 1990-94 la tasa de crecimiento potencial se ubicó en el rango de 7.2% a 8.2%, y después de la Crisis Asiática cayó al rango 3.7% - 4.1%, sugiriendo un cambio estructural negativo en la tasa potencial de crecimiento posterior a 1998. Finalmente, la tasa de crecimiento de estado estacionario del producto tendencial para la muestra entera es de 3%, y también presenta un importante quiebre estructural después de la Crisis Asiática. ¿Cuál régimen se hará presente en los años venideros? Esta es la pregunta clave para evaluar el futuro desempeño de crecimiento de la economía chilena.

REFERENCIAS

- Blanchard, O. y D. Quah (1989). "The Dynamic Effects of Aggregate Supply and Demand Disturbances." *American Economic Review* 79: 655-73.
- Apel, M. y P. Jansson (1999). "System Estimates of Potential Output and the NAIRU." *Empirical Economics* 24: 373-388.
- Chow, G. (1960). "Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions." *Econometrica* 28: 591-605.
- Chumacero, R. y F. Gallego (2002). "Trends and Cycles in Real-Time." *Estudios de Economía* 29(2): 211-29.
- Clark, T.E. y K.D. West (2007). "Approximately Normal Tests for Equal Predictive Accuracy in Nested Models." *Journal of Econometrics* 138: 291-311.
- Contreras, G. y P. García (2002). "Estimating Gaps and Trends for the Chilean Economy." En *Economic Growth: Sources, Trends and Cycles*, editado por N. Loayza y R. Soto. Banco Central de Chile.
- De Masi, P. (1997). "IMF Estimates of Potential Output: Theory and Practice." IMF Working Paper 97/177.
- Diebold, F.X. y R.S. Mariano (1995). "Comparing Predictive Accuracy." *Journal of Business and Economic Statistics* 13: 253-63.
- Fuentes, J.R., M. Larraín y K. Schmidt-Hebbel (2006). "Measuring and Explaining Total Factor Productivity in Chile." *Cuadernos de Economía* 43(mayo): 113-42.
- 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.
- Gallego, F. y N. Loayza (2003). "The Golden Period for Growth in Chile: Explanations and Forecasts." En *Economic Growth: Sources, Trends and Cycles*, editado por N. Loayza y R. Soto. Banco Central de Chile.
- Graff, M. (2004). "Estimates of the Output Gap in Real Time: How Well Have We Been Doing?" Discussion Paper Series DP2004/04, Reserve Bank of New Zealand.
- Gollin, D., (2002). "Getting Income Shares Right." *Journal of Political Economy* 110: 458-474.
- Hamilton, J.D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.
- Hansen, B. (2000). "Sample Splitting and Threshold Estimation." *Econometrica* 68(3): 575-603.
- Harvey, A.C. (1989). *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*. Cambridge 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.
- Marcel, M., M. Tokman, R.O. Valdés y P. Benavides (2001). "Balance Estructural del Gobierno Central: Metodología y Estimaciones para Chile: 1987-2000." Estudios de Finanzas Públicas, Dirección de Presupuesto, Chile.
- Medina, J.P. y C. Soto (2005). "Modelo para Análisis y Simulaciones." Mimeo, Banco Central de Chile.
- Menashe, Y. y Y. Yakhin (2004). "Mind the Gap: Structural and Nonstructural Approaches to Estimating Israel's Output Gap." *Israel Economic Review* 2(2):79-106.

- Musso, A. y T. Westermann (2005). "Assessing Potential Output Growth in the Euro Area: A Growth Accounting Perspective." Occasional Papers Series 22, Banco Central Europeo.
- Ogunc F. y D. Ece (2004). "Estimating the Output Gap for Turkey: An Unobserved Components Approach." *Applied Economic Letters* 11: 177-82.
- Orphanides A. y S. Van Norden (2002). "The Unreliability of Output-Gap Estimates in Real Time." *Review of Economics and Statistics* 84(4): 569-83.
- Solow, R. (1956). "A Contribution to the Theory of Economic Growth." *Quarterly Journal of Economics* 70(1): 68-94.
- Solow, R. (1957). "Technological Change and the Aggregate Production Function." *Review of Economics and Statistics* 39: 312-20.
- Willman, A. (2002). "Euro Area Production Function and Potential Output: A Supply Side System Approach." Working Paper Series 153, Banco Central Europeo.

APÉNDICE**A. Estimaciones de brecha de producto con el filtro de Kalman:
parámetros alternativos de suavización**

CUADRO A1				
Estadísticas Descriptivas (porcentajes)				
λ_1	M1	M2	M3	M4
<i>1600</i>				
promedio	-0.02	-0.25	-0.17	-0.31
Desv. Estándar	1.8	1.7	1.7	2.9
<i>400</i>				
promedio	-0.03	-0.20	-0.07	-0.28
Desv. Estándar	1.6	1.5	1.4	2.7
<i>800</i>				
promedio	-0.02	-0.22	-0.19	-0.29
Desv. Estándar	1.6	1.6	1.5	2.8
<i>2400</i>				
promedio	-0.02	-0.27	-0.18	-0.35
Desv. Estándar	1.9	1.8	1.8	3.0
<i>2800</i>				
promedio	-0.02	-0.28	-0.37	-0.33
Desv. Estándar	1.9	1.9	1.8	3.0
Fuente: Estimación de los autores.				

CUADRO A2

Estimación en Tiempo Real y Ex Post

Filtro de Kalman	Correlación entre estimación en tiempo real y ex post	Raíz cuadrada del ECM (%)
<i>M1</i>		
$\lambda_T = 1600$	0.37	2.36
$\lambda_T = 400$	0.50	1.53
$\lambda_T = 800$	0.43	1.89
$\lambda_T = 2400$	0.34	2.67
$\lambda_T = 2800$	0.34	2.79
<i>M2</i>		
$\lambda_T = 1600$	0.45	2.07
$\lambda_T = 400$	0.44	1.47
$\lambda_T = 800$	0.47	1.71
$\lambda_T = 2400$	0.43	2.33
$\lambda_T = 2800$	0.41	2.48
<i>M3</i>		
$\lambda_T = 1600$	0.46	2.01
$\lambda_T = 400$	0.59	1.41
$\lambda_T = 800$	0.51	1.51
$\lambda_T = 2400$	0.42	2.26
$\lambda_T = 2800$	0.43	2.31
<i>M4</i>		
$\lambda_T = 1600$	0.93	1.04
$\lambda_T = 400$	0.93	1.07
$\lambda_T = 800$	0.86	1.39
$\lambda_T = 2400$	0.82	1.72
$\lambda_T = 2800$	0.84	1.49
Fuente: Estimación de los autores.		

CUADRO A3

Desempeño de las Proyecciones de Inflación Fuera de Muestra^a

Método del filtro de Kalman	RECM Relativo entre proyecciones de inflación (MA versus MR) trimestres en adelante			
	<i>h=1</i>	<i>h=2</i>	<i>h=3</i>	<i>h=4</i>
<i>M1</i>				
$\lambda_t = 1600$	1.01	1.01	0.97	0.98
$\lambda_t = 400$	1.00	1.00	0.97	0.97
$\lambda_t = 800$	1.01	1.01	0.97	0.98
$\lambda_t = 2400$	1.01	1.02	0.97	0.98
$\lambda_t = 2800$	1.01	1.02	0.97	0.97
<i>M2</i>				
$\lambda_t = 1600$	1.01	1.02	0.97	0.98
$\lambda_t = 400$	1.00	1.00	0.96	1.00
$\lambda_t = 800$	1.01	1.01	0.97	0.99
$\lambda_t = 2400$	1.00	1.00	0.96	0.96
$\lambda_t = 2800$	1.01	1.02	0.97	0.98
<i>M3</i>				
$\lambda_t = 1600$	1.01	1.02	0.98	1.00
$\lambda_t = 400$	1.00	1.00	0.99	0.98
$\lambda_t = 800$	1.01	1.03	1.00	1.00
$\lambda_t = 2400$	1.01	1.01	0.96	0.98
$\lambda_t = 2800$	1.01	1.02	0.97	0.98
<i>M4</i>				
$\lambda_t = 1600$	0.94	0.96	0.92	0.92
$\lambda_t = 400$	0.95	0.97	0.93	0.93
$\lambda_t = 800$	0.96	1.01	0.99	0.99
$\lambda_t = 2400$	1.00	1.02	0.97	0.94
$\lambda_t = 2800$	0.97	0.99	0.95	0.96

Fuente: Estimación de los autores.

a. Las celdas exhiben el cociente producido por el RECM de las proyecciones de inflación del modelo ampliado (MA) sobre el RECM de las proyecciones del modelo de referencia (MR).

B. Test de Clark y West para la evaluación de proyecciones en modelos anidados

CUADRO B1			
Test de Precisión Predictiva ^a			
Métodos	Estadísticas <i>t</i>		
	<i>h=2</i>	<i>h=3</i>	<i>h=4</i>
Función de producción			
<i>Error estándar MCO</i>	0.83	1.53	2.36
<i>Error estándar Newey-West</i>	0.78	1.39	1.88
Filtro de Kalman*			
M1			
<i>Error estándar MCO</i>	0.62	1.30	1.17
<i>Error estándar Newey-West</i>	0.61	1.01	0.89
M2			
<i>Error estándar MCO</i>	0.48	1.23	1.34
<i>Error estándar Newey-West</i>	0.43	0.95	1.03
M3			
<i>Error estándar MCO</i>	0.56	1.34	1.02
<i>Error estándar Newey-West</i>	0.55	1.05	0.80
M4			
<i>Error estándar MCO</i>	0.96	1.47	2.01
<i>Error estándar Newey-West</i>	0.78	1.16	1.58
VAR estructural			
<i>Error estándar MCO</i>	1.00	1.30	1.78
<i>Error estándar Newey-West</i>	0.86	1.08	1.38
Fuente: Estimaciones de los autores.			
a. Los resultados para cada modelo se basan en el parámetro de suavización (λ) que produce el mejor desempeño. La hipótesis nula (los dos modelos poseen igual RECM) es rechazada si el estadístico es mayor que 1.28 (para un nivel de 10% a una cola) o 1.65 (para el test de 5% a una cola).			

ESTIMACIONES DE LA *NAIRU* PARA CHILE*

Jorge E. Restrepo L.**

I. INTRODUCCIÓN Y RESUMEN

El objetivo de este ensayo es obtener para Chile un conjunto de estimaciones de la tasa de desempleo que no acelera la inflación (*Nairu*).¹ Cabe precisar que la *Nairu* y su similar, la tasa natural de desempleo, prevalecen cuando la inflación es estable o cuando la inflación observada es igual a la inflación esperada, respectivamente. Si el desempleo está por encima de la *Nairu*, se espera que la inflación se desacelere en el futuro, y viceversa. Este trabajo es relevante porque, en la práctica, la medición de la *Nairu* permite construir la brecha de desempleo (medida complementaria de actividad y brecha del producto) y esta es parte del conjunto de indicadores analizados en numerosos bancos centrales para construir la proyección de inflación en el corto y mediano plazo y tomar decisiones de política.

Como enfatizan Ball y Mankiw (2002), el punto de partida para pensar en la existencia de la *Nairu* —o de su símil, la tasa natural de desempleo— es reconocer que, en el corto plazo, los cambios de la demanda agregada empujan la inflación y el desempleo en direcciones opuestas. Es decir, en el corto plazo, la sociedad enfrenta una disyuntiva entre inflación y desempleo. Cabe mencionar que la tasa natural de desempleo es un concepto introducido por Friedman (1968) y por Phelps (1968), con el objeto de criticar la política económica de la época. En efecto, la política monetaria se basaba en el supuesto de que la relación negativa entre inflación y desempleo (curva de Phillips) era fija o estable y no se tenía en cuenta que las expectativas de inflación podían cambiar. De acuerdo con estos autores, la relación negativa entre inflación y desempleo de corto plazo solo existe si los movimientos de la tasa de inflación son inesperados.² Bajo el supuesto de que los agentes son racionales,

la tasa natural de desempleo es la que prevalece en el largo plazo. Así, la inflación promedio debe ser similar a la inflación esperada promedio, y la tasa de desempleo promedio debe ser similar a la natural (Ball y Mankiw, 2002).

La tasa de desempleo que no acelera la inflación (*Nairu*) y la tasa natural de desempleo son conceptos estrechamente relacionados entre sí. La idea de *Nairu* fue introducida por Modigliani y Papademos (1975) y complementada por Tobin (1980), y refleja la existencia de inercia en la inflación y otras variables de la economía (King, 1998). La tasa de desempleo natural está asociada al equilibrio wickselliano del mercado de trabajo, mientras que en la *Nairu*, además de las condiciones más estructurales de dicho mercado, intervienen factores de inercia en las fluctuaciones económicas (King, 1998). Sin embargo, ambas tasas pueden coincidir cuando la inflación es estable o muy persistente ($\pi_t = \pi_{t-1}$), es decir, igual a su nivel esperado. Dado que la inflación en Chile es muy persistente, y entre 1999 y 2007 se estabilizó en torno a 3%, aquí los dos conceptos se consideran equivalentes en la práctica. En este trabajo se hablará indistintamente de *Nairu* o tasa natural de desempleo.

Al igual que el PIB potencial, la *Nairu* no es constante, sino que puede variar y está relacionada tanto con condiciones estructurales del mercado laboral

* El autor agradece los comentarios de Rodrigo Valdés, Pablo García, Claudio Soto, William Baeza, Rómulo Chumacero, Rodrigo Fuentes, Oscar Landerretche y Alejandro Fernández, así como de los asistentes a un seminario del Banco Central de Chile. Igualmente, el autor agradece la excelente asistencia de Paulina Granados, William Baeza y Felipe Liendo, quienes contribuyeron en la construcción de parte de las series y/o parte de la programación. Consuelo Edwards, Macarena García y Andrea Sánchez ayudaron con la edición y diagramación.

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

¹ *Nairu* es un acrónimo en inglés para Non-Accelerating-Inflation Rate of Unemployment.

² En esta frase se introduce el tema de la dirección de causalidad entre inflación y desempleo que ha sido fuente de controversia entre keynesianos y monetaristas (King y Watson, 1994).

(competitividad, flexibilidad y movilidad) como con factores cíclicos, es decir, con *shocks* macroeconómicos.³ Así, está relacionada con el desempleo friccional y con las formas de fijación de salarios, que en la mayoría de los casos están lejos de ser competitivas, por lo que el desempleo es mayor que el puramente friccional. La *Nairu* también depende del nivel de la productividad, que determina el salario que las empresas están dispuestas a pagar, en comparación con el mínimo salario por el cual las personas estarían dispuestas a trabajar (salario de reserva), además de todos los factores que afectan la oferta y la demanda de trabajo, incluidos los impuestos (Blanchard y Katz, 1997).

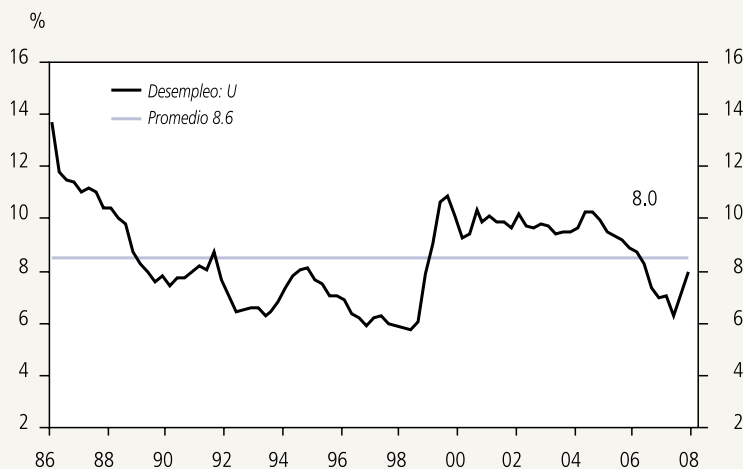
En el salario de reserva influyen el estado de las instituciones laborales incluidos beneficios, seguro de desempleo, trabajo informal, así como los salarios pasados y la productividad (Blanchard y Katz, 1999; Ball y Moffitt, 2001; Ball y Mankiw, 2002). Dado que la *Nairu* depende del nivel de productividad en relación con el salario de reserva, la *Nairu* podría disminuir en forma transitoria si por algún tiempo el dinamismo del crecimiento de la productividad fuera superior al aumento del salario de reserva (o aspiraciones salariales). Sin embargo, no hay efectos de largo plazo de la productividad sobre el desempleo de equilibrio.

La *Nairu* no se puede observar directamente en la economía, y existe mucha incertidumbre respecto de la precisión de las mediciones. En el gráfico 1 se muestra la serie del desempleo del INE y su promedio (8.6%) entre 1986 y 2007. Bajo el supuesto de racionalidad mencionado antes, esta medición no debería estar muy lejos de la *Nairu*, puesto que la inflación promedio debería ser similar a la inflación esperada promedio y, el desempleo promedio, similar a su nivel “natural”.⁴

En este artículo, se utilizan varios métodos para estimar la tasa natural de desempleo y se obtiene la relación entre la brecha de desempleo y la inflación. La primera estimación es puramente estadística. A continuación se realizan estimaciones a partir de ecuaciones de Phillips y se construyen intervalos de confianza, bajo el supuesto de que la *Nairu* es constante. Asimismo, a partir de una curva de

GRÁFICO 1

Tasa de Desempleo y Su Promedio



Fuente: INE y cálculos propios.

Phillips se obtiene una *Nairu* variable. Por último, se obtiene una trayectoria para la *Nairu* con un vector autorregresivo. En todos los casos se encuentra una relación negativa entre desempleo cíclico e inflación, y entre desempleo cíclico y brecha de inflación. Esto es coherente con la existencia de una curva de Phillips en el corto plazo y con que la brecha de desempleo podría servir como predictor de la inflación si efectivamente hubiera causalidad *à la* Granger desde la brecha del desempleo hacia la inflación. De ahí su importancia como indicador alternativo de actividad y como insumo en la elaboración de las proyecciones de inflación de mediano plazo.

Los resultados obtenidos con los diferentes métodos son muy similares y, a fines del 2007, arrojan estimaciones puntuales de la *Nairu* entre 7.4% y 8.3%. Además, se observa que, en la actualidad, dicha tasa está contenida en un intervalo entre 6.5%

³ King (1998) afirma que la tasa natural se diferencia de la *Nairu* en que la primera solo está relacionada con los factores más estructurales del mercado del trabajo, y no con los factores cíclicos.

⁴ Con frecuencia, la tendencia de largo plazo del desempleo —o de cualquier serie— se obtiene mediante el uso de algún filtro como es el Hodrick-Prescott. Sin embargo, es ampliamente reconocido que el filtro HP no es adecuado para el tratamiento del comienzo y el final de la serie. Para evitar este problema, se usan otros filtros como el Baxter-King, el cual consiste, en términos simples, en obtener un promedio móvil largo, con tres años o más de rezagos y adelantos. Sin embargo, así se pierden tres años de observaciones al comienzo y al final de la muestra. Lo anterior se remedia realizando proyecciones hacia adelante y hacia atrás de la serie obtenida con algún modelo de tipo ARIMA.

y 9.7%, rango más amplio que lo deseado, como también ocurre con las estimaciones realizadas por Staiger, Stock y Watson (1997a, 1997b) para Estados Unidos.⁵ Aunque el nivel parece sorprendentemente alto, es necesario tener en cuenta que el promedio de la serie **desestacionalizada** de desempleo en los últimos veinte años es 8.6%, y esta solo se ha acercado a 6% en momentos excepcionales en que, con alta probabilidad, la economía estaba sobrecalentada.⁶

Cabe señalar que una alternativa para encontrar un nivel de desempleo “natural” o estructural consistiría en realizar un estudio microeconómico detallado del mercado laboral.⁷ Sin embargo, ese tipo de enfoque va más allá de los alcances de este trabajo y no se abordó aquí. Además, algunos autores afirman que esta medición tendría menos relación con la inflación en el corto plazo que la *Nairu* (King, 1998).

A continuación se describen los datos utilizados en las estimaciones. En la siguiente sección se describen los métodos y se presentan las respectivas estimaciones. Por último, se presentan las conclusiones.

II. DATOS

En los diferentes ejercicios se emplearon series producidas por el Banco Central de Chile (BCCCh) y el Instituto Nacional de Estadísticas (INE) con frecuencia mensual y trimestral de 1986:1 a 2007:4. Todas las series han sido corregidas por estacionalidad.

La tasa de desempleo total del INE (U_t), **desestacionalizada**, es muy persistente y no es posible rechazar la hipótesis de raíz unitaria, como se aprecia en el cuadro 1.⁸

La inflación utilizada corresponde a $PI = \text{Log}(IPCX1_t / IPCX1_{t-1})$. Esta medida de inflación tiene más relación con la brecha de desempleo, que medidas de inflación más amplias que incluyen componentes extremadamente volátiles. Como se muestra en el cuadro 1, las pruebas de raíz unitaria para la inflación no son concluyentes. Si se usa la prueba Dickey-Fuller con el número de rezagos que indica el criterio de Akaike, no es posible rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria.⁹ Por el contrario, si se usa el test KPSS, se encuentra que la serie es estacionaria con tendencia determinística. En la medida en que transcurran más períodos con la inflación fluctuando en torno a la

meta de 3%, es probable que las pruebas sean más concluyentes a favor de rechazar la hipótesis de raíz unitaria. En la estimación de las curvas de Phillips, la inflación fue usada como variable dependiente después de extraerle la tendencia determinística.

El PIB compatible con la inflación $IPCX1$ es el PIB resto (PIBR), que excluye minería, electricidad, gas y agua. Se considera que el “PIB resto” es una medida de actividad económica más relacionada con la demanda interna, es decir, con las condiciones macroeconómicas del país. En las diversas estimaciones se usó $\text{Log}(PIBR_t)$, aunque en el vector autorregresivo también se usó el PIB total.

La variable *shocks* de oferta (PIZ) se construyó siguiendo varios trabajos de Gordon (1982, 1997), así como de Staiger, Stock y Watson (1997a) mediante el cálculo de la diferencia entre la inflación IPC y la inflación de un promedio ponderado de los índices de alimentos y combustibles $\text{Log}(IPCAC_t / IPCAC_{t-1}) - \text{Log}(IPCX1_t / IPCX1_{t-1})$. Por último, se usó el tipo de cambio real $\text{Log}(TCR_t)$ en primeras diferencias. Además, como recomiendan estos últimos autores, a estas variables se les extrajo la media con el fin de que no afectaran la constante de la regresión. Como su efecto neto sobre la constante de la regresión es nulo, tampoco

⁵ Algunos de los intervalos encontrados por Staiger, Stock y Watson (1997a) para la *Nairu* tienen una amplitud similar y van desde 1.4 puntos porcentuales (5.4-6.8%) hasta más de 3 (4.0-7.3%).

⁶ Por otra parte, el empleo total y asalariado como proporción de la población en edad de trabajar se encuentra en niveles muy cercanos al promedio observado entre 1993 y 1997, cuando la economía crecía aceleradamente.

⁷ Este enfoque alternativo está siendo abordado en el BCCCh y requiere de un análisis detallado de la creación y destrucción de empleos y, en general, de la demanda de trabajadores, junto con el estudio de las características cuantitativas (participación) y cualitativas (características) de la fuerza de trabajo. Además, es necesario estudiar el proceso de encuentro entre la demanda y la oferta.

⁸ También se hicieron estimaciones, que no se incluyen aquí, con la tasa de desempleo de asalariados, construida en el BCCCh con datos microeconómicos del INE, y se usó el desempleo de Santiago medido por la Universidad de Chile.

⁹ En versiones anteriores de este trabajo, las pruebas de raíz unitaria Dickey-Fuller realizadas con datos hasta fines del 2006 permitían rechazar la hipótesis de raíz unitaria cuando el número de rezagos era escogido con base en los criterios de Schwarz, o de Hannan y Quinn, pero no cuando se usaba el criterio de Akaike (cuadro 1). Con los datos extendidos hasta fines del 2007, esto mismo no ocurre con el Dickey-Fuller tradicional, pero sí con la prueba Dickey-Fuller modificada por Elliot, Rotemberg y Stock, aunque al 10% de significancia, así como con la prueba KPSS.

CUADRO 1

Pruebas de Raíz Unitaria
 (series trimestrales 1985 2007)

Nivel	t-estadístico	Tendencia, rezagos, criterio	Valor crítico	
			1%	5%
LogIPCX1	-2.80	tr*=no, Rezago=1 DF_Ak	-3.51	-2.90
U	-2.31	tr=no, Rezago=1 DF_Ak	-3.51	-2.90
LogTCR	-2.33	tr=no, Rezago=7 DF_Ak	-3.51	-2.90
LogZ	-2.05	tr=no, Rezago=4 DF_Ak	-3.51	-2.90
LogY	-2.18	t=no, Rezago=1 DF_Ak	-3.51	-2.90
Diferencias				
d(LogIPCX1)	-2.34	tr=si, Rezago=1 DF_Ak	-4.06	-3.46
d(LogIPCX1)	-3.35	tr=si, Sch., H-Q (1985-2006)	-3.63	-3.07
d(LogIPCX1)	0.11	tr=si, KPSS	0.216	0.146
d(U)	-7.1	tr=no, Rezago=0 DF_Ak	-3.51	-2.90
d(LogTCR)	-7.45	tr=no, Rezago=0 DF_Sch., H-Q	-3.51	-2.90
d(LogZ)	-6.56	tr=no, Rezago=0 DF_Ak	-3.51	-2.90
d(LogY)	-7.47	tr=no, Rezago=0 DF_Ak	-3.51	-2.90

Fuente: Cálculos propios.
 *Se refiere a si el test incluye o no tendencia determinística.

tiene efecto sobre la *Nairu*, pues es la constante la que permite identificar la tasa natural de desempleo.

III. MÉTODO ESTADÍSTICO

A continuación se estima la *Nairu* con una técnica estadística conocida como método de componentes no observados o desconocidos. Si el PIB y el desempleo son afectados por un único tipo de *shock* económico, el uso de técnicas econométricas univariadas es lo más apropiado para identificar dicho *shock* y obtener su efecto sobre la dinámica de cada variable (Blanchard y Quah, 1989). Si lo más probable es que el PIB y el desempleo respondan simultáneamente a varios tipos de perturbaciones de la economía, lo adecuado es aprovechar la información contenida en ambas variables. Una forma de seguir este último enfoque para separar los componentes permanente y transitorio del producto fue propuesta por Clark (1987 y 1989) y presentada de manera sencilla por Kim y Nelson (1999). En este caso, se usan el PIB y el desempleo para encontrar en las dos series un componente de tendencia independiente y un componente cíclico o de fluctuaciones transitorias compartido por ambas.

Así, se parte del supuesto de que el producto y_t está compuesto por una tendencia h_t y por fluctuaciones cíclicas x_t , pero ambos son desconocidos:

$$y_t = h_t + x_t. \quad (1)$$

A su vez, el componente de tendencia sigue un camino aleatorio cuya constante o tendencia g_t también está sujeta a *shocks*:

$$h_t = g_t + h_{t-1} + \varepsilon_t^h. \quad (2)$$

En efecto, g_t también sigue un camino aleatorio:

$$g_t = g_{t-1} + \varepsilon_t^g. \quad (3)$$

El componente cíclico del PIB x_t sigue un proceso autorregresivo de orden 2:¹⁰

¹⁰ No es posible rechazar la hipótesis de raíz unitaria para el PIB. Además, un modelo AR2 es el que mejor aproxima el comportamiento de la parte cíclica del producto, obtenida con el filtro Hodrick-Prescott. Esto se considera evidencia que apoya la forma en que se modela el PIB en este caso.

$$x_t = \alpha_1 x_{t-1} + \alpha_2 x_{t-2} + \varepsilon_t^x. \quad (4)$$

Por otra parte, la serie del desempleo u_t también tiene una tendencia s_t y un componente cíclico c_t , que es similar al componente cíclico del PIB:

$$u_t = s_t + c_t \quad (5)$$

$$s_t = s_{t-1} + \varepsilon_t^s. \quad (6)$$

$$c_t = \phi_0 x_t + \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \varepsilon_t^c. \quad (7)$$

El componente transitorio es común a ambas series y podría interpretarse como un componente de demanda agregada. Por el contrario, las perturbaciones a la tendencia del PIB no tienen ningún efecto —ni siquiera transitorio— sobre el desempleo, lo que, de acuerdo con Blanchard y Quah (1989), limita los efectos dinámicos de las perturbaciones sobre el producto y el desempleo de una manera que es difícil de interpretar en términos de intuición económica. El anterior modelo puede representarse en forma de estado-espacio de la siguiente manera:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ u_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \phi_0 & \phi_1 & \phi_2 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_t \\ x_t \\ x_{t-1} \\ x_{t-2} \\ s_t \\ g_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ \varepsilon_t^c \end{bmatrix} \quad (8)$$

Ecuación de medida

Adicionalmente,

$$\begin{bmatrix} h_t \\ x_t \\ x_{t-1} \\ x_{t-2} \\ s_t \\ g_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & \alpha_0 & \alpha_1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{t-1} \\ x_{t-1} \\ x_{t-2} \\ x_{t-3} \\ s_{t-1} \\ g_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^h \\ \varepsilon_t^x \\ 0 \\ 0 \\ \varepsilon_t^s \\ \varepsilon_t^g \end{bmatrix} \quad (9)$$

Ecuación de transición

El sistema de ecuaciones en diferencia se soluciona mediante el uso del filtro de Kalman y así, cada una de las series se separa en los dos componentes desconocidos, ambos sujetos a perturbaciones estocásticas (Kim y Nelson, 1999).

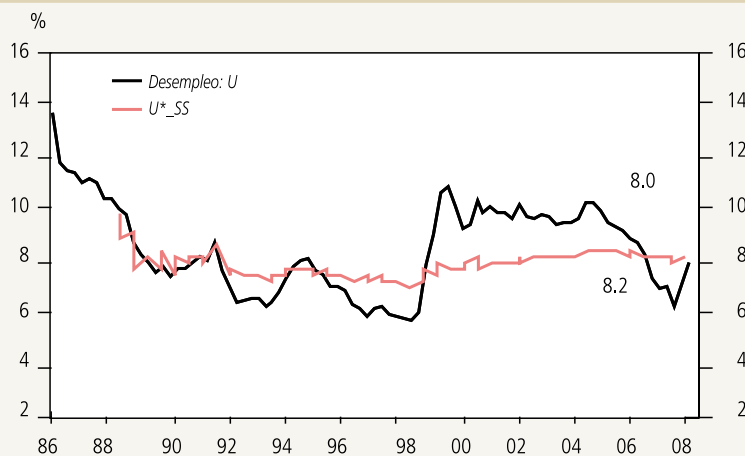
El desempleo de tendencia U^*_{SS} , obtenido mediante la estimación del anterior modelo con series trimestrales del PIB, excluyendo minería, electricidad, gas y agua (*PIBR*) y de desempleo desestacionalizado (U) es variable, y desde 1999 hasta 2006 estuvo por debajo del desempleo observado, a diferencia de lo que ocurrió en la mayor parte de los años noventa (gráfico 2).¹¹ El resultado para fines del 2007 es de 8.2%.

Cuando el desempleo cíclico, obtenido por el método anterior, se grafica junto con la inflación subyacente IPCX1, se observa una clara relación negativa entre

las dos variables, coherente con la existencia de una curva de Phillips en el corto plazo (gráfico 3).¹² En efecto, el coeficiente de correlación entre inflación y desempleo cíclico así obtenido es -0.5, y entre inflación cíclica y desempleo cíclico, -0.25. La correlación entre la brecha del desempleo y la brecha de inflación, construida con la meta del BCCh, es de -0.3. Cabe anotar que por el número de observaciones de la muestra (grados de libertad), una correlación de 0.19 o superior es significativa.

GRÁFICO 2

Desempleo Observado y de Tendencia



Fuente: INE y cálculos propios.

¹¹ En las estimaciones se utilizó el programa de Gauss facilitado por Kim y Nelson (1999).

¹² La brecha de desempleo se obtuvo restando la Nairu encontrada a la serie original del INE.

Dado que la relación de los componentes cíclicos del desempleo con la inflación y con la brecha de inflación es negativa, la brecha del desempleo podría servir como predictor de la inflación, en ausencia de *shocks* de oferta.¹³ A fines del 2007, el desempleo cíclico construido con la *Nairu* obtenida en esta sección, se encontraba en torno a su nivel de tendencia o de largo plazo (gráfico 4).

IV. LA NAIRU A PARTIR DE CURVAS DE PHILLIPS

En esta sección se realizan estimaciones tanto bajo los supuestos de que la *Nairu* es constante y de que es variable.

1. *Nairu* Constante (Staiger, Stock y Watson)¹⁴

Aquí se sigue el modelo “triangular” de Gordon (1982) y de Staiger, Stock y Watson (1997a, 1997b, 2001), y se estiman curvas de Phillips bajo el supuesto de que la *Nairu* es constante. En efecto, cuando se supone que la *Nairu* (U^*) es constante y que los errores (ε_t) no están correlacionados contemporáneamente con U_t , es posible deducir U^* de los coeficientes estimados en curvas de Phillips. La ecuación siguiente corresponde a una versión general de dicha curva de Phillips:

$$\pi_t = \alpha_0 + \Delta(L)(\pi_{t-1}) + \beta(L)U_t + \varphi(L)PIZ_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

donde PIZ es un vector de regresores que permite controlar por *shocks* de oferta que afecten la relación entre inflación y desempleo, y su construcción ya se describió en la segunda sección. El desempleo natural o *Nairu* es, en este caso:¹⁵

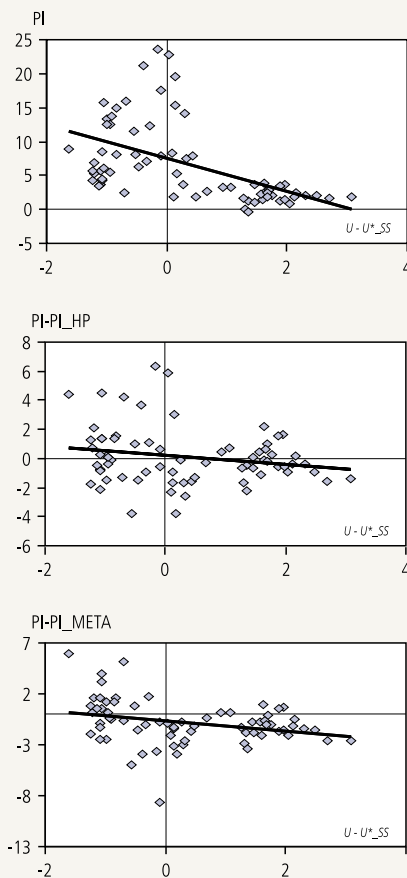
$$U^* = -\hat{\alpha}_0 / \beta(1) \text{ y además } \beta(1) = \sum_1^\infty \beta_i.$$

En la estimación de la ecuación (10) se usó la inflación IPCX1 como variable dependiente, pero después de extraerle la tendencia. Además se incluyeron PIZ y la variación del tipo de cambio real, ΔTCR . A estas últimas dos variables se les extrajo la media para que no influyeran en la constante, la cual es fundamental para obtener el desempleo natural. Los principales resultados se muestran en el cuadro 2.

Los rezagos del desempleo en conjunto son significativos en las regresiones. La *Nairu* obtenida es de 8.3%, y

GRÁFICO 3

Desempleo Cíclico a la SS e Inflación



Fuente: Cálculos propios.

U^*_SS desempleo *Nairu* obtenido con un modelo de estado espacio bivarido y el filtro de Kalman con datos trimestrales. El gráfico relaciona desempleo cíclico en t con inflación en $t+1$.

¹³ La brecha de inflación del panel central del gráfico 4 fue construida con el filtro Hodrick-Prescott, y la de la derecha consiste en la inflación menos la meta inflacionaria fijada por el BCCh.

¹⁴ Una estimación alternativa de curvas de Phillips se encuentra en Layard, Nickell y Jackman (1991), quienes desarrollan y estiman modelos de precios y salarios. Henao y Rojas (1998) estiman uno de estos modelos para Colombia.

¹⁵ En la ecuación (10) se supone que las expectativas se forman con base en una serie de rezagos distribuidos. La ecuación $\pi_t - \pi_{t-1} = \alpha_0 - \beta(u_t - u^*) + \varepsilon_t$ es una versión de (10) y un caso particular de una curva de Phillips con expectativas, $\pi_t - \pi_t^e = \alpha_0 - \beta(u_t - u^*) + \varepsilon_t$, en la que se supone una forma específica de formación de expectativas inflacionarias. Así, la inflación esperada es igual a la inflación pasada. Por tanto, la inflación sigue un camino aleatorio. Cuando la inflación es muy estable, este caso particular también es coherente con la hipótesis de expectativas adaptativas.

CUADRO 2

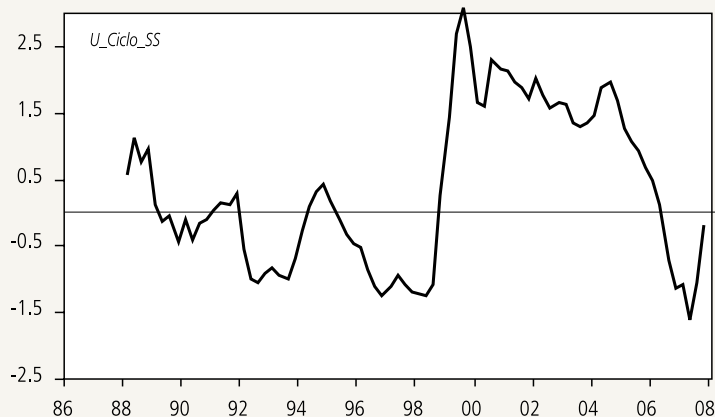
Estimación de *Nairu* con curvas de Phillips

Frecuencia datos Muestra efectiva Variable dependiente	Trimestral	
	1987:3-1999:1	1987:3-2007:4
	PI	PI
C	0.01 (2.48)	0.01 (2.48)
$\sum_1^5 \text{PI}(-i)$	0.58 (4.01)	0.47 (3.31)
$\sum_1^4 \text{U}(-i)$	-0.002 (-2.51)	-0.001 (2.39)
PIZ(-2)	0.05 (1.84)	0.04 (2.64)
PIZ(-8)	0.06 (2.60)	0.05 (3.51)
DTCR(-3)	0.07 (3.00)	0.03 (1.73)
R ² ajustado	0.56	0.47
D.W.	1.74	1.79
<i>Nairu</i>	7.9%	8.3%

Fuente: Cálculos propios.
Estadístico *t* entre paréntesis.

GRÁFICO 4

Desempleo Cíclico à la SS



Fuente: INE y cálculos propios.

cuando la regresión se estima con una muestra con datos hasta 1999, el resultado es 7.9%.

Además, se siguió la estrategia de Staiger, Stock y Watson (1997a) para construir un intervalo de confianza al 95%, con base en las estimaciones.

Dado que la *Nairu* es una función no lineal de los coeficientes de la regresión ($U^* = -\hat{\alpha}_0 / \sum_1^4 \beta_i$), para obtener el intervalo de confianza se obtuvo la suma de los errores al cuadrado (*ssr*) de la estimación de la ecuación (10). Luego se estimó múltiples veces la ecuación (11) pero cada vez se le impuso una *Nairu* diferente y se calculó el estadístico $F = [ssr(U^*(i)) - ssr(U^*_{-0})] / [ssr(U^*_{-0}) / \text{grados libertad}]$:

$$\pi_t = \Delta(L)(\pi_{t-1}) + \beta(L)(U_t - U^*(i)) + \varphi(L)Z_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

La curva que aparece en el gráfico 5 corresponde al estadístico *F* para cada valor usado como tasa natural de desempleo. La *Nairu*, $U^*(i)$, impuesta en cada estimación varía muy poco cada vez, de tal forma que la ecuación (11) se estima 250 veces con niveles de *Nairu* entre 4 y 13%, para así obtener una curva continua (suave) con los valores del estadístico *F* obtenidos e identificar un valor preciso de los límites del intervalo.

La línea horizontal del gráfico 5 muestra el valor crítico (3.84) del estadístico *F* al 5% para el número de grados de libertad de la ecuación (10). Los niveles de *Nairu* que generan un *F* menor que el valor crítico al 5% quedan incluidos dentro del intervalo. Es decir, la hipótesis nula de que la *Nairu* (U^*) corresponde a ese valor no se puede rechazar al 5%. En este caso, el nivel más probable de la *Nairu* es 8.3%. Sin embargo, con el 95% de confianza, la *Nairu* podría ser cualquiera de los valores de desempleo comprendidos en el intervalo entre 6.5% y 9.7%, para los cuales el estadístico *F* está por debajo del nivel crítico. En el

gráfico 6 aparecen el nivel del desempleo observado para toda la muestra, la tasa *Nairu* constante y su intervalo de confianza.

Una vez obtenida la *Nairu* constante, se calculó el desempleo cíclico y se construyeron gráficos tanto

de desempleo cíclico e inflación, como de desempleo cíclico y brechas de inflación (gráfico 7). De nuevo se aprecia una relación negativa entre desempleo cíclico e inflación, -0.36 , y entre brecha de desempleo y brechas de inflación, -0.3 y -0.32 , respectivamente. Al observar las fechas a las cuales corresponde cada punto del gráfico que aparece a la izquierda, se encuentra que los que están más lejos del origen son datos de los años ochenta, mientras la curva que se encuentra cerca del origen corresponde a los años noventa, a la izquierda, y a los años posteriores al 2000, a la derecha.

Aunque este enfoque permite obtener una *Nairu* constante, también se dividió la muestra en dos partes, y se procedió a realizar un cálculo similar de *Nairu* con datos hasta comienzos de 1999, cuando la economía crecía en forma acelerada. El cuadro 2 muestra un aumento de la estimación puntual de la *Nairu* cuando se usa todo el período. Sin embargo, desde una perspectiva estadística, el resultado no es significativamente diferente. Este tema no es menor, puesto que a raíz del alto nivel de desempleo observado a partir de 1999, algunos analistas han afirmado que después de 1998 hubo un cambio estructural en el mercado laboral y, según ellos, la alta persistencia del desempleo no se debe solo a la recesión, sino también a reformas laborales que han introducido rigideces al mercado del trabajo.¹⁶

2. *Nairu* Variable

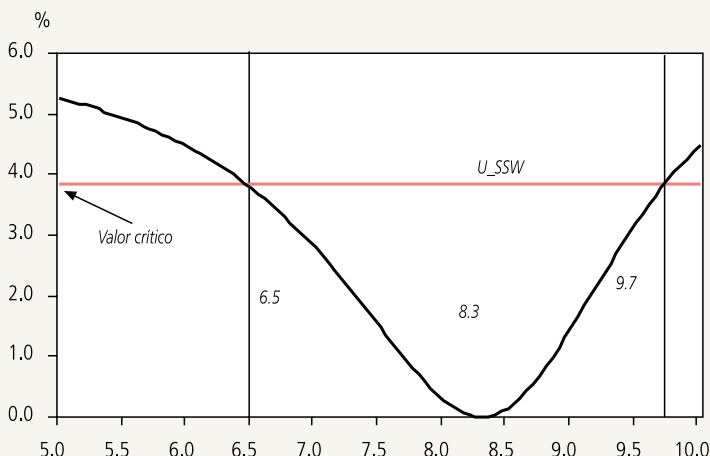
Se obtiene de varias formas una *Nairu* que varía en el tiempo.

Ball y Mankiw

El supuesto de una *Nairu* constante ha sido cuestionado con base en las fluctuaciones que esta ha tenido desde los años ochenta en EE.UU. Una manera simple de estimar una *Nairu* que varía en el tiempo es propuesta por Ball y Mankiw (2002). Cuando la curva de Phillips se expresa así: $\Delta\pi = -\beta U_t + \beta U_t^* + \varepsilon_t$, queda claro que

GRÁFICO 5

Intervalo de Confianza

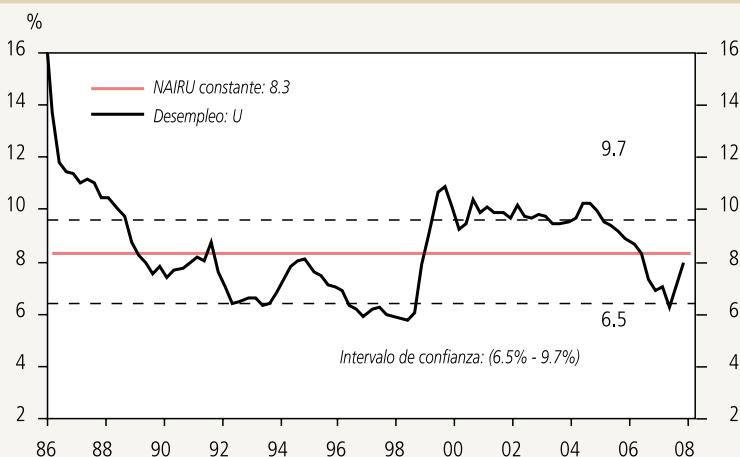


Fuente: Cálculos propios.

U^*_{SSW} : *NAIRU* à la Staiger, Stock y Watson con datos trimestrales.

GRÁFICO 6

Tasa de Desempleo y *NAIRU*

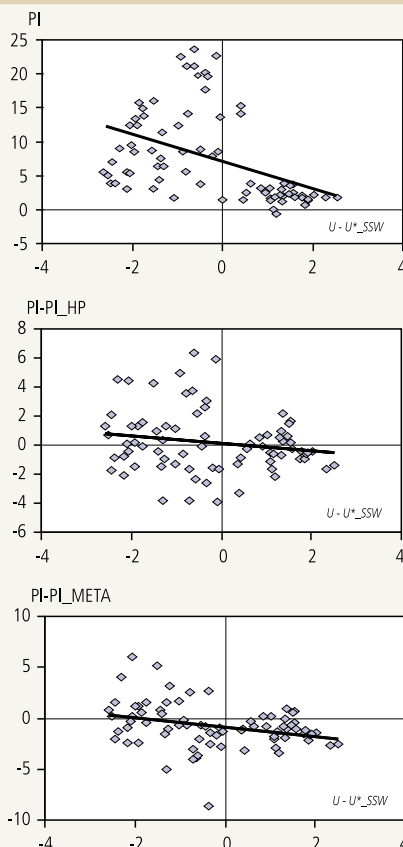


Fuente: INE y cálculos propios con datos trimestrales.

al estimar una regresión del cambio en la inflación contra el desempleo, el término de error incluirá tanto

¹⁶ Por otro lado, en línea con los argumentos keynesianos, Gali (2005) sostiene que apoyarse solo en una mayor flexibilidad laboral se traduciría en una reducción del mark-up salarial y en mayores márgenes para las empresas, sin que necesariamente se restaurara el pleno empleo. En efecto, dado que los mercados no son competitivos y las firmas perciben que la demanda por sus productos no es perfectamente elástica, para reducir el desempleo se requiere del impulso apropiado de las políticas fiscal y monetaria para que la flexibilización del salario esté acompañada de una mayor actividad económica, aumentos de la tasa marginal de sustitución y un menor producto marginal del trabajo.

GRÁFICO 7

Desempleo Cíclico a la SSW e Inflación^a

Fuente: Cálculos propios.

a. El gráfico relaciona el desempleo cíclico en t con la inflación en $t+1$, con datos mensuales.

la *Nairu* (U^*) como el error proveniente de *shocks* de oferta ($v = \beta U_t^* + \varepsilon_t$). Por tanto, los mencionados autores despejan U^* de la siguiente forma:

$$(U_t^* + \varepsilon_t / \beta) = U_t + (\pi - \pi^e) / \beta \quad (12)$$

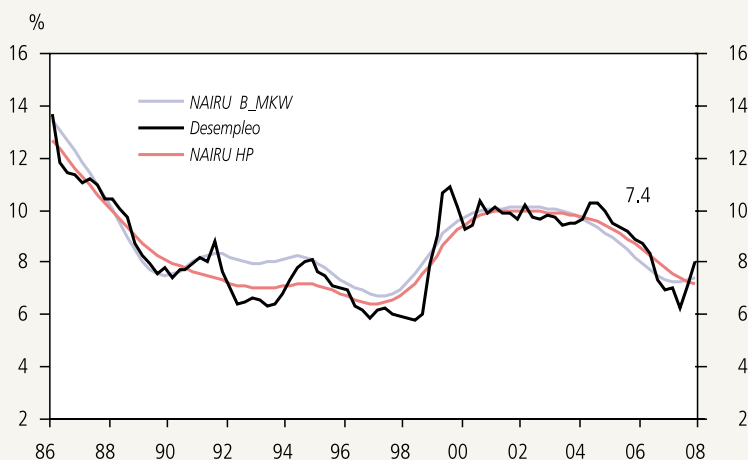
Con el fin de separar la tasa de desempleo de tendencia o *Nairu* (U^*), incluida en el componente de la izquierda de la ecuación (12), se aplica el filtro Hodrick-Prescott a $U_t^* + \varepsilon_t / \beta$, bajo el supuesto de que U^* corresponde a una tendencia de largo plazo que se mueve suavemente, mientras ε_t / β está asociado a los cambios de corto plazo.

Aparte de movimientos relacionados con cambios estructurales en el mercado de trabajo, estos autores afirman que las fluctuaciones de la *Nairu* están relacionadas con cambios de la tasa de crecimiento de la productividad, en un mundo donde las aspiraciones salariales cambian lentamente. Así, cuando el crecimiento de la productividad se desacelera y las aspiraciones salariales ceden lentamente a la nueva realidad, la *Nairu* aumenta por un tiempo. Por el contrario, si las aspiraciones salariales ya están adaptadas a un menor crecimiento después de un período de recesión o de menor dinamismo de la productividad, y esta empieza a crecer con más rapidez, la *Nairu* experimentará una disminución transitoria. Este argumento es compatible con la

tesis sobre posibles efectos de corto plazo de la productividad en el nivel de desempleo natural defendida por Blanchard y Katz (1997, 1999) y que está descrita en la introducción. El concepto de aspiraciones salariales puede asimilarse al de salario de reserva, el cual también se ve afectado por el crecimiento de la productividad y por variables institucionales, incluido el seguro de desempleo, además del hábito o lo que se considera “justo”.

La *Nairu* obtenida a la Ball y Mankiw (B_MKW) durante los noventa tiene un nivel superior a la tendencia del desempleo que se obtiene con el filtro Hodrick-Prescott y a la serie de desempleo original (gráfico 8). Al final del 2007, se obtiene un valor de 7.4%

GRÁFICO 8

Desempleo y *Nairu* a la Ball-Mankiw

Fuente: Cálculos propios.

para la *Nairu* B_{MKW} . Como es de esperarse, en este caso también existe una correlación negativa entre desempleo cíclico e inflación (gráfico 9). La correlación entre brecha de desempleo e inflación es -0.2; entre brecha de desempleo y las brechas de inflación (construidas con su tendencia HP y con la meta) es -0.2 y 0.3, respectivamente.

Muestra móvil

Gordon (1997) y Staiger, Stock y Watson (1997b) proponen métodos alternativos para obtener una *Nairu* que varía en el tiempo. Por ejemplo, a partir de la estimación de una curva de Phillips con coeficientes variables:¹⁷

$$\pi_t = \alpha_0 + \Delta(L)(\pi_{t-1}) + \beta(L)(U_t + \varphi(L)Z_t) + \varepsilon_t \quad (13)$$

donde la “constante” α_0 es variable.

Aquí se decidió usar un procedimiento que consiste en estimar regresiones con muestras móviles (*rolling*). El inicio de la muestra es fijo y cada vez que se agrega una observación a la muestra se estima de nuevo la misma regresión y se calcula la *Nairu* de manera similar a como se hizo en la sección IV.1, pero en este caso específico con un rezago: $U^* = -\alpha_0 / \sum_{i=1}^2 \beta_i$. El resultado obtenido con esta estrategia es una *Nairu* de 8.3% y muy estable, similar al obtenido en la sección IV.1 (gráfico 10).

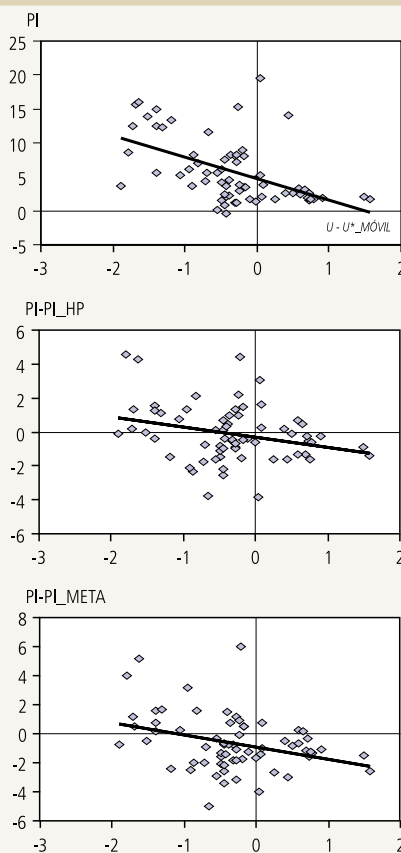
El gráfico 11 muestra que, con esta estimación de la *Nairu*, también se encuentra una relación negativa entre brecha del desempleo e inflación y entre brecha del desempleo y brechas inflacionarias. En este caso, la correlación negativa de la brecha de desempleo con la inflación y con la brecha de inflación es -0.8 y -0.14, respectivamente. Además, la correlación de la brecha de desempleo con la diferencia entre inflación e inflación meta es de -0.3.

Vector autorregresivo estructural

El último método utilizado para encontrar una tendencia permanente del desempleo es el de vectores autorregresivos (VAR). El objetivo es aprovechar la estrategia ideada por Blanchard y Quah (1989), ya citada, para descomponer el desempleo en una parte permanente (*Nairu*) y otra cíclica. En su trabajo, Blanchard y Quah identifican *shocks* de oferta y de demanda. Posteriormente, Clarida y Galí

GRÁFICO 9

Desempleo Cíclico a la Ball-Mankiw e Inflación^a



Fuente: Cálculos propios.

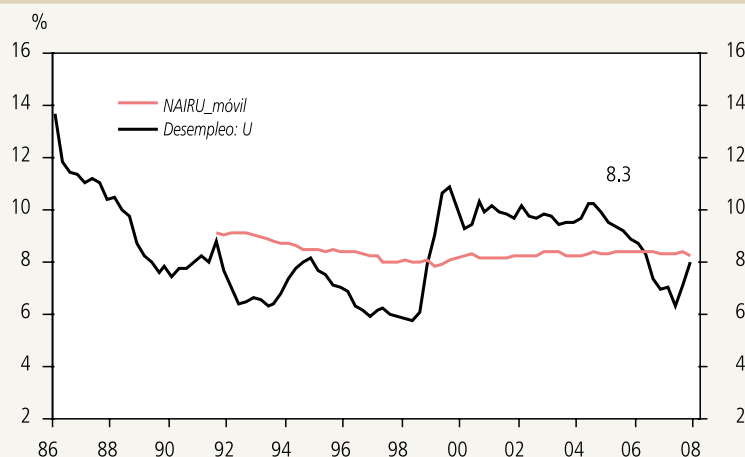
a. Datos mensuales.

El gráfico relaciona desempleo cíclico en t con inflación en $t+2$.

(1994), con una estrategia similar y tres variables, también identifican los *shocks* de oferta pero además descomponen los de demanda en *shocks* de gasto (reales) y *shocks* monetarios. El presente ejercicio es el complemento del trabajo de Clarida y Galí, porque aquí se descomponen los *shocks* de oferta en *shocks directos* al mercado de trabajo y *shocks* de productividad o tecnológicos, además de identificar los *shocks* de demanda (sin desagregarlos).

En consecuencia, se supuso la existencia de tres tipos de *shocks* estructurales no correlacionados

¹⁷ Una estimación no lineal de *Nairu* se encuentra en Clark y Laxton (1997) y en Gómez y Julio (2000).

Nairu Variable

Fuente: Cálculos propios.

entre sí, a los cuales se les da una interpretación económica. Los dos primeros *shocks* pueden entenderse como dos tipos de perturbaciones de oferta, pero el primero está directamente relacionado con la estructura del mercado del trabajo, que tiene un efecto duradero en la tasa de desempleo y, por tanto, también en el PIB. El *shock* de productividad o tecnológico también tiene un efecto permanente en el producto, pero solo transitorio en el desempleo. Por último, el *shock* de demanda agregada solo tiene efectos transitorios en las dos variables anteriores, y ninguno de

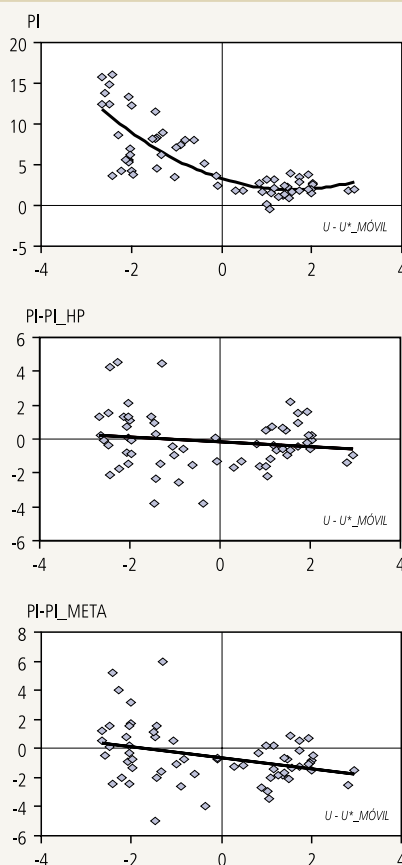
los *shocks* anteriores tiene efectos permanentes en la inflación.

El *shock* de demanda debería tener un efecto transitorio opuesto en el desempleo y el producto, como se mencionó en la introducción. Por el contrario, al igual que en Blanchard y Quah (1989) y en Galí y Rabanal (2004), el *shock* positivo de productividad generaría un aumento permanente en el PIB y transitorio en el desempleo, debido a las regideces de precios que impiden que estos caigan y que la demanda agregada crezca lo suficiente para absorber el aumento de la capacidad productiva.

Las perturbaciones de demanda podrían tener efectos de largo plazo en el crecimiento, si hubiera rendimientos crecientes, o aprendizaje con la experiencia o un *shock* de política fiscal que afectara la tasa de ahorro y el stock de capital en el largo plazo. Sin embargo, la estrategia de identificación de los *shocks à la* Blanchard-Quah seguida en este trabajo supone que estos efectos son despreciables en relación con el efecto que tienen los *shocks* de oferta en el caso del PIB y los *shocks* a la *Nairu* en el caso del desempleo.

A partir de la estimación del VAR, es posible construir un componente permanente del desempleo, el cual incluye solo los efectos de los *shocks* a la *Nairu*, si las perturbaciones de oferta y demanda se hacen iguales a cero. El componente cíclico del desempleo se obtiene al imponer un valor de cero para el *shock Nairu*. Es decir, se elimina el *shock* que tiene efectos duraderos en el mercado de trabajo.

GRÁFICO 11

Desempleo Cíclico con Muestra Móvil e Inflación

Fuente: Cálculos propios.

El gráfico relaciona desempleo cíclico en t con inflación en $t+3$.

Estimación

Mientras que en el trabajo original, Blanchard y Quah usan la tasa de crecimiento del producto (Δy) y la tasa de desempleo, después de quitarle una tendencia lineal, en el presente ejercicio se usaron la variación del desempleo total desestacionalizado (Δu), el crecimiento del PIB (Δy) y la inflación (π), después de extraerle la tendencia.¹⁸ Por tanto, en la estimación se permite una suerte de histéresis en el desempleo, pero solo en presencia del primer tipo de *shock*, que aquí se interpreta como un *shock* directo al mercado de trabajo o a la *Nairu* (King y Morley, 2007). Cabe resaltar que cuando el modelo se estima con el desempleo en niveles, en los impulsos respuesta se aprecia claramente que el modelo no converge.

De acuerdo con lo descrito en los párrafos anteriores, al estimar el VAR se impone que sea nulo el efecto acumulado sobre el desempleo de los últimos dos *shocks*, así como el efecto de los *shocks* de demanda sobre el PIB: $C_{12}(1) = C_{13}(1) = C_{23}(1) = 0$.

$$\begin{bmatrix} \Delta U_t \\ \Delta Y_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11}(1) & 0 & 0 \\ C_{21}(1) & C_{22}(1) & 0 \\ C_{31}(1) & C_{32}(1) & C_{33}(1) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^n \\ \varepsilon_t^s \\ \varepsilon_t^d \end{bmatrix},$$

$$\text{donde } C_{i,j}(1) = \sum_{k=0}^{\infty} c_{i,j}(k) \varepsilon_{t-k}^j.$$

Es decir, se imponen restricciones sobre la matriz de largo plazo, mientras que la de corto plazo se determina libremente de manera endógena. Dado que en la identificación adoptada tanto el *shock* de productividad (que tiene un efecto permanente sobre el producto pero no sobre el desempleo) como el *shock* de demanda tienen efectos de corto plazo sobre el desempleo, esta incorpora la posible existencia de una curva de Phillips.

Los impulsos-respuesta obtenidos con la estimación coinciden con la intuición económica (gráfico 12).¹⁹ Un *shock* que eleva la tasa natural de desempleo tiene un efecto negativo en el producto y positivo en la inflación. Además, un *shock* de productividad aumenta transitoriamente el desempleo, como encuentran Blanchard y Quah

(1989) y Galí y Rabanal (2004), debido a que los precios no disminuyen lo suficiente, por ser rígidos, e impiden que la demanda agregada crezca en la proporción requerida para absorber la mayor capacidad productiva. Por último, un *shock* de demanda reduce el desempleo, aumenta el producto y aumenta la inflación, de manera coherente con la intuición económica y con la existencia de una curva de Phillips en el corto plazo.²⁰

Los cambios permanentes en $\{u_t\}$ se obtienen calculando la suma: $\Delta U_t = \sum_{k=0}^{\infty} c_{11}(k) \varepsilon_{t-k}^n$. Es decir, a partir de la estimación de la forma reducida, es necesario (gracias a las restricciones impuestas) obtener tanto los coeficientes estructurales como los *shocks* estructurales o puros. Para obtener la serie de la *Nairu* en niveles, se debe hacer un supuesto adicional sobre el nivel que esta tenía en algún momento del tiempo. En este caso en particular, se supuso el nivel necesario para que la *Nairu* obtenida con este método coincidiera con el desempleo promedio de 1994, puesto que se considera un período en que la economía se encontraba cerca del equilibrio, y a partir de ahí se acumularon los cambios obtenidos con la suma anterior. El nivel que resulta para la *Nairu* en el último trimestre del 2007 es de 8.0%. En el gráfico 13 se muestra el desempleo (U) con la serie *Nairu* obtenida con el VAR.

La serie de desempleo cíclico calculada coincide en términos generales con el comportamiento cíclico mostrado por la economía chilena. En el gráfico 14 es evidente que existe una relación negativa entre brecha de desempleo e inflación y entre brecha

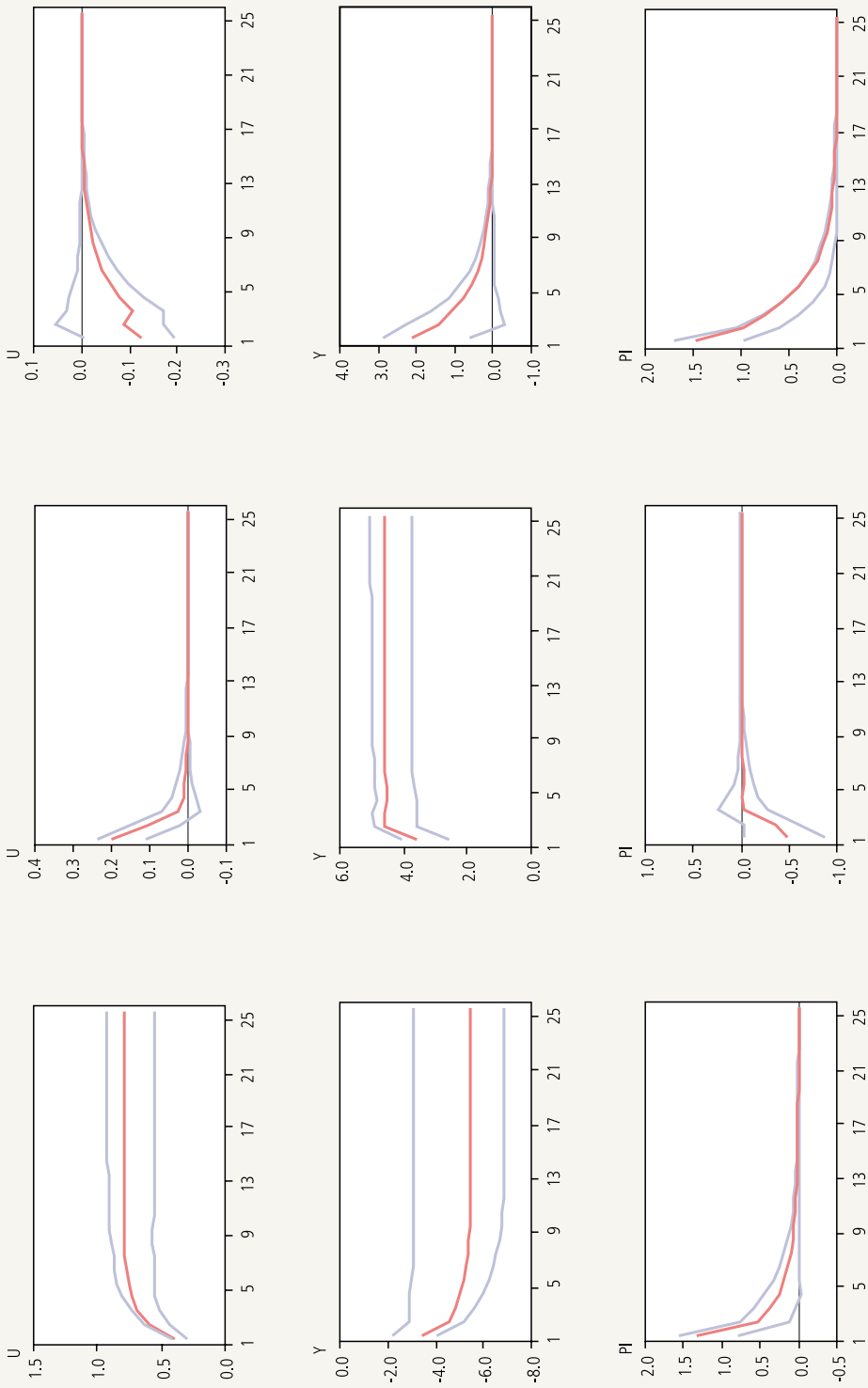
¹⁸ Cabe observar que, en esta estimación, el desempleo se comporta como un camino aleatorio sin tendencia y entonces los *shocks* que este recibe tienen efectos permanentes (histéresis). Aunque esto es discutible porque el desempleo no puede crecer o decrecer en forma indefinida, en la práctica no es posible rechazar la hipótesis de raíz unitaria para el desempleo en Chile (cuadro 1). Ejemplos donde también se trabaja con el desempleo en primeras diferencias se encuentran en Balmaseda, Dolado y López-Salido (2000), King y Morley (2007) y Laubach, (2001) entre otros. En Fair (2000) se muestra que esta serie es muy persistente en varios países.

¹⁹ Los intervalos de confianza se obtuvieron con un ejercicio de bootstrap de 500 replicaciones.

²⁰ También se estimó un vector autorregresivo con cuatro variables, incluido el tipo de cambio real. El resultado encontrado para la *Nairu* no cambia significativamente.

GRÁFICO 12

Impulsos-Respuesta



Fuente: Cálculos propios.

de desempleo y brecha de inflación. El coeficiente de correlación entre la brecha de desempleo y la inflación es de -0.25 y de la brecha de desempleo con las brechas de inflación calculadas con tendencia y con la meta es de -0.34 y de -0.25, respectivamente. En otras palabras, existe una curva de Phillips en el corto plazo.

V. RESUMEN Y CONCLUSIONES

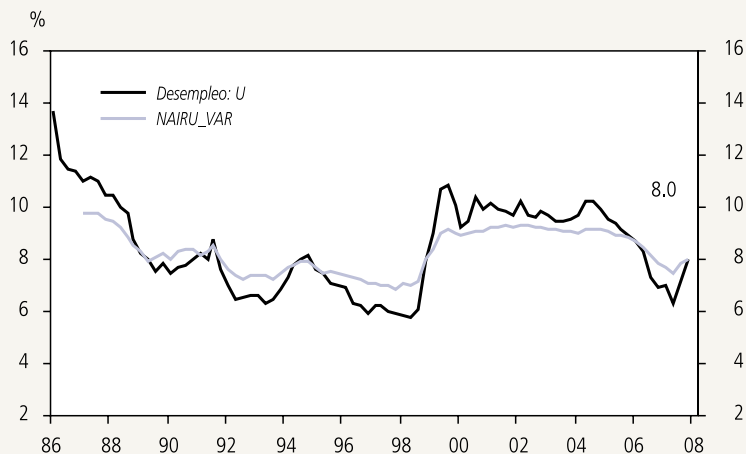
En este artículo se muestra un conjunto de estimaciones de la tasa de desempleo que no acelera la inflación (*Nairu*) para Chile. La medición de la *Nairu* permite construir la brecha de desempleo que es parte del conjunto de indicadores analizados en numerosos bancos centrales para construir la proyección de inflación en el mediano plazo. Cabe resaltar que **la *Nairu* no es constante**, sino que puede variar y está relacionada tanto con condiciones estructurales del mercado laboral (competitividad, flexibilidad y movilidad) como con factores cíclicos, es decir, con *shocks* macroeconómicos.

Los métodos utilizados para estimar la tasa natural de desempleo surgen de una revisión de la literatura reciente sobre el tema. El primer ejercicio es puramente estadístico y encuentra los componentes de tendencia y ciclo del PIB y el desempleo con un modelo de componentes no observados. Otras estimaciones de la *Nairu* (U^*) se realizan a partir de curvas de Phillips, tanto bajo supuestos de que la *Nairu* es constante como de que es variable. Se obtuvo una medida de *Nairu* a partir de una estimación de un vector autorregresivo estructural, en el que se considera que varios factores de oferta y demanda pueden afectarla, al afectar la relación entre inflación y desempleo.

Los resultados obtenidos para la estimación puntual de la *Nairu* indican que esta se ubica actualmente entre 7.4 y 8.3% (gráfico 15 y cuadro 3). El intervalo de confianza es relativamente amplio y puede incluir valores entre 6.5 y 9.7%, lo que da cuenta de la gran incertidumbre que hay sobre su valor preciso. Dicha tasa de desempleo natural o *Nairu* se considera alta

GRÁFICO 13

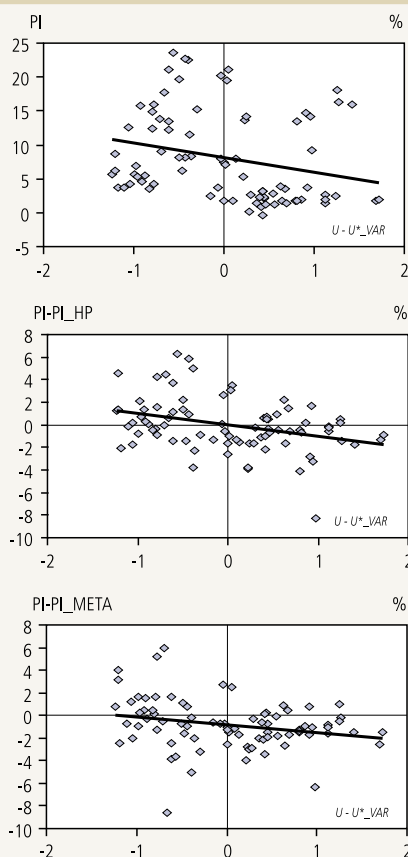
Tasa de Desempleo y *Nairu*-VAR



Fuente: Cálculos propios.

GRÁFICO 14

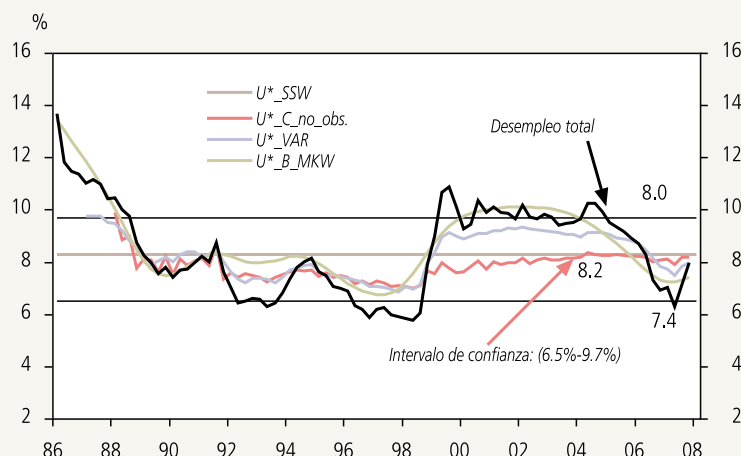
Desempleo Cíclico con VAR e Inflación^a



Fuente: Cálculos propios.

a. El gráfico relaciona desempleo en t e inflación en $t+2$.

Resumen de los Resultados



Fuente: Cálculos propios.

CUADRO 3

Nairu: resultados 2007:4

Método	Nairu	Período efectivo
Métodos estadísticos		
Componentes no observados	8.2%	1988:3-2007:4 tr
Curvas de Phillips		
Nairu constante		
Staiger, Stock y Watson	8.3% Intervalo (6.5-9.7)	1987:2-2007:4 tr
Nairu Variable		
Ball y Mankiw	7.4%	1986:2-2007: 12m
Muestra móvil	8.3%	1987:2-2007:4 tr
VAR estructural	8.0%	1986:1-2007:4 tr

Fuente: Cálculos propios.

si se compara con la estimada para EE.UU. No obstante, es importante resaltar que en los últimos veinte años, la tasa de desempleo solo se ha acercado excepcionalmente a 6% y en momentos en que la economía estaba probablemente creciendo a tasas insostenibles por ser demasiado altas.

En todos los casos se encuentra una relación negativa y significativa entre desempleo cíclico e inflación y entre desempleo cíclico y brecha de inflación. Esto es coherente con la existencia de una curva de Phillips en el corto plazo, y abre la posibilidad de que la brecha de desempleo pueda servir como predictor de la inflación. En efecto, con

cada una de las brechas de desempleo se rechaza la hipótesis de que esta no causa la inflación, es decir, la causa a la Granger.²¹ Dada la relevancia del nivel de la tasa natural de desempleo, sería útil profundizar en la identificación de las variables que la afectan y estimar su importancia cuantitativa, pero eso va más allá del alcance de este trabajo.

REFERENCIAS

- Ball, L y G. Mankiw (2002). "The Nairu in Theory and Practice" *Journal of Economic Perspectives* 16(4): 115-36.
- Ball, L y R. Moffitt (2001). "Productivity Growth and the Phillips Curve." Mimeo, Johns Hopkins University.
- Balmaseda, M., J. Dolado y J.D. López-Salido (2000). "The Dynamic Effects of Shocks to Labour Markets: Evidence from OECD Countries." *Oxford Economic Papers* 52: 3-23.
- Blanchard, O. y L. Katz (1997). "What We Know and Do Not Know about the Natural Rate of Unemployment." *Journal of Economic Perspectives* 11(1): 51-72.
- Blanchard, O. y L. Katz (1999). "Wage Dynamics: Reconciling Theory and Evidence." *American Economic Review* 89(2): 69-74.
- Blanchard, O y D. Quah (1989). "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances." *American Economic Review* 79(4):655-73.

Clarida, R. y J. Galí (1994). "Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important are Nominal Shocks?" *Carnegie-Rochester Series on Public Policy* 41: 1-56.

Clark, P. (1987). "The Cyclical Component of US Economic Activity." *Quarterly Journal of Economics* 102: 797-814.

²¹ Sin embargo, cuando se hace la prueba de Granger entre las diferentes brechas de desempleo y las brechas de inflación, los resultados son mixtos: una de las medidas de brecha de desempleo causa las dos medidas de brecha de inflación, pero en otros casos la causalidad va en la dirección opuesta o ninguna de las variables causa la otra. Esto puede deberse a que las medidas de brecha de inflación no son adecuadas. Por ejemplo, cuando se usa el filtro Hodrick-Prescott, la tendencia se mueve con la inflación y, aunque la brecha del desempleo explica la inflación, no explica la brecha entre inflación y la serie filtrada.

- Clark, P. (1989). "Trend Reversion in Real Output and Unemployment." *Journal of Econometrics* 40:15-32.
- Clark, P. y D. Laxton (1997). "Phillips Curves, Phillips Lines and the Unemployment Costs of Overheating." IMF-WP 97-17.
- Fair, R. (2000). "Testing the *Nairu* Model for de United States." *Review of Economics and Statistics* 82(1): 64-71.
- Friedman, M. (1968). "The Role of Monetary Policy." *American Economic Review* 58: 1-17.
- Galí, J. (2005). "Modern Perspectives on Fiscal Stabilization Policies." CESifo Economic Studies 51(4): 587-99.
- Galí, J. y P. Rabanal (2004). "Technology Shocks and Aggregate Fluctuations: How Well Does the RBC Model Fit Postwar US Data?" *NBER Macroeconomics Annual*.
- Gómez, J. y J.M. Julio (2000). "An Estimation of the Nonlinear Phillips Curve in Colombia." Borradores de Economía N°160, Banco de la República de Colombia.
- Gordon, R. (1982). "Inflation, Flexible Exchange Rates and the Natural Rate of Unemployment." En *Workers, Jobs and Inflation*, editado por H. König. Washington, DC, EE.UU.: Brookings Institution.
- Gordon, R. (1997). "The Time-Varying *Nairu* and its Implications for Economic Policy." *Journal of Economic Perspectives* 11(1):11-32.
- Henao, M.L. y N. Rojas (1998). "La Tasa Natural de Desempleo en Colombia" Archivos de Macroeconomía N°89, Departamento Nacional de Planeación de Colombia.
- Kim, C. y C. Nelson (1999) *State-Space Models with Regime Switching*. Cambridge, MA, EE.UU.: MIT Press.
- King, M. (1998). "Employment Policy Institute's Fourth Annual Lecture." *The Bank of England Quarterly Bulletin* (noviembre): 434-42.
- King, T y J. Morley (2007). "In Search of the Natural Rate of Unemployment." *Journal of Monetary Economics* 54(2): 550-64.
- King, R. y M. Watson (1994). "The Postwar U.S. Phillips Curve: A Revisionist Econometric History." *Carnegie-Rochester Conference on Public Policy* 41: 157-219.
- Laubach (2001). "Measuring The *Nairu*: Evidence From Seven Economies." *Review of Economic Studies* 83(2); 218-31.
- Layard, R., S. Nickell y S. Jackman (1991). *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labor Market*. Oxford University Press.
- Modigliani, F. y L. Papademos (1975). "Targets for Monetary Policy in the Coming Year." *Brookings Papers on Economic Activity* 1:141-63.
- Phelps, E. (1968). "Money-Wage Dynamics and Labor Market Equilibrium." *Journal of Political Economy* 76: 678-711.
- Staiger, D., J. Stock y M. Watson (1997a). "How Precise Are Estimates of the Natural Rate of Unemployment?" En *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, editado por C. Romer y D. Romer. Chicago, IL, EE.UU.: University of Chicago Press.
- Staiger, D., J. Stock y M. Watson (1997b). "*Nairu*, Unemployment and Monetary Policy." *Journal of Economic Perspectives* 11(1): 33-49.
- Staiger, D., J. Stock y M. Watson (2001). "Prices, Wages and the US *Nairu* in the 1990s." En: *The Roaring '90s: Can Full Employment Be Sustained?*, editado por A.B. Krueger y R. Solow. New York, N.Y.: Russell Sage and Century Fund.
- Tobin, J. (1980). "Stabilization Policy Ten Years After." *Brookings Papers on Economic Activity* 1:19-71.

LA TASA DE INTERÉS NEUTRAL: ESTIMACIONES PARA CHILE*

Rodrigo Fuentes S.**
Fabián Gredig U.

I. INTRODUCCIÓN

Después de un período de bajas tasas de interés hasta mediados de 1994, se observó en el mundo un proceso de normalización. Los bancos centrales han venido aumentando su tasa de política monetaria en aras de alcanzar el nivel de lo que podríamos considerar una tasa de interés real neutral (TIRN). Chile no ha sido la excepción. Desde el segundo semestre del 2004, el Banco Central de Chile (BCCh) ha aumentado sostenidamente su tasa de política monetaria (con la excepción de enero del 2007 en que la recortó en 25 puntos base) luego de un período en que la llevó a mínimos históricos. A partir del segundo semestre del 2007, por efecto de la crisis hipotecaria *subprime* en EE.UU., este ciclo fue interrumpido, poniendo una pausa al período de aumento de tasas. Sin embargo, la creciente espiral inflacionaria a raíz del incremento en los precios de materias primas y alimentos ha aumentado la probabilidad de un nuevo ciclo de aumentos en las tasas de interés en el mundo.

En Chile, el proceso de alzas de tasas se detuvo en enero del 2008, pero se aplicó un nuevo aumento en junio del 2008 con alta probabilidad de nuevas alzas el resto del año. A pesar de que el movimiento hacia una tasa de interés neutral ha formado parte de muchos discursos de los gobernadores de bancos centrales alrededor del mundo, el concepto de la TIRN continúa en debate y aún hay poco conocimiento respecto de su nivel exacto.

La TIRN es un parámetro clave para medir qué tan expansiva es la política monetaria. En este sentido, se podría definir como la tasa de interés que es coherente con el nivel de inflación que está

alineado con la meta de inflación del banco central, ya sea implícita o explícita. El Banco Central Europeo (BCE), por ejemplo, ha definido la TIRN como “la tasa de interés real a corto plazo que es consistente en el largo plazo [...] con el producto en su nivel potencial y una tasa de inflación estable”.¹ En el contexto de los modelos nekeynesianos de equilibrio general, la TIRN se define como “el nivel de la tasa de interés real que prevalecería en equilibrio bajo la ausencia de rigideces nominales” (Galí, 2003). Otra definición considera la TIRN como la tasa de interés de estado estacionario, es decir, aquella que es coherente con una senda de crecimiento balanceado.

A pesar de la imprecisión del concepto de la tasa neutral y las dificultades para medirla, se considera una en la conducción actual de la política monetaria. Por ello, existen diferentes metodologías, basadas en una variedad de modelos teóricos y enfoques empíricos, para determinar el valor de la TIRN.² El objetivo de este documento es estimar el nivel de la tasa de interés neutral para Chile, a partir de los diferentes métodos existentes en la literatura.

Calderón y Gallego (2002) realizan un primer intento para calcular la tasa de interés neutral para Chile utilizando diferentes métodos. Algunos de ellos se utilizan en este documento y otros han sido modificados ligeramente a partir de la teoría económica y la disponibilidad de nuevos métodos. Hacia el año 2002, el principal resultado de dicho

* Agradecemos a Rómulo Chumacero, Juan Pablo Medina, Klaus Schmidt-Hebbel, Rodrigo Valdés y participantes de los seminarios internos y abiertos en el Banco Central de Chile por las discusiones sostenidas, que fueron de gran ayuda.

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

¹ Banco Central Europeo (2004).

² Para una revisión más detallada del conjunto de métodos existentes para medir la tasa de interés natural, véase Giammarioli y Valla (2004).

estudio era que la tasa de interés neutral estaba disminuyendo y, por lo tanto, la reducción de la tasa de política monetaria era coherente con la disminución de la TIRN.

Las metodologías que se utilizan en el presente estudio se agrupan en tres categorías: TIRN estimada a base de modelos teóricos, TIRN medida a partir de los precios de los activos financieros y TIRN estimada sobre la base de un modelo macroeconómico semiestructural. En el primer grupo trabajamos con dos modelos. El primero es un modelo tradicional de consumo, con el cual se estima la tasa libre de riesgo para Chile. El segundo se basa en la condición de paridad descubierta de tasas de interés en una economía pequeña y abierta. En el segundo grupo seguimos dos enfoques. En primer lugar, estimamos la tasa de interés *forward* a mediano plazo que está implícita en los bonos indexados del Banco Central de Chile (Bomfim, 2001). El segundo enfoque estima la tasa de interés implícita en un modelo estado-espacio que asume la existencia de una tasa estocástica común y un premio por riesgo entre los retornos de bonos nominales a corto y mediano plazo (Basdevant et al., 2004). Finalmente, en el tercer grupo calculamos la TIRN implícita en un modelo semiestructural con componentes no observados, utilizando el algoritmo del filtro de Kalman. Este método permite el cálculo conjunto de la TIRN y la brecha de producto (Laubach y Williams, 2003).

Anticipando el principal resultado de este trabajo, es interesante notar que la aplicación de distintos métodos produce resultados muy similares. Según las distintas versiones, la TIRN, estimada con datos hasta el cuarto trimestre del 2007, estaría en un rango entre 2.1% y 3.5%. En cada modelo es posible observar una tendencia a la baja de la TIRN. Este resultado es posible de encontrar en muchos estudios realizados alrededor del mundo. En comparación con otros países, las estimaciones actuales para la TIRN sitúan su nivel en 2.5% en Estados Unidos y Europa.³

El presente documento continúa de la siguiente forma. La sección II deriva la tasa de interés neutral a partir de la teoría económica, utilizando un marco tanto de economía cerrada como de economía abierta. La sección III presenta estimaciones de la TIRN a partir de instrumentos financieros. La

sección IV ofrece estimaciones a partir de un filtro estadístico multivariado (modelo semiestructural) y la sección V presenta las conclusiones.

II. DERIVACIÓN DE LA TASA DE INTERÉS NEUTRAL A PARTIR DE LA TEORÍA ECONÓMICA

En esta sección analizamos la TIRN a partir de dos paradigmas: el modelo basado en el consumo, y la paridad internacional de tasas de interés. El primer modelo resulta útil para entender la tasa de interés en un escenario de equilibrio general basado en el modelo de los árboles de Lucas (1978). El segundo enfoque supone una economía abierta en términos financieros para la cual se cumple la paridad descubierta de tasas.

1. Tasa de Interés Real Derivada de un Modelo Basado en el Consumo

El modelo tradicional para la tasa de interés real derivada de un modelo de consumo intertemporal de una economía cerrada (Cochrane, 2001), se caracteriza por un agente representativo que vive en una economía de dotación y maximiza su utilidad intertemporal. El individuo posee un activo (A_t) que paga rendimientos brutos R_t . En este modelo, el problema del consumidor es el siguiente:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t),$$

sujo a

$$A_{t+1} = R_t(A_t + y_t - c_t),$$

donde c_t es consumo en el período t , β es el factor de descuento subjetivo, y_t es la dotación de recursos en t , la cual no puede almacenarse, y $u(\cdot)$ es una función de utilidad con $u' > 0$ y $u'' < 0$. La condición de primer orden para el agente representativo establece que, en equilibrio $c_t = y_t$, el retorno del activo es igual al factor de descuento estocástico.

³ El apéndice de este trabajo presenta un cuadro resumen de los estudios empíricos internacionales de la TIRN, con sus principales características y resultados.

$$R_t^{-1} = E_t[M_{t+1}] = E_t \left[\frac{\beta u'(y_{t+1})}{u'(y_t)} \right], \quad (1)$$

donde M_{t+1} es el factor de descuento estocástico.

Suponiendo que la función de utilidad es una de aversión relativa constante al riesgo, es posible reformular la ecuación (1) como sigue:

$$R_t^{-1} = E_t \left[\frac{\beta y_{t+1}^{-\gamma}}{y_t^{-\gamma}} \right], \quad (2)$$

donde γ es el coeficiente relativo de aversión al riesgo. La ecuación (2) muestra una relación no lineal entre la tasa de interés y la tasa esperada de crecimiento del producto. Una regla típica que se sigue en la práctica es utilizar la tasa de crecimiento de largo plazo del producto como una estimación de la TIRN. La ecuación (2) muestra el error que se comete al utilizar una regla así, debido a que la tasa de interés real no puede ser aproximada como el crecimiento esperado, ya que, aunque el coeficiente de aversión al riesgo sea igual a 1, se debe corregir la tasa de crecimiento por el factor de descuento β .

Para obtener una relación lineal, se supone que la tasa de crecimiento del producto sigue una distribución normal. Es posible reformular (2) como sigue:

$$R_t = \left(\frac{\beta E_t y_{t+1}^{-\gamma}}{y_t^{-\gamma}} \right)^{-1} = \left[\exp \{ \ln \beta \} \exp \left\{ -\gamma E_t \Delta \ln y_{t+1} + (\gamma^2 / 2) \text{Var}_t(\Delta \ln y_{t+1}) \right\} \right]^{-1}$$

o

$$\ln R_t \approx r_t = -\ln \beta + \gamma E_t \Delta \ln y_{t+1} - (\gamma^2 / 2) \text{Var}_t(\Delta \ln y_{t+1}), \quad (3)$$

donde r_t es la tasa de interés neutral derivada del modelo. En este modelo, la tasa de crecimiento del producto no constituye el límite inferior para la tasa de interés neutral, como lo establece el modelo determinístico de Ramsey. Para obtener la tasa de interés neutral, es necesario calibrar los parámetros: β , γ , $E_t \Delta \ln y_{t+1}$ y $\text{Var}_t(\Delta \ln y_{t+1})$.

Para escoger el valor esperado de la tasa de crecimiento, que es una variable no observada, nos basamos en Fuentes, Gredig y Larraín (2008). Utilizamos un 3.2%, valor que corresponde a la mediana de un conjunto de estimaciones que se presentan para la tasa de crecimiento del producto potencial per cápita para el período 1995-2007.⁴ En dicho estudio, la desviación estándar de la tasa de crecimiento para el período se estima en 1.5%, valor que escogemos para nuestra estimación. En el siguiente cuadro presentamos las estimaciones para la TIRN de largo plazo para diferentes combinaciones de los otros parámetros: el factor de descuento subjetivo y el coeficiente de aversión al riesgo.

CUADRO 1

TIRN según el Modelo Basado en el Consumo

β	γ		
	1	1.5	2
0.97	6.20	7.74	9.25
0.975	5.68	7.22	8.74
0.98	5.17	6.71	8.23
0.985	4.66	6.20	7.72
0.99	4.16	5.70	7.21

Fuente: estimaciones de los autores.

Dado el amplio rango para el factor de descuento y el coeficiente de aversión de riesgo, la TIRN va de 4% a 9%. Como se esperaba, los valores obtenidos utilizando esta metodología resultan relativamente altos:⁵ por ejemplo, el valor 6.7%, que se encuentra justo en la parte central del cuadro, está muy por encima de la tasa de mercado actual. Este resultado es conocido como el puzle de la tasa libre de riesgo. Para explicarlo, Campbell y Cochrane (1999) modifican la función de utilidad para introducir la posibilidad de

⁴ Este índice se obtiene considerando 4.8% para el crecimiento del producto potencial y 1.6% para la tasa de crecimiento de la población.

⁵ Este modelo es conocido por arrojar estimaciones altas para la tasa de interés y premios por riesgo relativamente bajos, lo que se considera un puzle en la literatura. Cochrane (2001) y Campbell, Lo y MacKinlay (1997) presentan esta discusión con mayor detalle.

hábitos en el consumo. Bajo este supuesto, la función de utilidad del individuo viene dada por:

$$E_0 \sum_0^{\infty} \beta^t \frac{(c_t - x_t)^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma},$$

donde x_t se considera el nivel de hábito de consumo (una variable no observada), que se supone exógeno. Obsérvese que, bajo esta formulación, el consumo siempre debe estar por encima del nivel de hábito y la aversión al riesgo de los agentes varía con el nivel de consumo relativo al hábito. La razón de utilidades marginales que determina el factor de descuento estocástico es:

$$R_t^{-1} = E_t[M_{t+1}] = E_t \beta \left(\frac{S_{t+1} c_{t+1}}{S_t c_t} \right)^{-\gamma}, \quad (4)$$

donde S_t representa el “cuociente de excedente de consumo”, ($S_t = (c_t - x_t)/c_t$). Para obtener una forma reducida de la tasa libre de riesgo, necesitamos realizar una suposición sobre el proceso estocástico para dicho excedente. Como es usual, se supone que el hábito evoluciona lentamente a lo largo del tiempo en función del consumo pasado. Campbell y Cochrane suponen que el “cuociente de excedente de consumo” ($S_t = \ln[(c_t - x_t)/c_t]$) sigue un proceso AR(1).

$$(S_{t+1} = (1 - \phi) \bar{s} + \phi s_t + \lambda(s)(c_{t+1} - c_t - g), \quad (5)$$

donde g es la tasa de crecimiento de largo plazo del consumo —la cual es igual a la de la producción en una economía cerrada sin capital, sin gobierno y sin sector externo—, ϕ es la persistencia del hábito en la formación del hábito, que calibran en 0.87 para Estados Unidos, y $\lambda(s)$ representa la sensibilidad del excedente de consumo ante desviaciones de la tasa de crecimiento respecto de su media y es una función decreciente de s_t .⁶

Utilizando (4) y (5), es posible determinar el nuevo factor de descuento estocástico para evaluar la tasa libre de riesgo:

$$\ln R_t = r_t = -\ln \beta + \gamma g - \gamma(1 - \phi)(s_t - \bar{s}) - \frac{\gamma^2 \text{Var}(\Delta \ln c_t)}{2} [\lambda(s) + 1].$$

Los primeros dos términos son iguales que en la expresión derivada en el modelo sin hábitos; el tercer término indica que la utilidad marginal tiene un proceso de reversión a la media, lo que significa que, si el excedente en consumo es alto, la utilidad marginal es baja, de modo que se espera crezca en el futuro; el cuarto término corresponde al ahorro precautorio: una mayor volatilidad implica una menor tasa de interés de equilibrio. Campbell y Cochrane (1999) utilizan una función específica para $\lambda(s)$ tal que los últimos dos términos colapsan en una expresión más simple:

$$\ln R_t = r_t = -\ln \beta + \gamma g - \frac{1}{2} \gamma(1 - \phi).$$

Dada esta expresión, es posible evaluar la TIRN en un modelo con hábito, utilizando la misma grilla de valores que utilizamos en el modelo sin hábitos. Antes de continuar, es necesario calibrar el parámetro ϕ . Para hacerlo, suponemos que en 1994 la economía chilena se encontraba en equilibrio, en el sentido de que la brecha de producto era cero y la tasa de interés era igual a la tasa neutral (además, durante ese período la tasa de política monetaria se mantuvo constante, equivalente a una situación de tasa neutral). Así, utilizando la tasa de crecimiento del producto efectivo para ese año como aproximación de la tasa del producto per cápita potencial —que fue de 5.6%— y una tasa de interés real de 6.5%, con $\gamma=1.5$ y $\beta=0.978$, obtenemos $\phi = 0.945$. La tasa de interés neutral para la misma grilla de β y γ se muestra en el cuadro 2.

En este caso, la tasa de interés neutral estaría en el rango [1.5%-4.0%]. Tomando un valor medio del cuadro 2, es posible concluir que la TIRN podría estar alrededor de 2.7% bajo este método.

2. Paridad de Tasas de Interés en una Economía Abierta

Es de conocimiento general que, en economía abierta, las tasas de interés son arbitradas. Por esta razón, no podemos analizar la TIRN para Chile sin tomar en consideración la economía internacional. Partiendo

⁶ Campbell y Cochrane (1999) adoptan una forma funcional específica para este parámetro, lo que les permite obtener una expresión lineal para la tasa libre de riesgo.

CUADRO 2

TIRN según el Modelo Basado en el Consumo
(con hábitos)

β	γ		
	1	1.5	2
0.97	3.50	3.72	3.95
0.975	2.98	3.21	3.43
0.98	2.47	2.70	2.92
0.985	1.96	2.19	2.41
0.99	1.46	1.68	1.91

Fuente: estimaciones de los autores.

CUADRO 3

TIRN a Partir de la Paridad de Tasas de Interés
(con hábitos)

Valor (%)		Comentario
i_n^*	4.5	2.0% (Estimación propia, 2007) + 2.5% (leigh, 2006)
$\hat{e}^e$	[0, 0.5]	0.5% ($\bar{\pi} - \pi^*$) [0%, 0.5%] ($R\hat{E}R$)
ρ_s	[0.8, 1.2]	JP Morgan
ρ_e	0	Riesgo diversificable
r_s		[2.3% - 3.2%]
i_n		[2.3% - 3.2%]

Fuente: estimaciones de los autores basadas en las referencias citadas.

de una tasa de interés internacional corregida por la tasa de depreciación esperada y los premios por riesgo país y riesgo cambiario, obtenemos una tasa de interés para Chile (i) como:

$$i = i^* + \hat{e}^e + \rho_s + \rho_e,$$

donde i^* es la tasa de interés nominal internacional, $\hat{e}^e$ es la tasa de depreciación esperada del tipo de cambio nominal, ρ_s es el premio por riesgo soberano y ρ_e es el premio por riesgo del tipo de cambio. Si tomamos valores de mediano plazo para los componentes de la ecuación de paridad, podemos derivar una estimación para la tasa de interés neutral (nominal). Para i^* tomamos la TIRN de EE.UU. estimada por los autores, basada en el método de Laubach y Williams (2003), con datos hasta el 2007 para EE.UU., y agregamos lo que se considera, según Leigh (2005),

como la meta implícita de inflación de la Fed (2.5%).⁷ Para obtener la tasa de depreciación nominal esperada, utilizamos la definición de tipo de cambio real:

$$\hat{e}^e = R\hat{E}R + (\pi - \pi^*), \quad \hat{e}^e = i^* R\hat{E}R + (\bar{\pi} - \pi^*),$$

donde $R\hat{E}R$ es la depreciación esperada del tipo de cambio real y π y π^* corresponden a las metas de inflación nacional e internacional, respectivamente. Suponemos que la productividad en el sector transable relativa al sector no transable crece a un ritmo similar en Chile con respecto al resto del mundo, por lo que suponemos una apreciación del tipo de cambio real entre 0% y 0.5%. El diferencial entre las metas de inflación nacional e internacional se estima en un 0.5%, considerando la meta de inflación interna de 3% y una meta de inflación internacional (EE.UU.) de 2.5%. Para el premio por riesgo país, consideramos un EMBI⁸ promedio de largo plazo de 100 puntos base (más/menos 20 puntos base). Para el premio por riesgo cambiario no tenemos ningún antecedente mejor que asumir que dicho riesgo es completamente diversificable (0 pb). Toda esta información se resume en el cuadro 3. Sobre la base de este enfoque, obtenemos una tasa de interés nominal en el rango [5.3%-6.2%]. Tomando el objetivo de inflación del Banco Central de Chile como la inflación esperada, tenemos la TIRN en el rango [2.3%-3.2%].

III. TASA DE INTERÉS NEUTRAL IMPLÍCITA EN INSTRUMENTOS FINANCIEROS

Los instrumentos financieros contienen toda la información relevante recopilada por los agentes sobre noticias y perspectivas económicas. Por ejemplo, las tasas de interés de largo plazo reflejan las expectativas de mercado respecto de la trayectoria futura de las tasas de corto plazo. De esta manera, podemos obtener una medida para la TIRN identificando en los instrumentos financieros cuál será la tasa de interés de corto plazo (la tasa de la política monetaria) que el mercado piensa que prevalecerá en el largo plazo

⁷ Esto supone ausencia de premio por riesgo inflación y premio por liquidez en EE.UU.

⁸ EMBI son las siglas en inglés por Índice de Bonos de Mercados Emergentes, el cual es un índice que registra el diferencial entre el retorno de un bono del país y un retorno de un bono libre de riesgo en EE.UU. calculado por JP Morgan.

una vez que se hayan disipado los *shocks* temporales en la economía (véase Bomfim, 2001).

Estimamos la TIRN implícita en el mercado financiero por medio de dos métodos alternativos. Primero, calculamos la tasa de interés a futuro (*forward*) en un horizonte de entre cinco y diez años utilizando dos bonos del BCCh indexados a la inflación: el BCU5 y el BCU10. A dicho horizonte, esperamos que los efectos cíclicos actuales se desvanezcan tarde o temprano, y que la tasa de interés prevaleciente sea cercana a la tasa neutral. Este método fue originalmente propuesto por Bomfim (2001) y luego aplicado a Chile por Calderón y Gallego (2002). En segundo lugar, estimamos la TIRN implícita en un modelo estado-espacio que supone la existencia de una tasa común estocástica y un premio por plazo entre un bono nominal de corto plazo del Banco Central de Chile (PDBC90) y un bono nominal de mediano plazo (BCP5). Este método fue propuesto originalmente por Basdevant et al. (2004) y ha sido aplicado a Chile por Baeza (2004).

1. TIRN Basada en la Curva *Forward*

Siguiendo a Calderón y Gallego (2002), podemos definir la tasa de interés neutral como:

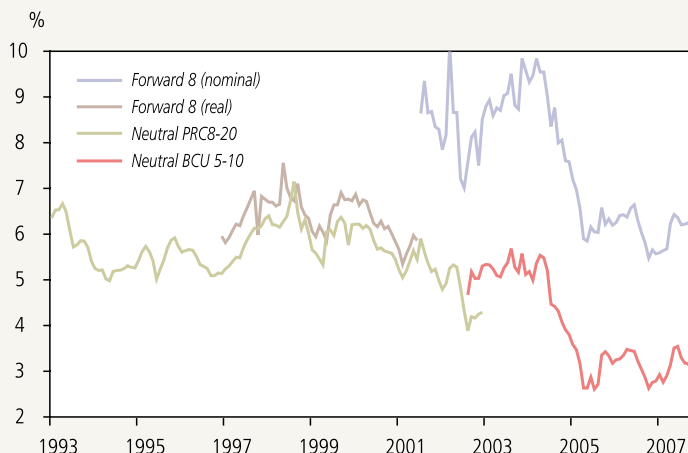
$$r_t^* = \frac{D_{10}r_{10,t} - D_5r_{5,t}}{D_{10} - D_5} - \phi, \quad (6)$$

donde $r_{10,t}$ ($r_{5,t}$) es la tasa BCU10 (BCU5) en t , D_{10} (D_5) es la duración del BCU10 (BCU5) y ϕ es un coeficiente de premio por riesgo de inflación y/o de liquidez. En ausencia de una estimación precisa de este coeficiente, lo omitimos en nuestras estimaciones, de modo que estas últimas representan un límite superior para la TIRN bajo este método.

La duración del bono corresponde a una media ponderada del tiempo transcurrido al momento de recibir el cupón. Este tiempo transcurrido se multiplica por el cociente entre el valor presente del cupón, $c/(1+r_{n,t})^i$ y el precio del bono, $P_{n,t}$. Entonces, la duración del bono se calcula como sigue:

GRÁFICO 1

Tasa de Interés Neutral, Curva *Forward*



Fuente: estimaciones de los autores.

$$D_n = \sum_{i=1}^n i \left[\frac{c}{(1+r_{n,t})^i} \frac{1}{P_{n,t}} \right] \quad (7)$$

con $n=5,10$.

El gráfico 1 ilustra la tasa neutral de acuerdo con la curva *forward* derivada de las expectativas de mercado. Utilizando los bonos BCU, la TIRN parece haber disminuido desde un 5% durante el período 2003-2005 a cerca de 3% durante el cuarto trimestre de 2007 (línea roja). Cabe destacar que al final de la muestra la tasa *forward* nominal a ocho años es cercana al 6% (línea azul), indicando una tasa de inflación esperada en torno al valor central del rango de la meta de inflación en el período 2005-2007.

2. TIRN Basada en la Tendencia Estocástica Común Implícita en un Modelo Estado-Espacio

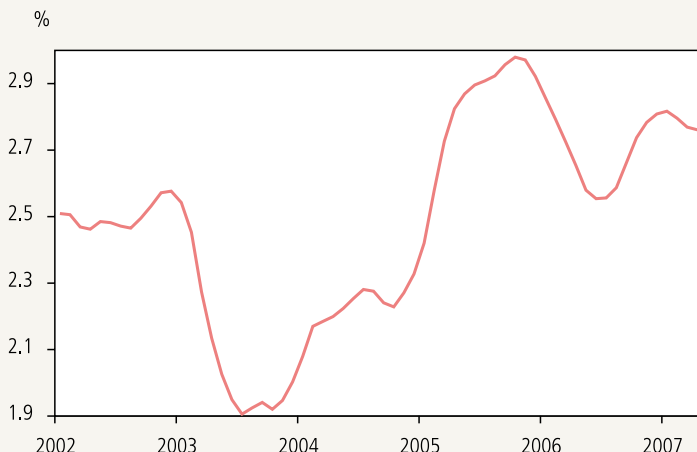
Siguiendo a Basdevant et al. (2004), suponemos una tendencia estocástica común r_t^* entre una tasa de interés nominal de corto plazo (r_t) y una tasa de largo plazo (R_t), y un margen en la curva de rendimiento o premio por plazo (α_t):

$$r_t = r_t^* + \pi_t^e + \varepsilon_{1,t} \quad (8)$$

$$R_t = r_t^* + \alpha_t + \pi_t^e + \varepsilon_{2,t}, \quad (9)$$

donde $\varepsilon_{1,t}$ y $\varepsilon_{2,t}$ son procesos idéntica e independientemente distribuidos (iid) de medias cero

TIRN según tendencia estocástica común



Fuente: estimaciones de los autores.

y varianzas constantes. El término π_t^e representa la inflación esperada en el período t . Supongamos ahora que la tendencia estocástica sigue un proceso de paseo aleatorio y que el premio por plazo se comporta como un proceso AR(1):

$$r_t^* = r_{t-1}^* + v_{1,t} \quad (10)$$

$$\alpha_t = \lambda_0 + \lambda_1 \alpha_{t-1} + v_{2,t}, \quad (11)$$

donde $v_{1,t}$ y $v_{2,t}$ son procesos iid de medias cero y varianzas constantes. Las ecuaciones (8)-(9) son las de observación, y las ecuaciones (10)-(11) son las de transición que forman el modelo estado-espacio. En este modelo, la tendencia estocástica no observada representa la estimación de la TIRN. El sistema se estima por medio del algoritmo del filtro de Kalman,⁹ utilizando las tasas de los bonos del Banco Central de Chile, PDBC90 para r y BCP para R , y las expectativas de inflación de mercado a un año.¹⁰

El gráfico 2 muestra la estimación para la TIRN según el método de tendencia estocástica común. Se aprecia que, hacia el final de la muestra, la tasa neutral se encuentra en torno al 2.8%, pero estuvo cerca del 2% durante el último trimestre del 2004, cuando la tasa de política monetaria estuvo en niveles mínimos. El premio por plazo estimado mostró una baja fluctuación y promedió 25 puntos base durante el período 2002-2007.

IV. LA TIRN ESTIMADA CON UN MODELO SEMIESTRUCTURAL, BASADO EN DATOS MACROECONÓMICOS

A pesar de que no se puede observar la tasa de interés neutral, la teoría económica nos indica cómo se relaciona con otras variables que sí son posibles de observar. Entonces, podemos utilizar relaciones económicas para obtener una TIRN implícita.

Siguiendo a Laubach y Williams (2003), supongamos que la economía puede ser caracterizada por una curva IS y una curva de Phillips, ambas retrospectivas:

$$(y_t - y_t^*) = \sum_{s=1}^S \alpha_s^y (y_{t-s} - y_{t-s}^*) + \sum_{v=1}^V \alpha_v^r (r_{t-v} - r_{t-v}^*) + x_{1,t}' \alpha + \varepsilon_t^y \quad (12)$$

$$\hat{\pi}_t = \sum_{p=1}^P \beta_p^\pi \hat{\pi}_{t-p} + \sum_{q=1}^Q \beta_q^y (y_{t-q} - y_{t-q}^*) + x_{2,t}' \beta + \varepsilon_t^\pi, \quad (13)$$

donde y_t es el (logaritmo del) PIB, y_t^* el (logaritmo del) PIB potencial, r_t la tasa real de política monetaria (TPM), r_t^* la TIRN, $\hat{\pi}_t$ la desviación de inflación con respecto a la meta de inflación, $x_{1,t}$ ($x_{2,t}$) un vector que contiene otros determinantes de la brecha de producto (desviación de inflación), y ε_t^y (ε_t^π) un proceso de ruido blanco de media 0 y varianza σ_y^2 (σ_π^2). Para efectos de identificación, agregamos la ecuación auxiliar $y_t = y_t^* + y_t^c$, donde y_t^c sigue un proceso iid de media cero y varianza σ_c^2 .

En este modelo macroeconómico semiestructural, la TIRN refleja la posición efectiva de la política monetaria, la cual afecta la evolución de la brecha de producto. El modelo contiene dos variables no observadas: la brecha de producto y la TIRN. Para calcular la senda implícita de estas variables, debemos asumir un proceso subyacente para cada una.

⁹ Más detalles respecto de la estimación ML y el filtro de Kalman pueden encontrarse en Hamilton (1994) y Harvey (1989).

¹⁰ Las expectativas de inflación se obtienen de la encuesta realizada por el BCCh a mesas de dinero.

Supongamos que el producto potencial crece a una tasa g , la cual sigue un proceso de paseo aleatorio:

$$\begin{aligned} y_t^* &= y_{t-1}^* + g_{t-1} \\ g_t &= g_{t-1} + \varepsilon_t^g, \end{aligned} \quad (14)$$

donde ε_t^g es un término residual de media 0 y varianza σ_g^2 .

El proceso supuesto para el producto potencial implica un proceso I(2). Este es un caso simplificado de un modelo más flexible de componentes no observados donde el producto potencial puede verse afectado por un *shock* estocástico, y la tendencia de crecimiento o la brecha de producto pueden evolucionar como procesos autorregresivos. De todas maneras, el modelo más simple que presentamos (sin *shock* al producto potencial y procesos de camino aleatorio) no puede ser rechazado en términos estadísticos y sus resultados no difieren sustancialmente de las estimaciones finales resultantes del modelo más flexible.

Para r_t^* elegimos dos alternativas. En el primer caso nos apartamos de la teoría y suponemos que la tasa de interés neutral sigue un proceso de camino aleatorio. En el segundo caso, como en Laubach y Williams (2003), relacionamos la tasa de interés neutral con la evolución del crecimiento de tendencia:

$$r_{1,t}^* = r_{1,t-1}^* + \varepsilon_{1,t}^r \quad (15)$$

$$r_{2,t}^* = c g_t + \varepsilon_{2,t}^r, \quad (16)$$

donde $\varepsilon_{1,t}^r$ ($\varepsilon_{2,t}^r$) es un término residual de media 0 y varianza $\sigma_{1,t}^2$ ($\sigma_{2,t}^2$).

Por lo tanto, tenemos dos modelos para estimar la tasa de interés neutral, que dependen del proceso elegido para r_t^* : El Modelo 1 (M1) formado por las ecuaciones (12) a (15) y el Modelo 2 (M2) formado por las ecuaciones (12) a (14) y (16).

El grado de suavización del componente de tendencia se controla restringiendo la varianza relativa de ε_t^g a ε_t^r (σ_c^2 / σ_g^2) para que sea igual a λ_1 , mientras el grado de suavización de r_t^* se controla restringiendo la varianza relativa de $\varepsilon_{1,t}^r$ a $\varepsilon_{2,t}^r$ ($\sigma_y^2 / \sigma_{jr}^2$) para que sea igual a λ_2^j (con $j=1,2$). Utilizando estas restricciones, los modelos alternativos pueden ser estimados por

máxima verosimilitud utilizando el algoritmo del filtro de Kalman.

Las estimaciones se llevan a cabo utilizando datos trimestrales desde el primer trimestre de 1986 hasta el cuarto trimestre de 2007. Utilizamos datos ajustados por estacionalidad para el índice (subyacente) de inflación (IPCX1) y el PIB.¹¹ Las desviaciones de inflación se registran a partir de las metas de inflación oficiales del BCCCh desde 1991. Para el período previo utilizamos proyecciones de inflación a un año. Para eliminar correlaciones seriales en los residuos, se utilizan cuatro rezagos de desviaciones de inflación en la ecuación (13) y un rezago tanto para las brechas de producto como para la tasa de interés en las ecuaciones (12) y (13). Como controles adicionales, en la curva de Phillips (en el vector $x_{2,t}$) incluimos la desviación porcentual de la inflación en el precio del petróleo y la desviación del tipo de cambio en relación con sus respectivas tendencias estimadas utilizando el filtro de Hodrik–Prescott (HP). Asimismo, en la curva IS (en el vector $x_{1,t}$) solo incluimos la desviación del tipo de cambio real como control adicional. Las estimaciones HP se realizan empleando distintos valores para el parámetro de suavización de tendencia (λ) $\lambda_1=1600$ (valor estándar para frecuencia trimestral), $\lambda_2^1=200$, 600, 1000, y $\lambda_2^2=100$.¹²

El gráfico 3 muestra la TIRN a partir de los modelos semiestructurales M1 y M2 para diferentes valores del parámetro de suavización λ_2^1 .

El Modelo 1 es relativamente sensible al parámetro de suavización: cuanto menor sea λ_2^1 , menor será la tasa neutral al final de la muestra. Utilizando $\lambda_2^1=200$, la tasa neutral en el cuarto trimestre de 2007 es de alrededor de 2.1%, mientras que al utilizar $\lambda_2^1=1000$, la tasa neutral se acerca a 3.5%. Obsérvese que el Modelo 1 indica una declinación de la TIRN desde 1999 (partiendo de niveles por encima de 6%), mientras el Modelo 2 arroja una tasa neutral que comienza a declinar al menos cuatro años antes y muestra una recuperación después de la crisis de 1999. Al final de la muestra, el Modelo 2 arroja una tasa neutral de alrededor de 3.5%. Obsérvese que al

¹¹ La inflación IPCX1 excluye el petróleo, bienes perecederos y algunos servicios básicos regulados.

¹² Las estimaciones del Modelo 2 son menos sensibles ante λ_2^2 .

CUADRO 4

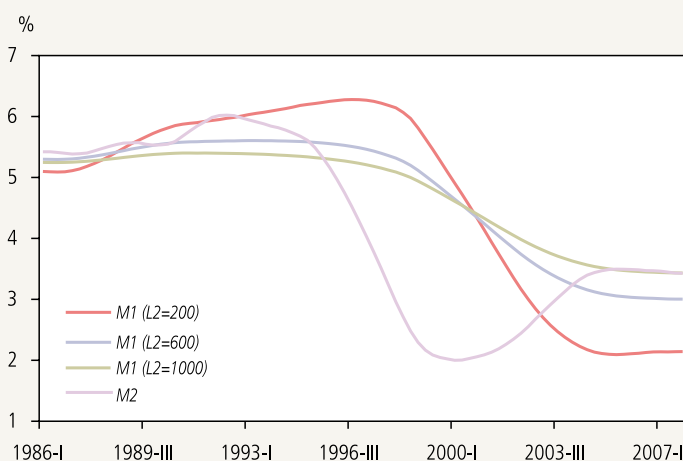
Modelo M2, coeficientes estimados

$\sum_{p=1}^4 \pi_{t-p}$	β_1^y	α_1^y	α_1^r	c
0.389	0.445	0.742	-0.086	2.986
(0.107)	(0.132)	(0.116)	(0.048)	(2.067)

Fuente: estimaciones de los autores.
Errores estándar entre paréntesis.

GRÁFICO 3

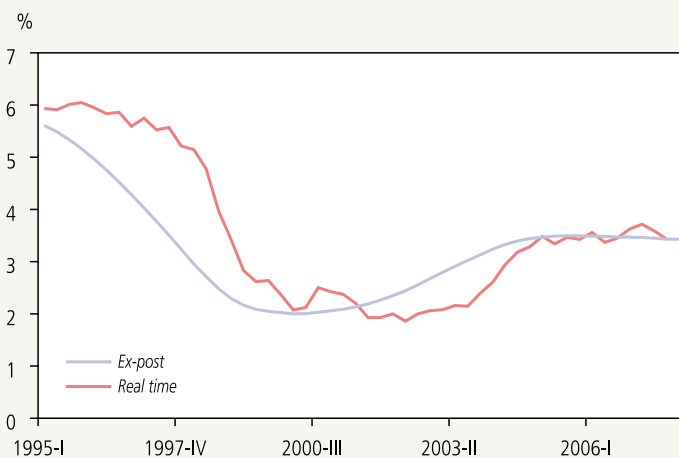
TIRN a Partir de un Modelo Semiestructural



Fuente: estimaciones de los autores.
L2 representa λ_2 .

GRÁFICO 4

TIRN, Estimación en Tiempo Real versus Estimación Ex Post (modelo M2)



Fuente: estimaciones de los autores.

principio y al final de la muestra, ambos métodos arrojan resultados similares. Las diferencias principales surgen en el período cercano a la recesión de 1999.

El parámetro c es de particular interés, porque relaciona la tendencia de crecimiento con la TIRN. La estimación de M2 arroja un valor para c cercano a 3, lo que significa que un aumento de 1 punto porcentual en la tendencia de crecimiento implica un incremento de aproximadamente 0.75 punto porcentual en la tasa de interés neutral (cuadro 4).¹³ El resto de los parámetros, tanto de la curva IS como de la curva de Phillips, tienen los signos esperados y son significativos a nivel estadístico.

El gráfico 4 refleja la confiabilidad de los cálculos en tiempo real (para el Modelo 2).¹⁴ Obsérvese que, antes de la crisis asiática, en algunos períodos la TIRN en tiempo real era mayor por hasta alrededor de 200 puntos base que la tasa neutral estimada ex post. Esto revela que el cálculo en tiempo real puede diferir de manera sustancial de la estimación ex post, en línea con estudios previos.¹⁵

V. RESUMEN Y CONCLUSIONES

Hemos aprendido que la tasa de interés neutral no es una variable constante en el tiempo, debido a que está estrechamente relacionada con el crecimiento potencial de la economía (pero no es igual a la tasa de crecimiento del pro-

¹³ Debido a que los cálculos se realizan con frecuencia trimestral, sustituimos el efecto en tasas anuales dividiendo 3 entre 4. Cabe destacar que ambas medidas convergen al final del período muestral, porque ahí se carece de medidas ex post.

¹⁴ Este cálculo considera estimaciones trimestre a trimestre. No utilizamos la revisión de datos del PIB, por lo que el ejercicio puede considerarse una estimación en tiempo "casi" real.

¹⁵ Véase Clark y Kozicki (2005).

ducto de tendencia). En el caso de Chile, una economía pequeña y abierta, también está estrechamente relacionada con condiciones financieras internacionales. Este documento muestra que la tasa de interés neutral se puede calcular a partir de un modelo semiestructural y con información proporcionada por el mercado financiero interno. Cada una de estas relaciones arroja diferentes estimaciones puntuales, pero a pesar de las significativas diferencias en las metodologías empleadas, los modelos entregan resultados cuantitativos similares.

No obstante, el valor estimado para la tasa de interés real neutral varía algo con los métodos utilizados. En el cuadro 5 presentamos el conjunto de estimaciones para la TIRN del presente estudio, las cuales reportan una mediana igual a 2.8%, y un rango que va de 2.1% a 3.5%.

CUADRO 5	
TIRN, Resumen de Resultados	
Método	Valor
1. Modelo basado en el consumo	2.70%
2. Paridad de tasas de interés	2.30%-3.20%
3. Curva <i>forward</i>	3.00%
4. Tendencia estocástica común	2.80%
5. Modelo macroeconómico M1	2.10%-3.50%
6. Modelo macroeconómico M2	3.50%
Mediana	2.8
Fuente: estimaciones de los autores.	

REFERENCIAS

Baeza, W. (2004). “Tasa de Interés Neutral: Antecedentes.” Minuta GAM N°34, Banco Central de Chile.

Banco Central Europeo (2004). Boletín Mensual, mayo.

Basdevant, O., N. Björksten y Ö. Karagedikli (2004). “Estimating a Time Varying Neutral Real Interest Rate for New Zealand.” Discussion Paper Series 2004/01, Reserve Bank of New Zealand.

Bernhardsen T. (2005). “The Neutral Real Interest Rate.” Staff Memo N°2005/1, Norges Bank.

Bomfim, A.N. (2001). “Measuring Equilibrium Real Interest Rates: What Can We Learn from Yields on Indexed Bonds?” Federal Reserve Board of Governors. Finance and Economics Discussion Series 53, noviembre.

Brzoza-Brzezina, M. (2004). “The Information Content of the Natural Rate of Interest: The Case of Poland.” Macroeconomics 0402007, EconWPA.

Calderón, C. y F. Gallego (2002). “La Tasa de Interés Real Neutral en Chile.” *Economía Chilena* 5(2): 65-72.

Campbell, J.Y. y J.H. Cochrane (1999). “By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior.” *Journal of Political Economy* 107(2): 205-51.

Campbell, J., Lo, A. y C. MacKinlay (1997). *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.

Clark, T.E. y S. Kozicki (2005) “Estimating Equilibrium Real Interest Rates in Real Time.” *The North American Journal of Economics and Finance* 16(3): 395-413.

Cochrane, J.H. (2001). *Asset Pricing*. Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.

Cuaresma J. C, E. Gnan y D. Ritzberger-Gruenwald (2003). “Searching for the Natural Rate of Interest: A Euro-Area Perspective.” Working Papers N°84, Oesterreichische Nationalbank (Banco Central de Austria).

D’Amato, J. (2004). “The Role of the Natural Rate of Interest in Monetary Policy.” BIS Working Paper N°171.

Fuentes, R., F. Gredig y M. Larraín (2008). “La Brecha de Producto en Chile: Medición y Evaluación.” *Economía Chilena* 11(2): 7-30.

Gali, J. (2003). New Perspectives on Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle. En *Advances in Economic Theory*, editado por M. Dewatripont, L. Hansen y S. Turnovsky, vol. III. Cambridge, MA, EE.UU.: Cambridge University Press.

Giammarioli N. y N. Valla (2003). “The Natural Real Rate of Interest in the Euro Area.” Working Paper Series 233, Banco Central Europeo.

Giammarioli, N. y N. Valla (2004). “The Natural Real Interest and Monetary Policy: A Review.” *Journal of Policy Modeling* 26: 641-60.

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

Harvey, A.C. (1989). *Forecasting, Structural Time Series Model and the Kalman Filter*. New York: Cambridge University Press.

Lam J-P y G. Tkacz (2004). “Estimating Policy-Neutral Interest Rates for Canada Using a Dynamic Stochastic General-Equilibrium Framework.” Working Papers 04-9, Bank of Canada.

- Laubach, T. y J. Williams (2003). "Measuring the Natural Rate of Interest." *Review of Economics and Statistics* 85(4): 1063-70.
- Leigh, D. (2005). "Estimating the Implicit Inflation Target: An Application to U.S. Monetary Policy." IMF Working Paper N°0577.
- Lucas, R., Jr. (1978). "Asset Prices in an Exchange Economy." *Econometrica* 46: 1429-46.
- Manrique, M. y J. Marques (2004). "An Empirical Approximation of the Natural Rate of Interest and Potential Growth." Working Paper N°0416, Banco de España.
- Mesonnier, J-S y J-P. Renne (2004). "Time Varying Natural Rate of Interest in the Euro Area." Working Paper N°115, Banque de France.

APÉNDICE

CUADRO A1					
TIRN, Revisión de Estudios Empíricos					
Autor	Institución	País	Valor%	Método	Período
Banco Central Europeo (2004)	Banco Central Europeo	Z. Euro	2-4	No especificado	2004
Manrique, Marqués (2004)	Banco de España	EE.UU.	2.9	Filtro de Kalman	1964-2003
		EE.UU.	2.6	Filtro de Kalman	1993-2003
		EE.UU.	1.6-2.3	Filtro de Kalman	2003
		Alemania	1.9	Filtro de Kalman	1964-2003
		Alemania	1.4	Filtro de Kalman	1993-2003
		Alemania	0.5-1.7	Filtro de Kalman	2003
Basdevant, et al. (2004)	Basdevant, et al. (2004)	N. Zelanda	3.25-4.25	Curva de rendimiento/F. Kalman	2004
Basdevant, et al. (2003)	Reserve Bank of New Zealand	R. Unido	2-2.5	Curva de rendimiento/F. Kalman	2003
		Australia	2-2.5	Curva de rendimiento/F. Kalman	2003
		Suecia	2-2.5	Curva de rendimiento/F. Kalman	2003
		Canadá		Curva de rendimiento/F. Kalman	2003
		EE.UU.		Curva de rendimiento/F. Kalman	2003
		Suiza		Curva de rendimiento/F. Kalman	2003
Giammarioli, Valla (2003)	Banco Central Europeo	Z. Euro	3.7	Modelo de equilibrio general	1994
		Z. Euro	3	Modelo de equilibrio general	2000
Mesonnier, Renne (2004)	Banco de Francia	Francia	4	Filtro de Kalman	2000
		Francia	1.5	Filtro de Kalman	2002
Crespo-Cuaresma, Ritzberger-Gruenwald (2003)	Austrian National Bank	Z. Euro	1.5-2	Descomposición ciclo-tendencia/ F. Kalman	2002
OCDE (2004)	OCDE	EE.UU.	2	Filtro de Kalman	2004
Lam, Tkacz (2004)	Bank of Canada	Canadá	1.25-2	Modelo de Equilibrio general	fin. 2002
Brzoza-Brzezina (2004)		Polonia	4	VAR estructural, F. Kalman	2003
Amato (2004)	BIS	EE.UU., Z. Euro	2.25-2.75	HP, F. Kalman	2004
Bernharsen (2005)	Norges Bank	Noruega	3-4	Curva de rendimiento	1998-03
		Noruega	<3	Curva de rendimiento	med. 2003
Clark y Kozicki (2005)	Fed. Res. Bank of Kansas City	EE.UU.	2.5	Filtro de Kalman	2005

Fuente: elaboración de los autores basada en referencias citadas.

TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO EN CHILE: ENFOQUES ALTERNATIVOS*

Rodrigo Caputo G.**
Marco Núñez N.

I. INTRODUCCIÓN

Por distintos motivos, la evolución y el nivel del tipo de cambio ocupan un lugar preponderante en las discusiones de política económica. Por un lado, el Fondo Monetario Internacional (FMI), evalúa de forma sistemática si los tipos de cambio de distintos países se encuentran desalineados respecto de sus valores de equilibrio. Esto, dado que un desalineamiento significativo puede generar importantes desbalances en las cuentas externas cuya corrección tiende a ser extremadamente costosa. En este sentido, las crisis cambiarias de las últimas décadas son un claro ejemplo de cómo una corrección abrupta en el nivel de tipo de cambio está asociada a caídas en el nivel de producto, aumento del desempleo e inflación.

Adicionalmente, hay evidencia de que en los países en desarrollo, un desalineamiento cambiario tiene un impacto negativo sobre el crecimiento. Por un lado, Rodrik (2007) muestra que los países con un tipo de cambio sobrevalorado presentan un menor crecimiento del PIB. Lo anterior como consecuencia del impacto negativo que esta sobrevaloración tiene sobre el sector transable de la economía. En este sentido, un tipo de cambio más depreciado podría generar un mayor crecimiento; sin embargo, también genera costos pues equivale a un impuesto al consumo de transables. Similares resultados obtienen Elbadawi et al. (2008) para países en desarrollo.

Por otro lado, en el marco de política basado en metas de inflación y flotación cambiaria (e intervenciones en casos extraordinarios) que ha seguido el Banco Central de Chile (BCCh), el tipo de cambio también tiene un rol importante. En concreto, debido a que el tipo de cambio influye en el comportamiento de una

serie de variables claves y, a su vez, se ve afectado, entre otros factores, por la política monetaria y las intervenciones cambiarias (más en general, por eventuales cambios efectivos o esperados que realice el Instituto Emisor en su balance), es un precio relativo que ocupa un espacio relevante en el análisis de la coyuntura y en la agenda de investigación económica. Incluso, por ser una variable que podría tener efectos sobre la estabilidad financiera en caso de sufrir ajustes abruptos y excesivamente amplios, también merece un análisis desde la perspectiva del normal funcionamiento de los sistemas de pagos.

Se distinguen dos contextos prácticos en los cuales es necesario hacer evaluaciones periódicas de la trayectoria pasada y futura probable del tipo de cambio, incluyendo un juicio sobre niveles a los cuales podría converger más adelante. En primer lugar, es una variable fundamental en el proceso de proyecciones de la inflación, lo que a su vez es un ejercicio central en el marco de política basado en metas de inflación. Al influir en las decisiones financieras, la competitividad de sectores específicos y el crecimiento, sobre los precios de bienes importados y la estructura de costos, y así, directa o indirectamente sobre la inflación, en un ejercicio de proyecciones es necesario incorporar una visión sobre lo que sucederá con el tipo de cambio y sus efectos. De hecho, el volumen que describe los modelos macroeconómicos y proyecciones del BCCh especifica cómo se analiza el tipo de cambio en el modelo central de proyecciones. En lo básico, en este se supone que el tipo de cambio evoluciona

* Este trabajo se ha beneficiado de los comentarios de Luis Felipe Céspedes, Aldo Lema y Rodrigo Valdés. Agradecemos también a los participantes del seminario *Variables Inobservables en Macroeconomía*, desarrollado en el Banco Central de Chile. También a los participantes de la red de investigadores de bancos centrales de América Latina (CEMLA) por útiles comentarios y sugerencias recibidos en las conferencias del 2007. Los errores que persisten son de nuestra exclusiva responsabilidad.

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

de acuerdo con diferenciales de tasas de interés hacia un tipo de cambio “de equilibrio”, al cual converge en el largo plazo. A su vez, el documento menciona que para determinar ese valor de largo plazo se considera una visión ecléctica dado que no existe un paradigma único, siendo esto ponderado por el juicio de las autoridades del Banco.¹

El principal objetivo de este trabajo es dar a conocer los modelos de determinación de TCR de los que dispone el BCCh.

Adicionalmente, y para poner estos modelos en contexto, se discute el concepto de equilibrio en el mercado cambiario. Este concepto depende, de forma importante, del horizonte de tiempo al que se hace referencia. Para ilustrar la forma en que estos modelos se utilizan en la práctica se presenta un set de estimaciones de los valores de equilibrio para el TCR que habrían prevalecido a fines del 2007. Por último, se discute uno de los desafíos recientes que ha enfrentado la modelación del TCR. En concreto, la adopción de una regla de superávit estructural por parte del fisco podría haber significado que la relación negativa que existía entre el TCR y los términos de intercambio se haya debilitado en lo más reciente. En este documento testearmos la validez de esta hipótesis y sugerimos una forma en que este cambio estructural puede ser incorporado en la modelación del TCR.

Este trabajo no es una revisión exhaustiva de la literatura sobre determinantes del tipo de cambio ni un estudio sobre los modelos de determinación del TCR. Las referencias habituales incluyen Edwards (1989), Isard (1995), Obstfeld y Rogoff (1996), Sarno y Taylor (2003), De Grauwe (2005) e Isard (2007), entre muchos otros.² Su foco está delimitado a examinar los principales enfoques metodológicos utilizados en organismos internacionales, la academia y, en particular, al interior del BCCh para determinar el nivel de equilibrio del TCR. Entrega, además, una ilustración de los desafíos que estos modelos presentan cuando la economía experimenta cambios estructurales.

El trabajo se organiza de la siguiente manera: la sección II define, en términos generales, qué se entiende por TCR de equilibrio. La sección III ilustra los principales enfoques metodológicos

utilizados en la práctica para el cálculo de desequilibrios cambiarios y presenta la evidencia empírica respecto de los mismos en Chile. En particular, se discuten los modelos de *paridad del poder de compra* (PPC), los modelos de *balance macroeconómico* en que el tipo de cambio depende del equilibrio del mercado tanto interno como externo, y los modelos de *forma reducida* en que el tipo de cambio es función de una serie de variables fundamentales. La sección IV da cuenta de cómo estos modelos pueden generar rangos para el TCR de equilibrio en Chile; en tanto, la sección V discute el impacto que tienen cambios estructurales, como la implementación de la regla de superávit estructural en Chile, para este tipo de modelos. En particular, se discute el impacto que esta regla tiene para el TCR, desde el punto de vista tanto de los modelos de equilibrio general como de los de forma reducida. La sección VI concluye.

II. CONCEPTOS DE EQUILIBRIO PARA EL TCR

Antes de discutir los conceptos de equilibrio, es conveniente mostrar la forma en que se elaboran las series de TCR en Chile. El índice de TCR, q_t , se construye a partir de la siguiente fórmula:

$$q_t = \frac{P_t^* e_t}{P_t}$$

donde el numerador representa el precio (costo) en el exterior, medido como el producto entre el índice de precios externos medido en dólares, P_t^* , y el tipo de cambio nominal peso dólar, e_t , mientras el denominador, P_t , mide el precio (costo) interno. Esta definición considera los precios en dólares de los principales socios comerciales de Chile. De esta forma, el TCR al que hacemos referencia es de carácter multilateral. Para una revisión exhaustiva de la forma en que este índice se construye en Chile, ver Caputo et al. (2008a).

El concepto de equilibrio en el mercado cambiario, como destacan Driver y Westaway (2004), es algo

¹ Ver Banco Central de Chile (2003), recuadro 2 y p. 33.

² Para una revisión de los enfoques teóricos y empíricos en economías en desarrollo, ver Edwards y Savastano (2000).

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

Siguiendo a Clark y MacDonald (1999), el tipo de cambio real, q_t , como cualquier precio relativo, está determinado por una serie de variables económicas y *shocks* aleatorios. Algunas de estas variables económicas pueden tener efectos permanentes sobre el nivel del TCR, mientras que otras tienen un efecto solo transitorio. En términos concretos, la evolución de q_t puede ser caracterizada por la siguiente ecuación de forma reducida y dinámica:

$$q_t = \beta Z_t + \theta T_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

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

En términos prácticos, y sin desconocer que el precio que se determina entre oferta y demanda es segundo a segundo un equilibrio, es posible definir tres conceptos de TCR de equilibrio. Cada uno de estos está asociado a diferentes horizontes de tiempo y, a la

vez, a distintos valores para las variables contenidas en Z_t , T_t y ε_t .

1. Equilibrio de Corto Plazo

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

$$q_t = \beta Z_t + \theta T_t \quad (2)$$

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

2. Equilibrio de Mediano Plazo

En el corto plazo existen rigideces que impiden que los precios relativos se ajusten completamente para equilibrar los mercados. En el mediano plazo, sin embargo, cuando estas rigideces se disipan se logra que la economía alcance un equilibrio de precios flexibles, caracterizado por un nivel de producto efectivo igual al potencial, así como por una tasa de desempleo igual a la natural. En este caso, se dice que la economía está en una situación de *balance interno*, en el sentido de que el PIB y el empleo se encuentran en niveles que son sostenibles. De forma análoga, se puede decir que, en el mediano plazo, si las rigideces nominales se disipan en el resto del mundo, existirá un balance interno en el resto de los países. Lo anterior, desde el punto de vista interno, equivale a la existencia de un *balance externo* caracterizado por una cuenta corriente sostenible.³

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

$$\hat{q}_t = \beta \hat{Z}_t, \quad (3)$$

³ El hecho de que la cuenta corriente se encuentre en un nivel sostenible no implica que esta sea cero, pero sí que es coherente con una convergencia al valor de largo plazo de la razón de activos internacionales a PIB.

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

3. Equilibrio de Largo Plazo

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

$$\bar{q}_t = \beta \bar{Z}_t, \quad (4)$$

donde las variables con $\bar{}$ hacen referencia a los valores de largo plazo, tanto para el tipo de cambio como para las variables explicativas.

El cálculo de los distintos conceptos de equilibrio requiere de una estructura formal que, una vez estimada, permita tener una noción tanto de las variables fundamentales y transitorias— Z_t y T_t , que afectan el TCR—, como de los valores que estas deberían alcanzar en el corto, mediano y largo plazo. De igual forma, se requiere conocer los valores de los coeficientes β y θ . En la siguiente sección, se muestra la forma en que distintos modelos pueden ser implementados en la práctica.

III. ENFOQUES METODOLÓGICOS

Existen diversas metodologías que permiten el cálculo del TCR de equilibrio de mediano plazo. Cada metodología implica simplificaciones conceptuales y/o estimaciones imprecisas de los parámetros fundamentales. Además, dado que diferentes metodologías pueden generar resultados disímiles, resulta difícil escoger una en particular. En este sentido, y como sugiere Isard (2007), es recomendable que los encargados de la política económica informen su juicio a partir de la aplicación de una gama amplia de metodologías alternativas.

1. Modelos de Paridad del Poder de Compra (PPC)

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

Es evidente que la presencia de costos de transacción, incluyendo gastos de transporte y aranceles —que en el extremo dan pie a la existencia de bienes no transables internacionalmente— y de bienes no homogéneos, hacen que la PPC en su versión estricta no se cumpla. El hecho de que el capital y el trabajo no puedan moverse libremente entre países también dificulta otra forma en la que podrían igualarse los precios. Sin embargo, en la medida en que estos impedimentos al arbitraje no cambien, o se den estructuras de comercio y producción particulares, es posible que se dé una forma de PPC algo más débil: que el TCR de largo plazo no sea unitario pero sí igual a una constante. Ello tiene una implicancia de primer orden: en los movimientos del TCR serían transitorios, al menos a horizontes de mediano y largo plazo. Estadísticamente, el TCR debería ser una serie estacionaria. Intuitivamente, existiría una especie de elástico atando el TCR a un nivel fijo.⁴

Existe vasta literatura empírica internacional que evalúa si el TCR tiene tendencia a volver o no hacia una constante. El consenso, el cual no es claro que

⁴ Técnicamente, una PPC débil implica estacionariedad, pero no al revés.

exista en este tema, es que el TCR tendería a cierto valor, pero las desviaciones serían relativamente duraderas. Este resultado se corrobora en especial en muestras largas (v.gr., más de 100 años de datos) y paneles que consideran decenas de países a la vez. La vida media de un *shock*, esto es, el tiempo que se espera que transcurra para que se deshaga la mitad de una desviación, estaría entre tres y cinco años (Rogoff, 1996).⁵ Sin embargo, Cashin y McDermott (2006), dan cuenta de una gran variabilidad entre países. Usando las mejores técnicas de estimación disponibles, encuentran que en 40% de los países los shocks serían permanentes. También muestran que en economías desarrolladas y en economías con sistemas de flotación, los *shocks* parecen ser transitorios. Por último, dan cuenta de una duración de los *shocks* bastante mayor: ocho años de vida media en países desarrollados.

En el caso particular de Chile, Calderón y Duncan (2003) analizan datos desde 1810 y encuentran evidencia a favor de la PPC en el comportamiento del TCR bilateral con EE.UU. y multilateral, considerando a EE.UU. y el Reino Unido como socios comerciales. Este resultado es robusto a distintas definiciones de los precios, al período considerado y a metodologías alternativas. Más aún, encuentran evidencia de un cambio estructural en el nivel al cual converge el TCR en 1973, lo que los autores explican por la apertura comercial que experimentó la economía a partir de ese año. Estos autores estiman que la vida media de un *shock* sería de entre 1.6 y 2.1 años, dependiendo del período analizado.

2. Modelos de Balance Macroeconómico

Bajo este paradigma, el TCR de equilibrio es aquel que es coherente en forma simultánea con los equilibrios externo e interno de la economía. El equilibrio interno se logra cuando el producto está en su nivel potencial (la brecha de producto es cero), mientras el equilibrio externo se logra cuando la cuenta corriente está en un nivel sostenible. Este tipo de modelos corresponde a los que Williamson (1983) denomina *Fundamental Equilibrium Exchange Rate* o FEER y es la misma nomenclatura utilizada en Caputo et al. (2008a).

La implementación práctica de estos modelos se puede hacer utilizando al menos dos enfoques alternativos. En el primero, denominado de *cuenta*

corriente de equilibrio, se especifica una relación entre la cuenta corriente, la brecha del PIB, el TCR y los términos de intercambio, y se obtiene el TCR que prevalece cuando simultáneamente: (i) la cuenta corriente está en un nivel coherente con una brecha de producto en cero y (ii) los términos de intercambio se ubican en niveles similares a los de tendencia. En el segundo enfoque, denominado de sostenibilidad externa, el TCR de equilibrio es el que logra que la cuenta corriente sostenible (aquella que estabiliza los activos internacionales en el nivel deseado) sea igual a la cuenta corriente que prevalecería en el mediano plazo. A continuación se describen ambos enfoques.

Cuenta Corriente de Equilibrio

La diferencia entre ahorro e inversión en una economía puede expresarse como:

$$\frac{CC_t}{YN_t} = \frac{BC_t}{YN_t} + \frac{PNEF_t}{YN_t} \quad (5)$$

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

$$\frac{BC_t}{YN_t} = \left(\frac{Px}{P} \right)_t \left(\frac{X}{Y} \right)_t - \left(\frac{Pm}{P} \right)_t \left(\frac{M}{Y} \right)_t \quad (6)$$

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

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

$$\left(\frac{X}{Y} \right)_t = u_0 q_t^{x_x} + \varepsilon_t^x \quad (6.1)$$

⁵ Calderón y Duncan (2003) presentan una revisión de los principales estudios.

$$\left(\frac{M}{Y}\right)_t = u_1 q_t^{-\chi_M} \left(\frac{Y}{YP}\right)_t^{\chi_Y} + \varepsilon_t^M \quad (6.2)$$

donde χ corresponde al coeficiente de elasticidad respectivo, mientras u_0 y u_1 son constantes, y ε_t^X y ε_t^M son *shocks* aleatorios a las exportaciones e importaciones, respectivamente. De esta forma, se puede reformular (6) como:

$$\frac{BC_t}{YN_t} = \left(\frac{Px}{P}\right)_t (u_0 q_t^{\chi_X}) - \left(\frac{Pm}{P}\right)_t \left(u_1 q_t^{-\chi_M} \left(\frac{Y}{YP}\right)_t^{\chi_Y}\right) + \varepsilon_t, \quad (7)$$

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

A partir de (7), es posible calcular la balanza comercial de equilibrio como aquella que prevalece cuando: i) la brecha de producto es cero y ii) los niveles de Px , Pm y P se encuentran en sus valores de largo plazo. El TCR de equilibrio será aquel que iguale la balanza comercial de equilibrio con un nivel sostenible de balanza comercial, BC/YN . En este contexto, este último valor se impone exógenamente y puede corresponder, por ejemplo, a promedios históricos. Una forma alternativa de cálculo, utilizada por el FMI (ver Lee et al., 2008), consiste en determinar el nivel sostenible a partir de relaciones econométricas entre la balanza comercial y sus determinantes de largo plazo (evaluados a niveles de equilibrio).

Cuenta corriente sostenible

Una forma alternativa de calcular el TCR de equilibrio considera como punto de partida el cálculo de la cuenta corriente sostenible (CCS), entendida como el nivel de cuenta corriente que hace que la razón de activos internacionales netos a PIB esté en su valor de largo plazo. Con posterioridad, se compara este valor con la cuenta corriente actual, pero valorada a los precios de mediano plazo tanto de exportaciones como importaciones, la que se denomina cuenta corriente de tendencia (CCT). El TCR de equilibrio es aquel que logra que la cuenta corriente sostenible y la de mediano plazo sean iguales.

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

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

$$\frac{\Delta AIN}{AIN} = \frac{CC}{PIN} = g + \pi - \Delta e, \quad (8)$$

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

$$\frac{CC}{PIN} = g + \pi^*, \quad (9)$$

que, alternativamente, puede expresarse como:

$$CCS = (g + \pi^*) \frac{PIN}{PIB}, \quad (10)$$

donde CCS corresponde a la cuenta corriente sostenible (como porcentaje del PIB).

Este tipo de modelos es de uso infrecuente en Chile. En particular, más allá de lo presentado en Caputo et al. (2008a), no existen estimaciones de este tipo de modelos aplicados al caso chileno.

3. Modelos de Forma Reducida

Los modelos de forma reducida se basan en estimaciones de series de tiempo y buscan capturar cómo distintas variables determinan la dinámica del TCR. En este sentido, estos modelos no solo buscan entender el tipo de cambio en el mediano y largo plazo, sino que también podrían explicar su dinámica de corto plazo. De hecho, un método que habitualmente se considera para evaluar la dinámica de corto plazo del tipo de cambio se basa en los diferenciales entre las tasas de interés interna y externa. Estos modelos corresponden a lo que Clark y MacDonald (1999) denominan *Behavioural Exchange Rate* o BEER. Esta misma definición se utiliza en Caputo et al. (2008a).

De acuerdo con Faruquee (1995), una forma conveniente de analizar teorías que difieren de la PPC es dividir los determinantes del TCR en dos categorías: aquellos que actúan a través de la cuenta corriente (flujo comercial) y aquellos que actúan a través de la cuenta de capitales (la posición neta de activos del país). Esta división permite aislar determinantes del TCR que afectan la posición de flujos de la posición de stocks. Dentro de la posición de flujo comercial de un país, y una vez que se supone la existencia de bienes no transables, se distinguen a lo menos tres focos de desviaciones del TCR respecto del nivel que predice la PPC. Estos son el efecto Balassa-Samuelson, el tamaño relativo del gasto de gobierno y, eventualmente, los términos de intercambio y los aranceles. Por su parte, la posición de stock de activos internacionales resume los factores que determinan la propensión del país a ser deudor o acreedor neto en el concierto internacional. De esta forma, es posible expresar una relación entre el TCR y sus determinantes fundamentales:

$$q_t = \beta + \beta_1 TNT_t + \beta_2 TDI_t + \beta_3 (G/Y)_t + \beta_4 (AIN/Y)_t + \beta_5 ARAN_t \quad (11)$$

La expresión anterior no incorpora elementos que afecten de forma transitoria al TCR (como diferenciales de tasas de interés), ni tampoco *shocks* aleatorios. La variable *TNT* se refiere a la razón entre la productividad del sector transable *vis-à-vis* el no transable (efecto Balassa-Samuelson), mientras *G/Y* es el gasto gubernamental como proporción del PIB.⁶

La variable *TDI* son los términos de intercambio y *AIN/Y* se refiere a los activos internacionales netos del país como porcentaje del producto (variable de stock). Por último, *ARAN* tiene que ver con el nivel de impuestos a las importaciones que Chile realiza.

La especificación en (11) corresponde a la forma reducida de un modelo teórico más general. Detalles del modelo teórico y la derivación de (11) pueden encontrarse en Calderón (2004). En todo caso, se espera que los β_i sean negativos, en un contexto en que el precio de los transables es determinado en el mercado internacional y que es, por lo tanto, exógeno a la economía interna.

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

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

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

Como nota Faruquee (1995), un mayor volumen de activos internacionales netos, como porcentaje del PIB, refleja mayores pagos netos a factores desde el

⁶ En teoría, estas variables deberían ser expresadas como razón de las mismas variables de los socios comerciales. Por disponibilidad de datos, y para tener una frecuencia mayor de estimaciones, se utilizan las variables sin compararlas con las externas. En cualquier caso, si las productividades relativas y el gasto de gobierno como porcentaje del PIB son estables en los socios comerciales, omitir las variables externas tendría un impacto menor sobre la estimación de (11).

CUADRO 1

Resumen de Elasticidades del TCR a sus Fundamentos en (11)

Variables fundamentales	Céspedes-De Gregorio	Soto-Valdés	Calderón	Caputo-Dominichetti
TNT	-0.34	-0.49	-0.20	-0.47
TDI	-0.59	-0.16	-0.89	-0.35
G/Y ^a	-1.10	-1.60	-0.89	-0.13
AIN/Y	-0.18	-0.17	-0.07	-0.14
ARAN	-	-	-	-0.02

Fuente: Elaboración propia.

a. En Calderón (2004) y Caputo y Dominichetti (2005) la variable G/Y se introduce en logaritmo, mientras que en Céspedes y De Gregorio (1999) y Soto y Valdés (1998) la variable G/Y se introduce en niveles. Como resultado, la comparabilidad entre estudios no es directa.

extranjero y, por lo tanto, un mayor déficit sostenible en la balanza comercial. Este mayor déficit es solo coherente con un tipo de cambio real más apreciado. Luego, los *AIN/Y* se correlacionan de forma negativa con el TCR.

Por último, como muestran Edwards (1987) y Conolly y Deveraux (1997), un aumento de los aranceles a las importaciones puede tener un impacto en la evolución del tipo de cambio real. En particular, este aumento desplaza la demanda agregada desde bienes transables hacia bienes no transables, lo que eleva el precio de estos últimos y, por esa vía, contribuye a una apreciación real. Adicionalmente, se genera un efecto ingreso negativo que reduce la demanda por ambos bienes, lo que contribuye a una depreciación. Por último, si la elasticidad de demanda por importaciones es baja (debido a poca sustitución por bienes de origen nacional), la demanda relativa por bienes internos cae, lo que tiende a depreciar el TCR. Por lo tanto, el efecto de los aranceles es, a priori, incierto. Sin embargo, la evidencia empírica de diversas economías latinoamericanas sugiere una relación negativa.

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

$$\Delta q_t = -\lambda(q_{t-1} - \beta_1 TNT_{t-1} - \beta_2 TDI_{t-1} - \beta_3 (G/Y)_{t-1} - \beta_4 (AIN/Y)_{t-1} - \beta_5 ARAN_{t-1}) + \theta \Delta T_t, \quad (12)$$

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

Para Chile existen diversos estudios que han estimado una relación como en (17). En particular, y en orden cronológico, Arellano y Larrain (1996), Soto y Valdés (1998), Céspedes y De Gregorio (1999), Valdés y Délano (1999), Calderón (2004), Caputo y Dominichetti (2005) y Cerda et al. (2005), estiman los coeficientes de largo plazo, β_i con frecuencia trimestral. En general, se concluye que existe una relación, como la que sugiere la teoría, entre las variables fundamentales y el tipo de cambio real. En concreto, la mayoría de las estimaciones concluyen que los β_i son negativos y estadísticamente significativos (cuadro 1).

En algunos casos, como Cerda et al. (2005), se incorpora como variable fundamental la razón entre gasto agregado y PIB nominal. La intuición detrás de esto, es que un incremento de esta razón se traduciría en un aumento de la demanda, tanto por transables como por no transables, lo que estaría asociado a una apreciación. Si bien esta variable puede incidir sobre el TCR, estos efectos se darían en la dinámica de corto plazo. En el largo plazo, esta razón debería ser constante sin implicancias para la dinámica del TCR. La razón de gasto interno a PIB (que está inversamente relacionada con la balanza comercial), es una variable de flujo que debería tener un impacto sobre la posición de activos internacionales netos, y esta variable de stock está ya incorporada, en la mayoría de las especificaciones empíricas, en la variable *AIN/Y*. De esta forma, existen dos motivos que nos llevan, en la

práctica, a *no* incorporar la variable gasto interno a PIB en el vector de cointegración: i) esta variable no tiene un impacto en la dinámica de largo plazo del TCR y ii) cualquier impacto que esta variable tenga sobre la posición de activos externos netos ya está incorporado en la variable AIN/Y .

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

$$q_t = \beta + \beta_1 TNT_t + \beta_2 TDI_t + \beta_3 (G/Y)_t + \beta_4 (AIN/Y)_t + \beta_5 ARAN_t. \quad (13)$$

El equilibrio de corto plazo está determinado por los valores contemporáneos de los fundamentos.⁷ En este caso en particular se ha hecho abstracción de elementos transitorios y *shocks* aleatorios. De esta forma, la diferencia entre el valor efectivo del tipo de cambio real y el que deriva de la ecuación (13) se puede explicar por *shocks* no anticipados y por fenómenos transitorios, que muchas veces no son observables. Por otro lado, cabe hacer notar que la constante de la estimación, el coeficiente β , se ajusta de forma de reflejar el hecho de que, en el período de estimación, los promedios de las series (que es lo que refleja el coeficiente β) no necesariamente corresponden a los niveles de equilibrio de las mismas. Para tal efecto, primero se determina, de forma criteriosa, un período de tiempo (denominado *base*) en que se cree que las variables explicativas y el TCR estuvieron en equilibrio.⁸ Luego se calcula el valor del TCR predicho, por la ecuación (11), en el período base y se compara con el valor que efectivamente tomó. La diferencia entre ambos valores se incorpora a la constante, de modo que en el período base el valor que predice (13) y el valor efectivo sean iguales. Este procedimiento se denomina “ajuste de constante” y evita que, por poca disponibilidad de datos, los promedios calculados difieran de los que deberían ser los valores de equilibrio de las series.

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

$$\hat{q}_t = \beta_{BASE} + \beta_1 \hat{TNT}_t + \beta_2 \hat{TDI}_t + \beta_3 (\hat{G}/Y)_t + \beta_4 (AIN/Y)_t + \beta_5 (\hat{ARAN})_t, \quad (14)$$

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

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

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

IV. RESULTADOS EMPÍRICOS

Las distintas metodologías se aplican para el cálculo del TCR bajo supuestos comunes y que se habrían adoptado a fines del 2007. El cálculo

⁷ En la literatura de series de tiempo, la especificación en (13) se denomina *relación de largo plazo* (o de cointegración), mientras la relación de corto plazo incorpora, además, elementos transitorios como cambios en las variables explicativas y un término denominado de corrección de errores. La definición de corto plazo utilizada en este documento es distinta y tiene que ver con las características de las variables explicativas. En particular, la relación en (13) que incorpora los valores contemporáneos se denomina *equilibrio de corto plazo*, dado que las variables explicativas no están necesariamente en su nivel sostenible o de equilibrio de mediano o largo plazo.

⁸ Por ejemplo, en los análisis realizados al interior del BCCh se consideran dos períodos alternativos como base: el año 1994 y el período de 1990 a 2002.

anterior requiere determinar los valores de mediano y largo plazo de los fundamentos, en los modelos de *balance macroeconómico* y de *forma reducida*. Adicionalmente, se requiere determinar el intervalo de tiempo en que la PPP se podría haber cumplido. El ejercicio que aquí se presenta corresponde a los valores que se habrían obtenido a fines del 2007, tanto para el TCR observado como para fijar una perspectiva del valor de los fundamentos de mediano y largo plazo. Eso significa que las estimaciones son válidas para ese año en particular, y estimaciones del TCR “de equilibrio” para otros momentos requieren de una reevaluación de esos valores fundamentales. En todos los casos se entrega el valor de referencia comparable al TCR publicado por el BCCh (base 1986 = 100).

Cuando corresponde, las estimaciones del TCR de equilibrio se acompañan de una estimación de la desviación estándar de la ecuación. Lo anterior incorpora, exclusivamente, la incertidumbre en la estimación de los parámetros de las ecuaciones de comportamiento, en línea con lo que realizan Aguirre y Calderón (2005). Este cálculo de la precisión de la estimación no considera la incertidumbre asociada al valor que efectivamente tienen los determinantes fundamentales del TCR; es decir, supone que los valores supuestos son los correctos.

Para el caso de la PPC, el período muestral escogido como referencia para el cálculo de la media incondicional de convergencia es determinante en el resultado. En el caso de los modelos de *forma reducida*, son dominantes los supuestos del valor de convergencia de los fundamentos y la elección de una constante que representa un período base en que el TCR estuvo efectivamente cerca de su equilibrio. En el caso de los modelos de *balance macroeconómico*, hay dos clases de supuestos claves. Si se utiliza un período ancla en que se supone existió cercanía entre el TCR observado y su valor de equilibrio, la elección de dicha ancla resulta determinante. Por otro lado, si se utiliza la versión en que el TCR asegura que la cuenta corriente sostenible (CCS) y la de tendencia (CCT) sean iguales, resulta esencial la elección del nivel sostenible de cuenta corriente, así como el supuesto de precios de tendencia de las importaciones y exportaciones.

En el cuadro 2 se presentan las estimaciones. Bajo el paradigma de PPC se presentan cálculos a partir de

los promedios mensuales con muestras 1986-2006 y 1990-2006. Existen argumentos para defender la validez de cada una de estas muestras considerando que hubo cambios relevantes en la estructura económica al comienzo de cada uno de ellos.

Para los modelos de forma reducida, se supone que la variable de productividad relativa crece a la tasa histórica desde el año base, que los términos de intercambio son coherentes con un precio del cobre de 1.20 centavos de dólar la libra, un precio del petróleo de US\$ 65 el barril, y que el gasto de gobierno se proyecta según una tendencia lineal a partir del año 1999.⁹ Por último, se supone que la posición de *AIN/Y* relevante es igual al promedio de los últimos cuatro trimestres y que los aranceles no cambian respecto del último valor observado. Se consideran dos períodos base: el año 1994 y el período 1990 a 2002. Los coeficientes asociados a las variables explicativas, los β_i de la ecuación (11), corresponden a los valores estimados por Caputo y Dominichetti (2005) que se reportan en el cuadro 1.

Para los modelos de equilibrio macroeconómico se suponen los mismos precios de petróleo y cobre, y se calcula la CCS en -2.1% y la CCT, en cerca de -4.0% para el año 2006.

El conjunto de estimaciones entrega un promedio para el TCR de equilibrio que es de 94.6. Respecto de este promedio, el valor mínimo (89.7) está un 5% por debajo, mientras el valor máximo (98.5) se encuentra un 4% por arriba. De esta forma, la amplitud del rango de estimaciones no es mayor que la implícita en cada uno de los modelos individuales.

V. LA REGLA DE SUPERÁVIT ESTRUCTURAL EN LA DETERMINACIÓN DEL TCR

En los últimos años, Chile ha experimentado una serie de cambios estructurales. Por un lado, a fines de la década pasada la política monetaria dejó de tener una tasa de interés reajutable como principal instrumento de política. Adicionalmente, se eliminó la banda cambiaria y se estableció un rango meta, centrado en 3%, para la tasa de inflación en vez de una meta que cambiaba año a año.

⁹ Para más detalle, ver recuadro III.2, Informe de Política Monetaria, enero 2006.

CUADRO 2

**Estimación del TCR de Equilibrio
según Modelos Alternativos a Diciembre del 2007**

Modelos	Descripción datos	Comentario	Equilibrio	Desviación estándar
PPC				
[1]	Mensual, multilateral, serie oficial	Promedio 1986-2006	95.8	8.0
[2]	Mensual, multilateral, Caputo y Dominichetti	Promedio 1986-2006	98.0	14.0
Equilibrio macroeconómico				
[3]	Modelo Balanza Comercial, base 1994	Precio de cobre de 120 cent. US\$ la libra y de US\$65 el barril de petróleo	96,9	ND
[4]	Modelo Balanza Comercial, base 1990-2002	Precio de cobre de 120 cent. US\$ la libra y de US\$65 el barril de petróleo	92.2	ND
[5]	Modelo C.Corriente Sostenible, a partir de las cantidades físicas de exp. e imp. del 2006	CCS=-2.1%; CCT 2006 = -4.0%	98.5	ND
Forma reducida				
[6]	Trimestral, multilateral, Caputo y Dominichetti (2005)	Base 1994 y productividad relativa entre transables y no transables.	91.2	9.4
[7]	Trimestral, multilateral, Caputo y Dominichetti (2005)	Base 1990-2002 y productividad relativa entre transables y no	89.7	9.7
Fuente: Cálculos de los autores.				

Por otro lado, a fines de los noventa, la política fiscal empezó a formularse en términos de una regla de superávit estructural (ver Marcel et al., 2001). En términos prácticos, esta regla evita que *shocks* positivos de términos de intercambio se transmitan completamente a la economía. En particular, cuando el cobre supera el precio considerado de equilibrio de largo plazo, los recursos adicionales se ahorran.

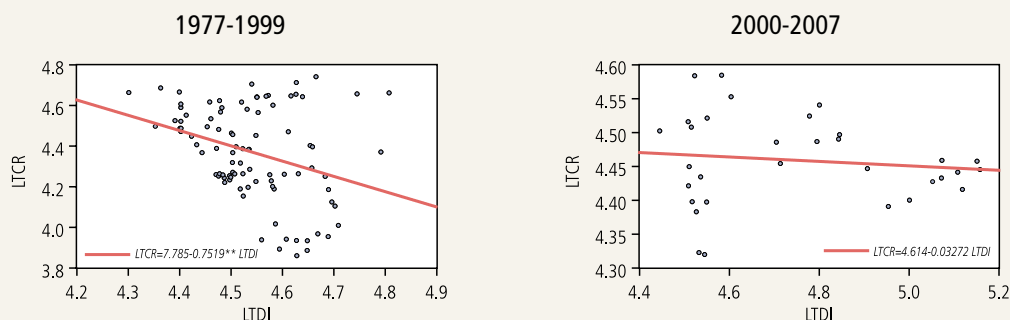
Este cambio de política puede tener efectos sobre la dinámica del TCR y, por lo tanto, sobre los modelos de determinación del TCR. En este contexto, el objetivo de esta sección es evaluar las implicancias de la regla de superávit fiscal sobre los modelos de TCR. Esto se hace desde dos perspectivas: por un lado, se muestran

las implicancias de esta regla sobre la dinámica del TCR en un modelo de equilibrio general, y luego se evalúa en qué medida los modelos de forma reducida toman en cuenta este fenómeno.

Bajo una regla fiscal como la que existe hoy, ante un *shock* positivo de términos de intercambio, la actividad y el gasto agregado reaccionan menos. Lo anterior ocurre como resultado de menores presiones sobre el nivel de precios interno. Ahora bien, al observar la correlación entre el TCR y los términos de intercambio (TDI) desde 1977 a 1999 y la existente entre el 2000 y el 2007 (gráfico 1), queda claro que la relación negativa, y estadísticamente significativa, entre el TCR y los TDI que existió hasta el año 1999

GRÁFICO 1

Correlación entre el TCR y los TDI (línea de regresión en rojo)



se debilitó de forma importante desde el año 2000 en adelante. Lo anterior puede ser evidencia de que en los modelos de forma reducida, representados por la ecuación (11), la elasticidad del TCR a los TDI pudo haberse modificado.

Para un test más formal de esta hipótesis, reestimamos (11) incluyendo datos hasta el 2007.¹⁰ Los resultados de la estimación (cuadro 3) muestran que efectivamente al considerar el período más reciente, la respuesta del TCR a los TDI no es estadísticamente distinta de cero, y en un caso es incluso positiva (y estadísticamente significativa). Los resultados anteriores muestran un importante contraste con lo obtenido en todos los estudios previos respecto de modelos de forma reducida. En efecto, tal como muestra el cuadro 1, las estimaciones anteriores (que utilizan datos hasta el 2004.II o incluso previos) obtienen elasticidades del TCR a los TDI negativas y estadísticamente significativas. Para ver en qué medida los datos más recientes son los que influyen en este resultado, realizamos estimaciones recursivas de la elasticidad del TCR a los TDI dejando fija la fecha inicial y agregando datos hasta el 2007. La elasticidad cambia de forma importante al incluir datos recientes (gráfico 2). En particular, esta se vuelve positiva y no estadísticamente distinta de cero a partir del año 2003. Este fenómeno es problemático por cuanto dificulta evaluar en qué medida un cambio en los TDI impacta al TCR y hace, por lo tanto, difícil aplicar este tipo de modelos para entender la dinámica (y derivar valores de equilibrio de largo plazo) del TCR.

CUADRO 3

Estimación de (11) por MCO Dinámicos

Coefficiente/ variable dependiente	TCR ^a	TCR ^b
Constante	4.068*** (0.31)	4.553*** (0.32)
TNT	-0.500*** (0.10)	0.082*** (0.08)
TDI	0.098 (0.07)	0.071*** (0.07)
G/Y	-0.474 (0.30)	0.259*** (0.26)
AIN/Y ^a	-0.211*** (0.02)	
AIN/Y ^b		0.015*** (0.02)
ARAN	-0.005 (0.00)	0.004*** (0.00)
R² Ajustado	0.789	0.839

Fuente: Caputo, Nuñez y Valdés (2008b).

Período de estimación: 1977.1-2007.2

Errores estándar entre parentesis. Errores robustos a heterocedasticidad y autocorrelación.

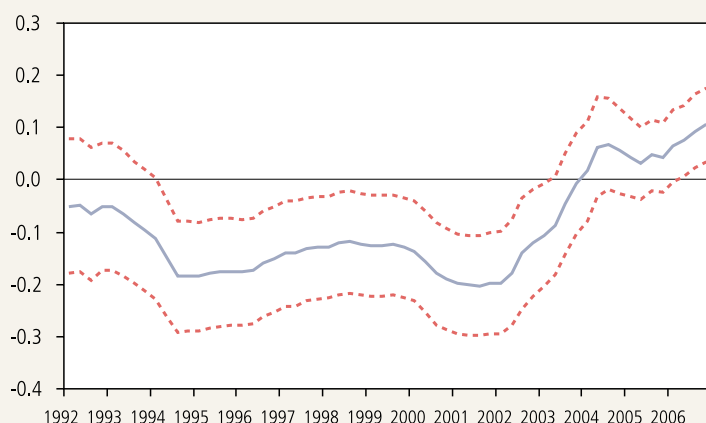
**** (**) * implican significancia estadística al 1% (5%) and 10%.

a. AIN contruidos mediante la acumulación de saldos en cuenta corriente.

b. AIN contruidos a partir de la posición de inversión internacional en Lane and Milesi-Ferretti (2001).

¹⁰ Las estimaciones en Caputo y Dominichetti (2005) incorporan datos hasta el 2004.II.

Estimación Recursiva de la Elasticidad del TCR a los TDI en (11)^a



Fuente: Caputo, Nuñez y Valdés (2008b).

a. Cálculo en base a una ventana con inicio en 1977.I y término en t . Línea discontinua es el intervalo de confianza de 95%.

La evidencia anterior sugiere que efectivamente ha habido un cambio en la relación entre los TDI y el TCR. Este cambio se da de forma clara a partir del año 2003, y no coincide del todo con la implementación de la regla de superávit estructural (que entró en vigencia el año 1999). Con el objeto de entender mejor cómo se modifican los mecanismos de transmisión de *shocks* a los TDI con la existencia de reglas fiscales alternativas, en la siguiente subsección analizamos las implicancias de una regla de balance estructural en un modelo microfundado, el Modelo de Análisis y Simulación (MAS), de que dispone el BCCh y que es descrito en Medina y Soto (2007b).

1. Regla Fiscal y TCR en Modelos de Equilibrio General

La actual regla de balance estructural (RBS) permite, entre otras cosas, atenuar los efectos económicos de las fluctuaciones del precio del cobre. Esta regla, sin embargo, no atenúa el impacto que tiene la evolución del precio del petróleo, y de los productos importados en general, sobre la economía. Por lo tanto, es probable que no haya una relación mecánica entre la elasticidad del TCR a los TDI y la política fiscal. Para ilustrar este punto vemos cómo responden distintas variables ante un *shock* en el precio del cobre tanto en presencia de una RBS como en el caso en que no existe una regla explícita. Este último caso corresponde a los que Medina y Soto (2007b) denominan regla de

gasto (RG) en que el fisco ajusta su gasto a medida que los ingresos cambian, de forma de mantener constante el *balance efectivo*.¹¹ Bajo la RG, un *shock* positivo en el precio del cobre (PCU) de 20% incrementa el gasto de gobierno, lo que eleva la demanda por bienes producidos en el país. Esto, a su vez, incrementa el PIB y aumenta la demanda por trabajo. Como resultado, tanto los salarios reales como el consumo privado aumentan. El efecto final es un incremento del PIB de 1% en promedio durante el primer año y un aumento de la inflación en torno a 0.3% durante los tres primeros años (gráfico 3). Estos resultados se obtienen al utilizar el modelo MAS mencionado.

Bajo la RG, la demanda por bienes de producción interna aumenta porque tanto el gobierno como el sector privado están demandando más de estos bienes. Como resultado, el TCR se tiene que apreciar de modo de desplazar demanda hacia bienes importados. La apreciación que se genera es bastante persistente y del orden de 1%. Como notan Medina y Soto (2007a), esta apreciación permite, además, equilibrar las cuentas externas. En concreto, contribuye a reducir el superávit en cuenta corriente, el que se estabiliza a partir del quinto año. La tasa de política monetaria, por su parte, se incrementa hasta 80 puntos base en promedio durante el primer año.

Ahora bien, bajo una RBS, la respuesta dinámica de la economía ante el *shock* positivo en el PCU cambia significativamente. En concreto, el hecho de que el fisco ahorre parte importante de la mejora en los términos de intercambio contribuye a que el PIB reaccione mucho menos. Lo anterior se explica, en parte, por la reducción del consumo de gobierno (como porcentaje del PIB), y en parte por la caída de las exportaciones que se produce como resultado de la apreciación cambiaria.

El consumo privado, por su parte, se incrementa. En particular, como notan Medina y Soto (2007a), los

¹¹ Detalles del modelo utilizado en este ejercicio se pueden encontrar en Medina y Soto (2007b) y en Caputo et al. (2008b)

hogares *ricardianos*¹² aumentan su consumo de forma inmediata porque anticipan que la acumulación de activos externos por parte del gobierno implicará, eventualmente, una reducción de impuestos. Los hogares *no ricardianos*, en cambio, incrementan de forma paulatina su consumo a medida que su ingreso disponible aumenta. La dinámica del PIB tiende a estar dominada, en los primeros trimestres, por la reducción del gasto de gobierno y la caída de las exportaciones. Como resultado, el PIB cae ligeramente durante el primer año. Desde el segundo año en adelante, el incremento en el consumo tiende a dominar la dinámica del PIB.

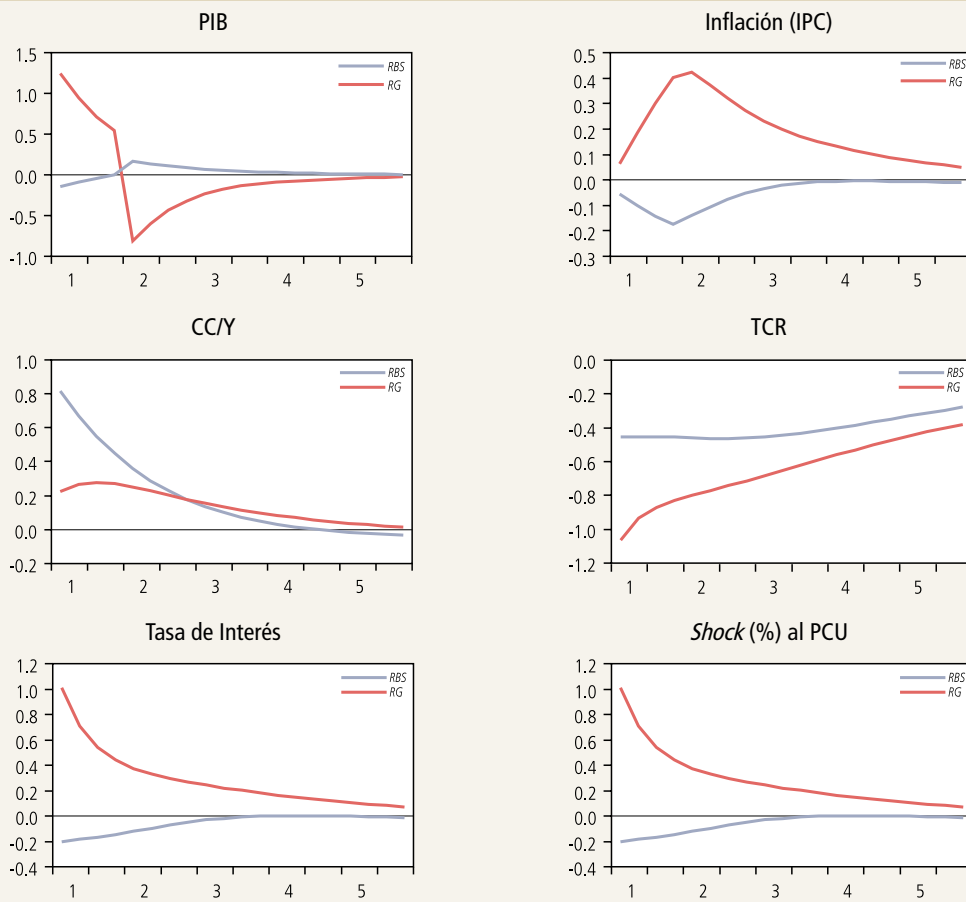
Bajo la RBS, la demanda por bienes nacionales se incrementa, pero solo marginalmente. Como resultado,

la apreciación real que se requiere para inducir un traslado de gasto hacia bienes importados está muy por debajo de la apreciación requerida bajo la RG. En particular, bajo la RG la apreciación del TCR es del orden de 1%, mientras que bajo la RBS esta apreciación es de 0.4%. Por lo tanto, frente a un *shock* en el precio del cobre, reglas fiscales alternativas generan un comportamiento muy disímil en el TCR: la RBS genera menores fluctuaciones en el producto, la inflación y el TCR.

¹² En el MAS, estos hogares son aquellos que no se encuentran restringidos financieramente y, por tanto, pueden desvincular su consumo del ingreso disponible. Por el contrario, los hogares *no ricardianos* pueden modificar su consumo solo en la medida en que su ingreso disponible cambie.

GRÁFICO 3

Respuestas a un Aumento del PCU en el MAS (desvíos porcentuales respecto del estado estacionario)



Fuente: Elaboración propia en base a Medina y Soto (2007b).

Ahora bien, en este contexto surge la pregunta respecto de si otros *shocks* que afectan a los términos de intercambio generan dinámicas distintas en el TCR. Para abordar este tema, se analiza el impacto de un *shock* al precio del petróleo (POIL) bajo las reglas fiscales consideradas hasta ahora (gráfico 4). Ante una caída del POIL, el ingreso disponible se incrementa, lo que aumenta el consumo y, en consecuencia, el PIB y la inversión también crecen.

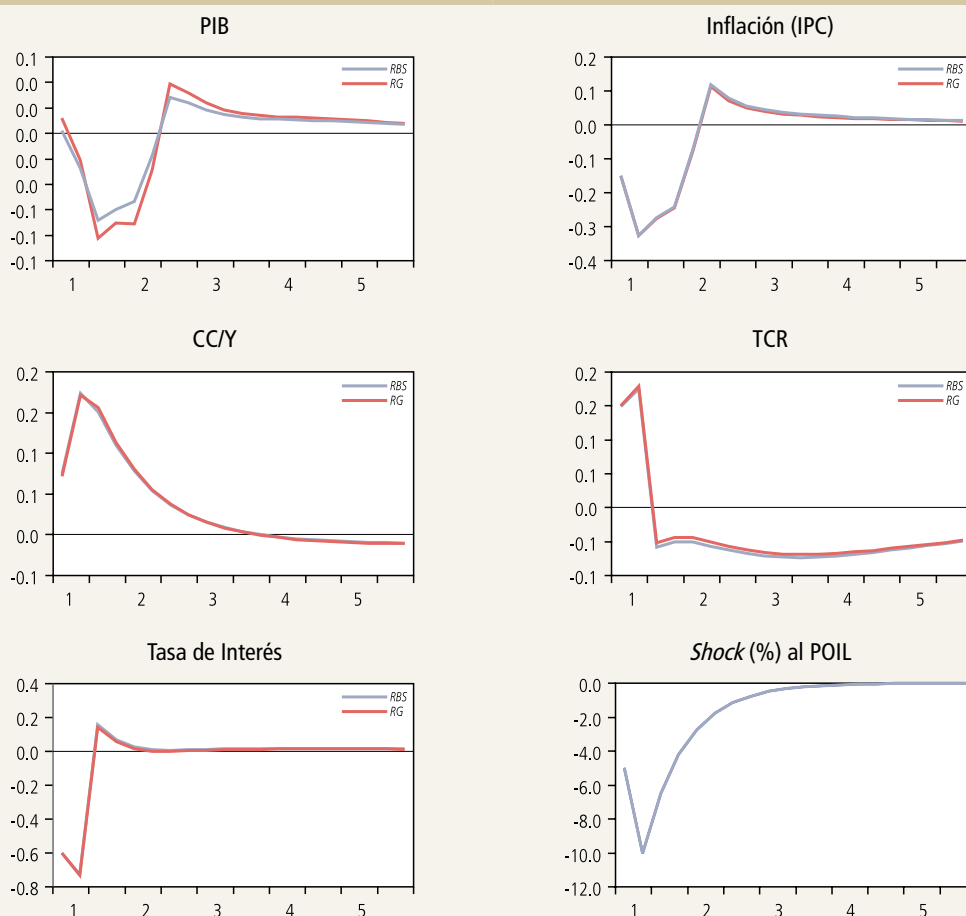
Por otro lado, este *shock* reduce los costos de las firmas que producen bienes internos, por lo que cae la inflación durante los primeros dos años. Lo anterior sucede a pesar del aumento en la demanda agregada.

Esta caída de la inflación induce una reducción en la tasa de política monetaria que contribuye a la depreciación del TCR.¹³ Ahora bien, la magnitud de esta depreciación no depende de la regla de política fiscal. Tanto para la RBS como para la RG, la depreciación es de cerca de 0.4% durante el primer año y tiende a disiparse a partir del segundo año de ocurrido el *shock*. La dinámica del resto de las variables tampoco cambia de forma significativa al modificar la regla fiscal.

¹³ Para mayor detalle respecto del shock al POIL bajo distintas reglas de política monetaria, ver Medina y Soto (2005).

GRÁFICO 4

**Respuestas a una Caída del POIL en el MAS
(desvíos porcentuales respecto del estado estacionario)**



Fuente: Elaboración propia en base a Medina y Soto (2007b).

2. Regla Fiscal, TCR y TDI en Modelos de Forma Reducida

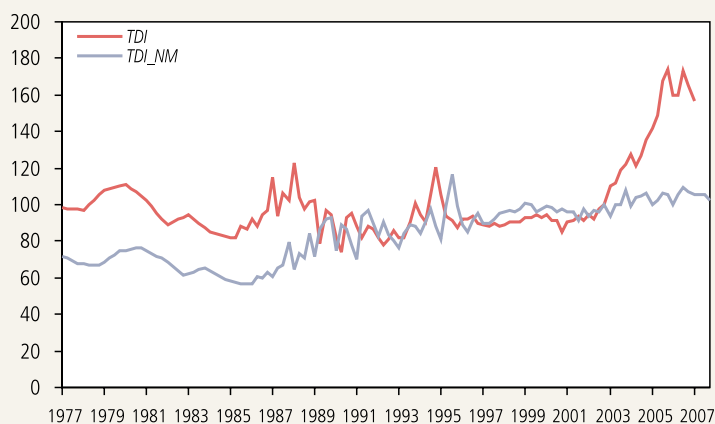
Un resultado importante de los ejercicios anteriores es que la adopción de una RBS modifica la respuesta del TCR ante *shocks* de términos de intercambio. Sin embargo, esto sucede siempre y cuando estos *shocks* tengan su origen en movimientos del precio del cobre. Si los *shocks* se generan por otros elementos, la respuesta del TCR a los términos de intercambio no se ve alterada. De esta forma, la RBS no implica por sí sola que la elasticidad del TCR a los TDI sea menor. Esta elasticidad va a cambiar en la medida en que se cumplan dos condiciones: i) que el fisco adopte una RBS y ii) que las fluctuaciones de los TDI tengan su origen en movimientos del PCU. De esta forma, el hecho de que en la práctica esta elasticidad se reduzca solo a partir del 2003 —cuatro años después de la implementación de la RBS— es coherente con el hecho de que el PCU empieza a incrementarse de forma significativa solo a partir del 2003. Lo anterior queda de manifiesto al comparar la evolución de los términos de intercambio agregados, TDI, y de los términos de intercambio que excluyen el precio de las exportaciones mineras, TDI_NM (gráfico 5).

En términos de los modelos de la forma reducida, los resultados anteriores implican que la elasticidad del TCR a los TDI debería ser estable (independientemente de la regla fiscal) si se excluyen de los TDI los componentes asociados al cobre.

A la luz de estos resultados, reformulamos los modelos de forma reducida, de manera de incorporar el cambio estructural vivido por Chile a fines de la década pasada. En concreto, reestimamos los modelos en (11) considerando los TDI_NM. Los resultados de este ejercicio muestran que, efectivamente, en este caso la elasticidad del TCR a los TDI_NM tiene el signo esperado y es estadísticamente significativa (cuadro 4). Adicionalmente, esta elasticidad es mucho más estable a lo largo del período de estimación (gráfico 6), es decir, esta elasticidad es independiente del régimen fiscal adoptado. El ejercicio anterior

GRÁFICO 5

Índices de Términos de Intercambio (2003=100)



Fuente: Cálculo de los autores en base a datos del BCCh y Calderón (2004).

CUADRO 4

Estimación de (11) con TDI No Minería por MCO Dinámicos

Coefficiente/ variable dependiente	TCR ^a	TCR ^b
Constante	7.336*** (0.59)	6.430*** (0.82)
TNT	-0.378*** (0.11)	-0.124*** (0.10)
TDI_NM	-0.544*** (0.11)	-0.294* (0.16)
G/Y	-1.923*** (0.42)	-3.46*** (0.42)
AIN/Y ^a	-0.177*** (0.02)	-
AIN/Y ^b	-	-0.139*** (0.02)
ARAN	-0.022 (0.00)	-0.021*** (0.00)
R² Ajustado	0.827	0.772

Fuente: Caputo, Nuñez y Valdés (2008b).

Período de estimación: 1977.1-2007.2

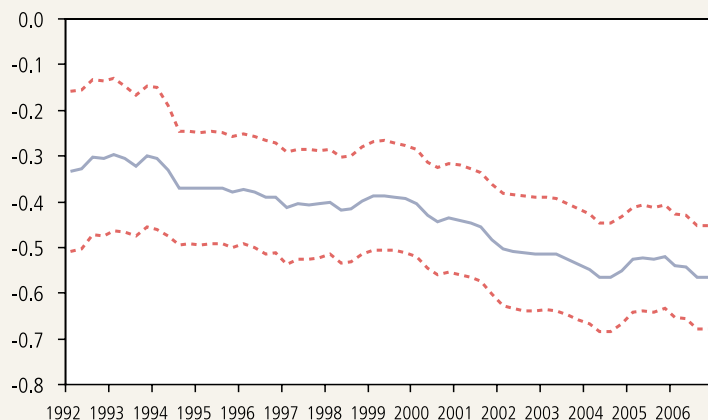
Errores estándar entre parentesis. Errores robustos a heterocedasticidad y autocorrelación.

**** (***) * implican significancia estadística al 1% (5%) and 10%.

a. AIN contruidos mediante la acumulación de saldos en cuenta corriente.

b. AIN contruidos a partir de la posición de inversión internacional en Lane and Milesi-Ferretti (2001).

Estimación Recursiva de la Elasticidad del TCR a los TDI No Minería en (11)^a



Fuente: Caputo, Nuñez y Valdés (2008b).

a. Cálculo en base a una ventana con inicio en 1977.1 y término en t . Línea discontinua es el intervalo de confianza de 95%.

muestra cómo pueden verse afectados los coeficientes de los modelos de forma reducida por cambios de política, y la forma en que estos cambios se pueden incorporar. En este caso particular, considerar una serie de TDI alternativa permite, por un lado, estimar una elasticidad que es estable a lo largo del tiempo (o a través de distintos regímenes fiscales) y, por otro, implementar modelos de forma reducida para el cálculo del TCR de equilibrio.

VI. CONCLUSIONES

El tipo de cambio juega un rol central en la economía y, por lo mismo, tiene especial importancia en la formulación de las políticas macroeconómicas. Ello no es una excepción en el marco de política basado en metas de inflación y flotación cambiaria (e intervenciones en casos extraordinarios) que ha seguido el Banco Central de Chile durante la última década. Debido a que el tipo de cambio influye en el comportamiento de una serie de variables claves y, a su vez, se ve afectado, entre otros factores, por la política monetaria y las intervenciones cambiarias, es un precio relativo que ocupa un espacio relevante tanto en el análisis de la coyuntura como en la elaboración de escenarios de proyección de mediano plazo.

En este contexto, una pregunta recurrente tiene que ver con el nivel de equilibrio al que convergerá el TCR a mediano y largo plazo. Identificar este nivel permite,

por un lado, cuantificar la desalineación de los valores actuales y, por el otro, anticipar eventuales trayectorias de convergencia del TCR a su valor de equilibrio. Lo anterior es un elemento importante en el proceso de proyecciones de inflación que realizan los bancos centrales. Es también un ejercicio que hacen de forma regular organismos multilaterales para tener un diagnóstico de los eventuales desequilibrios que podrían estar gestándose en una economía determinada.

En este trabajo se presentan los modelos de determinación de TCR de los que dispone el BCCh y que son utilizados de forma regular en la discusión de política monetaria. En particular, se discuten los modelos de *paridad del poder de compra* (PPC), de *balance macroeconómico* en que el tipo de cambio depende del equilibrio del mercado tanto interno como externo, y modelos de *forma reducida* en que el tipo de cambio es función de una serie de variables fundamentales.

Sobre la base de estos modelos, es posible determinar el valor de equilibrio para el TCR. El conjunto de estimaciones, a diciembre del 2007, entrega un promedio para el TCR de equilibrio que es de 94.6. Respecto de este promedio, el valor mínimo (89.7) está un 5% por debajo, mientras que el valor máximo (98.5), se encuentra un 4% por arriba. De esta forma, la amplitud del rango de estimaciones no es mayor que la implícita en cada uno de los modelos individuales. Considerando que el TCR promedio durante diciembre del 2007 fue de 91.85, se concluye que este valor no está fuera del rango de equilibrio para el TCR.

Los distintos modelos están sujetos a continuos desafíos. En el caso chileno en particular, presentamos evidencia, tanto teórica como empírica, de que la existencia de una regla de superávit estructural ha atenuado la relación que habitualmente se daba entre TCR y términos de intercambio. En concreto, las fluctuaciones del precio del cobre tienen un impacto menor al que tenían en el pasado sobre la evolución del TCR. Lo anterior no significa que los términos

de intercambio sean irrelevantes para la dinámica cambiaria, sino que sugiere que son los términos de intercambio que excluyen cobre los que tienen un impacto mayor sobre la evolución del TCR.

Por último, y en línea con lo encontrado por Isard (2007) para Estados Unidos, las distintas metodologías entregan valores disímiles respecto del valor de equilibrio para el TCR. De esta forma, no existe un paradigma único para entender el comportamiento del TCR, lo que hace necesario utilizar de forma complementaria los distintos enfoques, para informar el juicio de los encargados de la política económica.

REFERENCIAS

- Aguirre, A. y C. Calderón (2005). "Real Exchange Misalignment and Economic Performance." Documento de Trabajo N°315, Banco Central de Chile.
- Arellano y Larraín (1996). "Tipo de Cambio Real y Gasto Público: Un Modelo Económico para Chile." *Cuadernos de Economía* 33(9): 47-75.
- Banco Central de Chile (2003). Modelos Macroeconómicos y Proyecciones. Santiago: Banco Central de Chile.
- Banco Central de Chile. *Informe de Política Monetaria*, varios números.
- Calderón, C. y R. Duncan. (2003). "Purchasing Power Parity in an Emerging Market Economy: A Long-Span Study for Chile." Documento de Trabajo N°215, Banco Central de Chile.
- Calderón, C. (2004). "Un Análisis del Comportamiento del Tipo de Cambio Real en Chile." *Economía Chilena* 7(1): 5-29.
- Caputo, R y B. Dominichetti. (2005). "Revisión Metodológica en el Cálculo del IPE e Implicancias sobre los Modelos de Series de Tiempo para el TCR." *Economía Chilena* 8(1): 77-88.
- Caputo, R, M. Nuñez y R. Valdés. (2008a). "Análisis del Tipo de Cambio en la Práctica." *Economía Chilena* 11(1): 61-91.
- Caputo, R, M. Nuñez y R. Valdés. (2008b). "Fiscal Policy Rule and the Real Exchange Rate in Chile." Mimeo, Banco Central de Chile.
- Cashin, P. y C.J. McDermott (2006). "Parity Reversion in Real Exchange Rates: Fast, Slow, or Not at All?" IMF Working Paper N°53(1): 89-119.
- Céspedes, L.F. y J. De Gregorio (1999). "Tipo de Cambio Real, Desalineamiento y Devaluaciones: Teoría y Evidencia para Chile." Mimeo, DII Universidad de Chile.
- Cerda, R., A. Donoso y A. Lema (2005). "Análisis del Tipo de Cambio Real: Chile 1986-1999." *Cuadernos de Economía* 42: 329-56, noviembre.
- Clark, P.B. y R. MacDonald (1999). "Exchange Rates and Economic Fundamentals: a Methodological Comparison of BEERs and FEERs." En MacDonald, R. y J. Stein *Equilibrium Exchange Rates*. Boston, MA, EE.UU.: Kluwer Academic Publishers.
- Connolly, M. y J. Deveraux (1997). "The Equilibrium Real Exchange Rate: Theory and Evidence for Latin America." En J. Stein, P. Allen y Asociados *Fundamental Determinants of Exchange Rates*: Oxford University Press.
- De Grauwe, P. (2005). *Exchange Rate Economics. Where do We Stand?* Cambridge, MA, EE.UU.: MIT Press.
- Driver, R.L. y P.F. Westaway (2004). "Concepts of Equilibrium Exchange Rates." Working Paper N°248, Bank of England, diciembre.
- Edwards, S. y M. Savastano (2000). "Exchange Rates in Emerging Economies: What Do We Know?, What Do We Need to Know?" *Economic Policy Reform: The Second Stage*, editado por A. Krueger. Chicago, IL, EE.UU.: University of Chicago Press.
- Edwards, S. (1989). *Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Edwards, S. (1987). "Tariffs, Terms of Trade, and the Real Exchange Rate in an Intertemporal Optimizing Model of the Current Account." NBER Working Paper N°2175.
- Edwards, S. (2005). "Is the U.S. Current Account Deficit Sustainable? And If Not, How Costly Is Adjustment Likely to Be?" *Brookings Papers on Economic Activity* (1): 211-88.
- Elbadawi, I., L. Kaltani y K. Schmidt-Hebbel (2008). "Foreign Aid, the Real Exchange Rate, and Economic Growth in the Aftermath of Civil Wars." *The World Bank Economic Review* (22): 113-40.
- Faruqee, H. (1995). "Long-Run Determinants of the Real Exchange Rate: A Stock-Flow Perspective." IMF Staff Papers 42(1): 80-107.
- Fondo Monetario Internacional. *International Financial Statistics*, varios números.
- Isard, P. (1995). *Exchange Rate Economics*. Cambridge, MA, EE.UU.: Cambridge University Press.
- Isard, P. (2007). "Equilibrium Exchange Rates: Assessment Methodologies." IMF Working Paper N°07/296.
- Lee, J., G. Milesi-Ferretti, J. Ostry, A. Prati y L. Ricci (2008). "Exchange Rate Assessments: CGER Methodologies." IMF Occasional Paper N°261.

- Marcel, M., M. Tokman, R. Valdés y P. Benavides (2001). "Balance Estructural: La Base de la Nueva Regla de Política Fiscal Chilena." *Economía Chilena* 4(3): 5-27.
- Medina, J.P. y C. Soto (2007a). "Copper Price, Fiscal Policy and Business Cycle in Chile." Documento de Trabajo N°458, Banco Central de Chile.
- Medina, J.P. y C. Soto (2007b). "The Chilean Business Cycles through the Lens of a Stochastic General Equilibrium Model." Documento de Trabajo N°457, Banco Central de Chile.
- Medina, J.P. y C. Soto (2005) "Oil Shocks and Monetary Policy in an Estimated DSGE Model for a Small Open Economy." Documento de Trabajo N°353, Banco Central de Chile.
- Obstfeld, M. y K. Rogoff (1996). *Foundations of International Macroeconomics*. Cambridge, MA, EE.UU.: MIT Press.
- Pearce, D.W. (1992). *The MIT Dictionary of Modern Economics*. Cambridge, MA, EE.UU.: MIT Press.
- Rodrik, D. (2007). "The Real Exchange Rate and Economic Growth: Theory and Evidence." Mimeo, Harvard University.
- Rogoff, K. (1996). "The Purchasing Power Parity Puzzle." *Journal of Economic Literature* 34(3): 647-68.
- Sarno, L. y M. Taylor (2003). *The Economics of Exchange Rate*. Cambridge, MA, EE.UU.: Cambridge University Press.
- Soto, C. y R. Valdés (1998). "Desalineamiento del Tipo de Cambio Real en Chile." Mimeo, Banco Central de Chile.
- Valdés, R. y V. Délano (1999). "Crecimiento de la Productividad y Apreciación del Tipo de Cambio Real." *Revista de Análisis Económico* 14(1): 3-21.
- Williamson, J. (1983). "The Exchange Rate System." Policy Analyses in International Economics N°5, Institute of International Economics, Washington, DC:

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.

MERCADO DE COBERTURA CAMBIARIA Y TASA DE INTERÉS LOCAL EN DÓLARES*

Felipe Alarcón G.**

Daniel Calvo C.***

Pamela Jervis O.****

I. INTRODUCCIÓN

Parte integral del mercado de cobertura cambiaria corresponde a la tasa de interés en dólares local (*on-shore*) implícita en los precios *forward* de las operaciones de cobertura cambiaria habituales en el mercado interno y en el mercado externo. Nuestra contribución en este trabajo es analizar una serie temporal de esta tasa que ha experimentado fluctuaciones significativas que la han elevado por sobre su valor referente natural correspondiente a la *libor*.¹ Asimismo, examinamos los factores que determinan la diferencia (*spread*) entre esta tasa y la *libor*. Así, entonces, en este artículo contribuimos a mejorar la comprensión del funcionamiento del mercado de cobertura cambiaria chileno.

Trabajos previos han analizado y descrito el funcionamiento del mercado de cobertura chileno. En efecto, Alarcón, Selaive y Villena (2004) realizan una descripción y comparación internacional de este mercado, mientras Ahumada y Selaive (2007) estiman el grado de desarrollo del mercado de cobertura y el rol que han jugado sus fundamentos en su significativo crecimiento. Finalmente, Jadresic y Selaive (2005) analizan la eficiencia de este mercado y el rol que la actividad cambiaria podría haber tenido sobre la volatilidad del tipo de cambio contado (*spot*).²

La siguiente sección introduce la paridad cubierta de tasas. La tercera sección analiza la evolución de la tasa de interés *on-shore*. La última sección concluye.

II. PARIDAD CUBIERTA DE TASAS DE INTERÉS

Para una economía abierta, y bajo el supuesto de integración financiera con los mercados externos, es posible definir dos condiciones de paridad de tasas de interés: cubierta y descubierta.³ Existen diversos estudios relacionados con la paridad de tasas y el diferencial que se desprende de estas; en este artículo nos centraremos en las definiciones entregadas por Frenkel y Levich (1975), Frenkel y MacArthur (1988) y Frenkel y Okongwu (1996).

La paridad cubierta de tasas de interés requiere la existencia de un mercado donde sea posible resguardarse de las devaluaciones cambiarias a través de contratos *forward* de monedas. El cumplimiento en todo momento de esta condición se basa en la

* Agradecemos los comentarios de Rodrigo Cifuentes, Rómulo Chumacero, Kevin Cowan, Beltrán de Ramón, José Manuel Garrido, Sergio Lehmann, Klaus Schmidt-Hebbel, Jorge Selaive y Claudio Soto. Cualquier error es responsabilidad de los autores.

** Gerencia de Mercados Financieros Nacionales, Banco Central de Chile; e-mail: lalarcon@bcentral.cl

*** Gerencia de Estabilidad Financiera, Banco Central de Chile; e-mail: dcalvo@bcentral.cl

**** Gerencia de Análisis Macroeconómico, Banco Central de Chile; e-mail: pjervis@bcentral.cl

¹ Alarcón, Selaive y Villena (2004) muestran que la mayor parte de los contratos de cobertura cambiaria del mercado local se realizan a plazos inferiores a un año.

² Fernández (2001) investiga el funcionamiento del mercado de cobertura cambiaria latinoamericano con énfasis en el caso chileno.

³ La definición de paridad descubierta se encuentra en el Anexo I.

idea de que cualquier desviación de la paridad será arbitrada, ya sea por medio de contratos *forward* o mediante la operación sintética equivalente a dicho contrato *forward*,⁴ donde la ganancia de esta cobertura es libre de riesgo, dado que en $t=0$ todos los flujos son conocidos. Luego, el precio *forward* respecto del precio *spot* equivaldrá al diferencial de tasas bajo la condición de no arbitraje.

Si t es el tiempo presente, i_{T-t} e i_{T-t}^* son las tasas de interés nominal local en pesos y nominal externa en dólares para el período $T-t$, respectivamente, F_T es el precio *forward* de tipo de cambio (peso/dólar) al período T , y S_t es la paridad *spot* vigente en el período t . Para que no existan ganancias —y ante ausencia de restricciones, márgenes de intermediación y premios por riesgo—, la condición de paridad cubierta de tasas de interés es:

$$F_T = S_t \frac{(1+i_{T-t})}{(1+i_{T-t}^*)}. \quad (1)$$

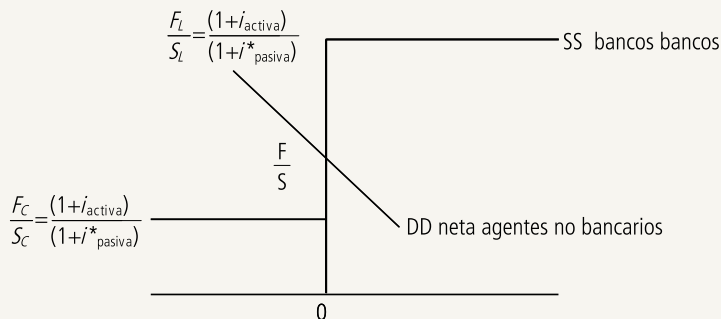
De esta condición, es posible definir cierto rango en el cual se puede determinar el valor de la paridad *forward* en función de las *puntas* que existen para las tasas de interés externa y local como también para la paridad *spot*.⁵ La diferencia con la ecuación (1) se debe principalmente a la posición del instrumento, definiendo el subíndice L como larga y C como corta. Además, definimos explícitamente las tasas pasivas y activas de los instrumentos financieros empleados en la cobertura:

$$F_L = S_L \frac{(1+i_{pasiva})}{(1+i_{activa}^*)}. \quad (2)$$

$$F_C = S_C \frac{(1+i_{activa})}{(1+i_{pasiva}^*)}. \quad (3)$$

La ecuación (2) se deriva del hecho de que los flujos de una posición cambiaria larga en *forward* (F_L) se pueden replicar endeudándose en pesos en el mercado local, comprar dólares *spot* y depositarlos a una tasa externa en dólares. En tanto, la ecuación (3) replica los

GRÁFICO 1

Diferencial de Tasas (F/S)

Fuente: Elaboración de los autores.

flujos de una posición corta a través de una operación sintética endeudándose en dólares, vendiendo los dólares *spot* y depositando los pesos a tasa local.

En resumen, lo anterior implica que existe un rango para el precio *forward* dentro del cual no existen posibilidades de arbitraje (ver gráfico 1). Cuando el mercado es profundo y sin impuestos y premios por riesgo, el *spread* entre las puntas es pequeño, es decir, $i_{pasiva} \approx i_{activa}$, $i_{pasiva}^* \approx i_{activa}^*$ y $S_C \approx S_L$, entonces el rango para el precio *forward* tiende a ser reducido.

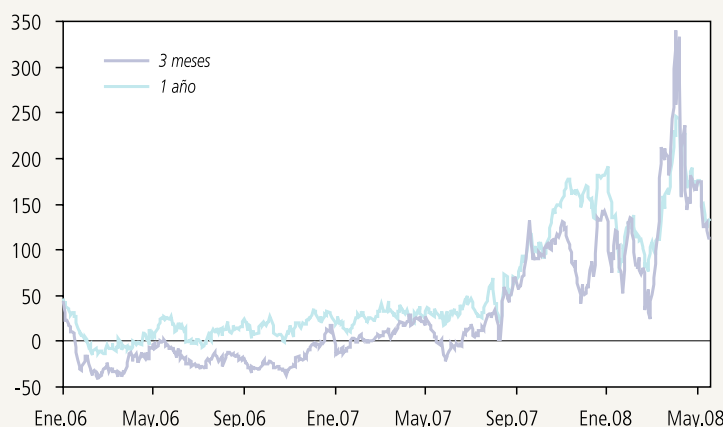
El gráfico 1 refleja la posición neta de los bancos, donde se determina un stock de *forward* mantenido por estas instituciones en un momento del tiempo y que justo en la línea vertical es igual a cero. Por lo general, son los bancos locales quienes arbitran ya que tienen menores costos de transacción y, por ende, márgenes menores que el resto de los agentes del mercado. Por lo tanto, si la demanda neta de dólares *forward* que enfrentan los bancos se ubica en la parte superior de la oferta de los bancos locales, entonces estos venderán *forward*. Por el contrario, comprarán *forward* si la demanda neta se ubica en la parte inferior de la oferta de los bancos.⁶

⁴ Esto involucra la realización de operaciones de captación/colocación en USD y CLP más una operación cambiaria *spot*.

⁵ Se omiten los plazos para evitar el abuso de notación.

⁶ Cabe reiterar que ambas operaciones pueden llevarse a cabo de manera sintética por medio de operaciones *spot* y de tasas activas/pasivas en el mercado monetario.

Spread de la Tasa USD de Chile *On-Shore* sobre *Libor* (spread implícito en operaciones *forward*)



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

En general, la tasa activa y pasiva en pesos y la diferencia entre la paridad peso/dólar vendedora y compradora es acotada (24 pb para las tasas en pesos y 0.2 pesos por dólar para la paridad). Esto conlleva que, en términos prácticos, se puede obtener de manera implícita la tasa de interés externa, denominada tasa USD *on-shore*, utilizando la tasa activa *prime* para la tasa en pesos, el promedio entre las puntas vendedora y compradora de *forward* y la vendedora *spot*, a través de la siguiente condición:

$$i_{T-t}^* = \frac{S_T}{F_T} (1 + i_{T-t}) - 1 \quad (4)$$

Esta definición resulta un reflejo de la paridad *forward* definida en la ecuación (1) si se supone $i_{cap} = i_{col}$, $F_L = F_C$ y $S_C = S_L$. De esta manera, es indiferente emplear en el análisis la ecuación (1) o la (4). Esta será la base de este artículo para analizar las interrogantes planteadas. Al comparar la tasa obtenida de la ecuación (4) con la *libor* en dólares al mismo plazo, se obtiene el *spread* de la tasa USD *on-shore* o local sobre la *libor*.

El gráfico 2 muestra la evolución de este *spread* entre enero de 2006 y mayo 2008. Se observa que existe un importante incremento del *spread on-shore* a partir de agosto de 2007, pasando desde un promedio cercano a 0 pb entre 2006 y mediados de 2007 a un *spread* superior a 100 pb a fines de 2007 y principios de 2008 en operaciones a 90 días. El incremento más fuerte

se da en abril del 2008, llegando a un *spread* sobre 300 pb a tres meses y de 200 pb para un año.

¿Qué hay detrás de este aparente puzle?, ¿Por qué la tasa *on-shore* difiere significativamente de la *libor*? Esta interrogante se puede resolver suponiendo que la tasa externa es una *libo* + x puntos base (pb), donde esta variable x para la economía chilena depende, entre otros factores, del riesgo país, el riesgo crediticio y la liquidez del mercado en dólares. Formalizando, el enfoque debería estar en función de la descomposición del diferencial de tasas de interés para la economía chilena:

$$\begin{aligned} \text{dif. de tasas} &= \underbrace{\left(\frac{(1 + i_{T-t}(1-t))}{(1 + i_{T-t}^*)} - \frac{F_T}{S_t} \right)}_{\text{paridad cubierta}} \\ &+ \underbrace{\left(\frac{F_T - E(S_T)}{S_t} \right)}_{\text{premio por riesgo cambiario}} \\ &+ \underbrace{\left(\frac{E(S_T) - S_t}{S_t} \right)}_{\text{expectativa de devaluación TCN}} \\ &= \underbrace{((1 + \rho_{RP})(1 + \rho_{RC})(1 + \rho_L))}_{\text{paridad cubierta}} \\ &+ \left(\frac{F_T}{S_t} - 1 \right). \end{aligned} \quad (5)$$

El primer componente corresponde a la paridad cubierta y es igual a cero si se cumplen las condiciones de arbitraje mencionadas; si no es así, es decir, si existen desviaciones respecto a la condición de paridad, esta diferencia se asocia habitualmente a premios por riesgo. El segundo y tercer componente se relacionan directamente con el tipo de cambio nominal (TCN), donde el primero es distinto de cero si las expectativas sobre la variación del TCN son distintas a la razón entre *forward* y *spot* y el segundo, si no se esperan cambios en el TCN. Además se incluyen los posibles costos de transacción, donde $(1-t)$ es una tasa impuesta que eleva la deuda más allá del riesgo país.

Los premios antes mencionados son:

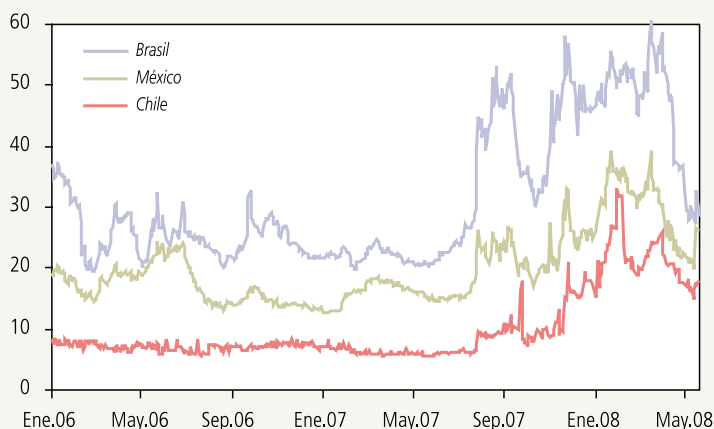
- **Riesgo país (ρ_{RP}):** la existencia del premio para el endeudamiento externo en moneda extranjera por sobre la tasa libre de riesgo internacional, causado por el riesgo crediticio soberano, genera un piso para el endeudamiento de las empresas en el país. Esto hace que la tasa en moneda extranjera relevante esté por sobre la tasa de interés internacional (ejemplo, la tasa de interés en dólares en el mercado local es naturalmente mayor que la *Fed fund* y, en el último tiempo, mayor que la tasa *libo*, influida también por otros factores)
- **Riesgo crediticio corporativo o bancario (ρ_{RC}):** además del mayor costo de endeudamiento por el riesgo país para las empresas que deseen pedir prestado en el extranjero, existe un costo adicional causado por el riesgo crediticio de la empresa. En particular, dado que los bancos son los que con mayor facilidad pueden efectuar arbitraje de tasas de interés, nos referimos al riesgo bancario incremental al riesgo país.
- Los dos puntos anteriores generan que la tasa de interés en dólares en el mercado local no equivalga necesariamente a la tasa de interés de referencia externa.
- **Impuestos o encajes:** la existencia de estos hace que las tasas de endeudamiento o depósito, tanto en moneda local como en moneda extranjera, así como en la compra/venta eventual de moneda extranjera, difieran sustancialmente. Esto genera un rango donde el precio *forward* se puede mover sin que los agentes que participan en el mercado tengan la posibilidad de arbitraje.

Dentro de este rango señalado, el precio *forward* podría moverse por las siguientes razones:

- **Premio por liquidez (ρ_L):** Este premio está asociado a la demanda/oferta relativa de dólares.

GRÁFICO 3

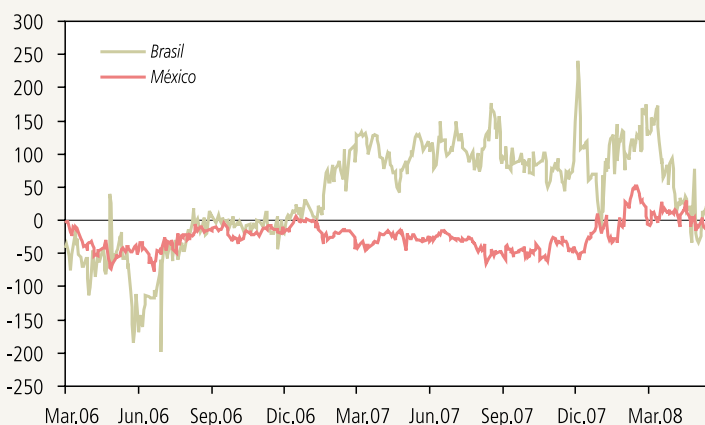
Credit Default Swaps Bonos Soberanos a Un Año (puntos base)



Fuente: Elaboración de los autores en base a Bloomberg.

GRÁFICO 4

Spread USD On-Shore sobre Libor a 90 Días (spread implícito en operaciones forward)

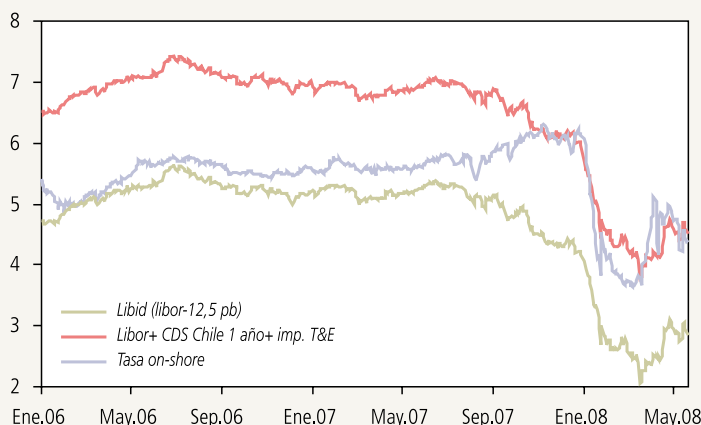


Fuente: Elaboración propia en base a datos de Bloomberg y del Banco Central de Chile.

- **Premio por riesgo cambiario:** Este premio se asocia al riesgo que asumen los agentes al tomar menos cobertura que la deseada. Este punto está relacionado directamente con la devaluación esperada del tipo de cambio que se señala en la ecuación (5).

Si observamos la evolución de los factores anteriores en Chile, tenemos que el aumento del riesgo país explicaría solo una parte del aumento del *spread on-shore*, dado que el aumento ha alcanzado un máximo de 30 pb (gráfico 3).

Rango de Flotación de la Tasa USD *On-Shore* a Un Año (porcentaje)



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

Al observar este mismo indicador para otros países latinoamericanos, cuyo riesgo país ha aumentado incluso más que el de Chile, no se observan incrementos de similar magnitud al observado en el mercado local, por lo que se descarta que el aumento del *spread on-shore* de Chile responda exclusivamente a los problemas derivados de la crisis hipotecaria (ver gráfico 4).

Como se señaló, existe un rango en el cual se puede determinar el valor de la paridad *forward* en función de las puntas que existen para las tasas de interés externa y local, como también para la paridad *spot* definida por las ecuaciones (2) y (3). Análogamente, es posible determinar un rango para la tasa *on-shore* en función de las tasas activas y pasivas relevantes para las operaciones en dólares. La tasa activa para los bancos que deseen depositar en dólares en el exterior será igual a la *libid* (*libor*-12.5 pb).⁷ La tasa pasiva, es decir, la tasa a la que los bancos radicados en Chile pueden endeudarse en el exterior, será al menos igual a la tasa *libo* más el riesgo país, más un riesgo de crédito propio de la institución financiera más el impuesto de timbres y estampillas.

El gráfico 5 muestra el rango actual en que flota el *spread on-shore*, el que se encuentra acotado entre *libor* + 20/30 pb y *libor* + 180, aproximadamente. En particular, desde enero a marzo del 2008 el diferencial solo reflejaría el premio por liquidez (el que estaría determinado por oferta y demanda

relativa de agentes no bancarios) razón por la que se habría desprendido del techo volviendo a este en abril del presente año.

La tasa *on-shore* se ha mantenido dentro del rango señalado prácticamente todo el período mostrado, dentro del cual no se podría arbitrar (gráfico 6). Cabe destacar que el techo podría ser algo mayor debido a la existencia de un riesgo bancario por sobre el riesgo país de Chile, lo que explica que la tasa *on-shore* se saliera levemente a fines del 2007 y parte del 2008. Por otro lado, este análisis no toma en cuenta los márgenes de intermediación financiera.

Una simple estática comparativa en relación con los movimientos de esta banda apuntaría a los siguientes hechos estilizados:

- Una reducción de tasas, que fuera similar para la *libid* y la *libor*, haría que la banda cayera, mientras el rango se mantendría sin variación.
- Si el riesgo país aumenta, eleva la tasa de colocación externa y, por ende, amplía la banda.
- Si la liquidez aumenta, la tasa *on-shore* disminuye, acercándose al piso de la banda.
- Si el impuesto de timbres y estampillas disminuye, se achica la banda.

En términos del diferencial de tasas (F/S), es posible también construir los rangos de no arbitraje, los que se muestran en el gráfico 6.

En la zona A, se puede realizar arbitraje vendiendo *forward*, endeudándose en pesos, y comprando dólares que se depositan a tasa *libid*. En la zona C, también es posible arbitrar por medio de la compra de *forward*, endeudándose en dólares y vendiéndolos en el mercado *spot*, para luego depositarlos a tasa local. En la zona B, en general no es posible arbitrar.

La excepción viene dada por aquellos bancos que tengan cupo de crédito exterior y lo usen para arbitrar, prestando pesos a los agentes que

⁷ Obviando el impuesto por la ganancia de intereses.

tuvieran comprometida la deuda. Si suponemos que en la zona B existe una amplitud de 200 pb, y el *spread* se encuentra en equilibrio justo al medio de este, entonces un movimiento sorpresivo de la tasa corta de hasta 100 pb en cualquier dirección no afectará necesariamente al TCN.

Por otro lado, si el mercado es muy líquido y sin costos de intermediación ni impuestos, la banda colapsa y, por ende, el techo y el piso son el mismo, con lo cual existe un único equilibrio, y cualquier movimiento sorpresivo de las tasas de interés interna y/o externa tiene efecto en el precio relativo F/S .

En los datos se aprecia el movimiento del diferencial de tasas (F/S) dentro de este rango, que es el reflejo de lo que observa para la tasa *on-shore* (ver gráfico 7).

III. ANÁLISIS DE ALGUNOS EVENTOS TEMPORALES EN LA TASA DE INTERÉS ON-SHORE

En esta sección se analizan distintos periodos en que se observaron variaciones significativas en la tasa de interés *on-shore*. Este análisis permite distinguir factores internos y externos que pueden haber jugado un rol en la desvinculación respecto de la *libor*.

1. Período Posterior a Agosto de 2007

¿Por qué la tasa *on-shore* comenzó a desviarse tanto a partir de agosto del 2007? Las eventuales hipótesis apuntarían a los siguientes factores:

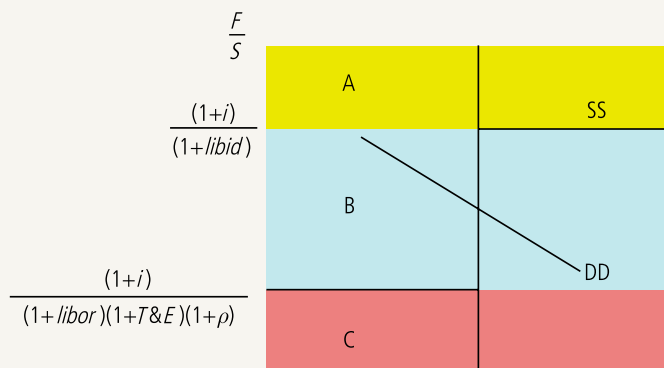
- La salida de los Fondos de Pensiones presionó el precio relativo F/S , llevándolo al piso de la banda (donde el impuesto de timbres y estampillas es relevante) a fines de octubre (gráficos 8 y 9). Junto con esto, las instituciones ligadas al Fisco han estado continuamente sacando divisas para invertir las

en el extranjero, disminuyendo la liquidez del mercado (gráfico 10).

- Esta salida redujo de manera significativa el stock de dólares *spot* del sistema bancario, que mantenía al mercado con una alta liquidez en divisas y, por lo tanto, habría hecho innecesario el endeudamiento de los bancos en el exterior. La escasez de dólares *spot* fue compensada por una mayor disponibilidad de dólares *forward*, ya que las AFP, dentro de su propia regulación,

GRÁFICO 6

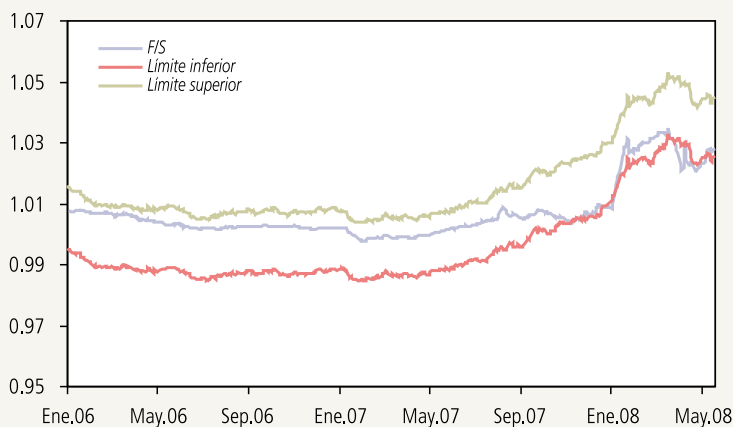
Rango del Diferencial de Tasas (F/S) con Riesgos (porcentaje)



Fuente: Elaboración de los autores.

GRÁFICO 7

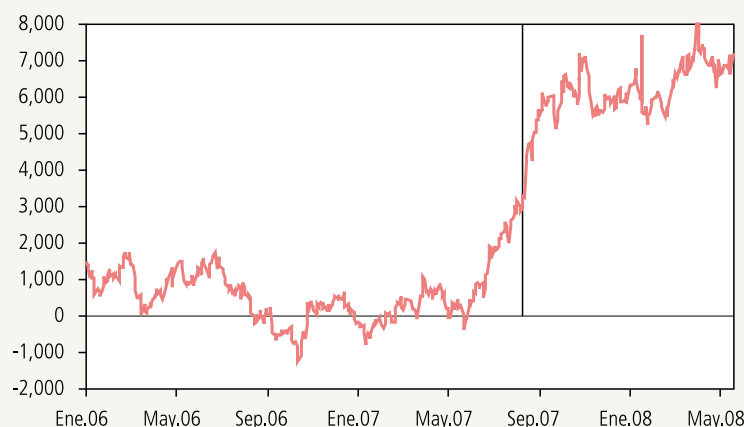
Rango de Flotación del Diferencial de Tasas a Un Año (F/S) (porcentaje)



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

GRÁFICO 8

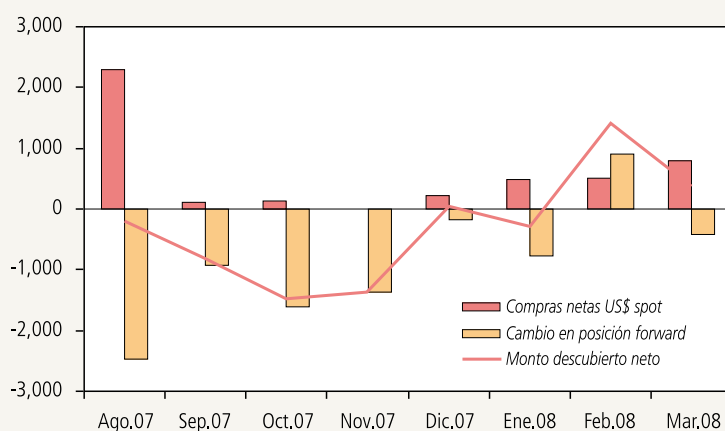
Posición Larga de Derivados del Sistema Bancario Chileno (millones de USD)



Fuente: Banco Central de Chile.

GRÁFICO 9

Cambio en Posición Descubierta Neta de FP (millones de USD)



Fuente: Banco Central de Chile.

realizaron ventas *forward* porque respaldaban sus compras *spot*.

- Se estima que este movimiento involucró una salida de cerca de dos mil millones de dólares del sistema bancario. Desde que se produjo este movimiento, la tasa relevante a la cual los bancos pueden financiar posiciones en dólares se incrementó de manera significativa,⁸ ya que el costo marginal de financiamiento externo de corto plazo (*libor*+*spread*) debía considerar, además,

el impuesto de timbres y estampillas que grava a las operaciones de crédito externo.

- Adicionalmente al *efecto AFP* y al impuesto de timbres y estampillas, los bancos locales han reportado que, desde septiembre, el costo de financiamiento de sus líneas de crédito con bancos correspondientes en el exterior se ha encarecido entre 30 y 40 pb. Este mayor *spread* sí respondería al incremento del premio por riesgo y liquidez originado en la situación externa.
- Paralelamente al alza del costo de financiamiento, la existencia de restricciones cuantitativas respecto del máximo disponible de giro de sus líneas de crédito en el exterior, habría provocado presiones al alza adicionales sobre la tasa en dólares *on-shore*, explicando en parte por qué en los episodios en que esta tasa ha sobrepasado su nivel máximo teórico, no hay arbitraje automático por parte de los bancos.

En definitiva, estos efectos en conjunto elevaron el *spread on-shore* hasta 180 pb para operaciones a un año. Cualquier incremento por sobre este nivel podría haber sido arbitrado, dada la disponibilidad de endeudamiento externo a un costo no mayor de 180 pb.

Como pregunta adicional, surge la incógnita acerca de por qué empresas con alta clasificación por riesgo y con

abundancia de divisas que podrían beneficiarse por medio de arbitraje no lo están haciendo. Las explicaciones se relacionan con que estas operaciones financieras no formarían parte de su giro, tomando en cuenta que estos eventos no

⁸ Dada la reducción del stock en dólares, los bancos deben recurrir al financiamiento externo para operar con divisas, financiamiento que se canaliza principalmente por medio de líneas de crédito.

ocurren con frecuencia, o al menos no lo suficiente como para disminuir el *spread on-shore* a los niveles que existían antes de agosto.

2. Enero 2008

Dado que a principios de año la relación F/S se encontraba en el piso de la banda (o equivalentemente, la tasa *on-shore* en el techo), el recorte de la tasa por parte de la Fed elevó la banda, aumentando la relación F/S .

Dado que en la condición de paridad cubierta el diferencial de tasas solo explica la relación F/S , no podemos extraer directamente el nivel del tipo de cambio *spot* o variaciones de este, pues lo único que se obtiene es información acerca de la pendiente y no acerca de cómo se mueve F o S de manera individual. Sin embargo, del gráfico 11 se puede inferir que el cambio en el diferencial de tasas fue absorbido en gran parte por el tipo de cambio *spot*.

V. CONCLUSIONES

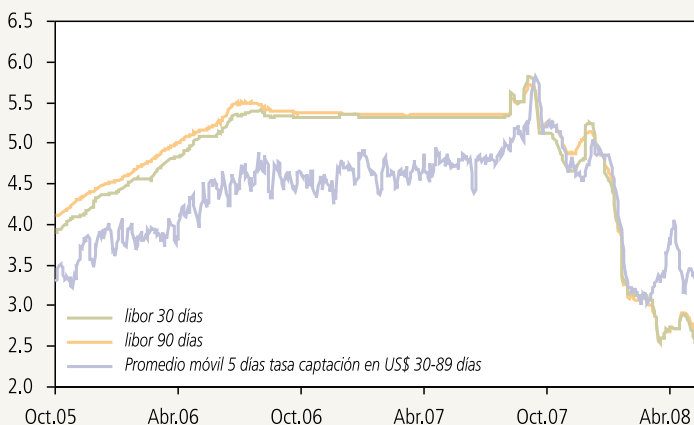
En este artículo, se ha empleado como marco teórico la paridad cubierta de tasas de interés para analizar cuál es la tasa externa relevante para el mercado monetario local de dólares. Se aprecia que, a pesar de las grandes fluctuaciones de la tasa *on-shore* o tasa implícita externa bajo paridad cubierta de tasas, esta es acorde con el marco propuesto, incluyendo fricciones del mercado local.

Bajo el esquema propuesto se encontró que no es posible determinar una única tasa externa relevante, sino que existiría un rango teórico (o banda) en el cual la tasa en dólares fluctuaría sin generar la posibilidad de arbitraje para los inversionistas. Esto último por la existencia de impuestos al crédito y de premios por riesgo, entre otros factores menos relevantes.

En particular, el límite inferior del rango estaría determinado por la tasa a la que los bancos pueden depositar en el exterior (la que en el análisis se supone igual a la *libid*), mientras que el superior corresponde a la tasa a la que los bancos chilenos se pueden endeudar en el exterior, que en el análisis se supone igual a la *libor* más riesgo país y el ya mencionado impuesto al crédito (timbres y estampillas).

GRÁFICO 10

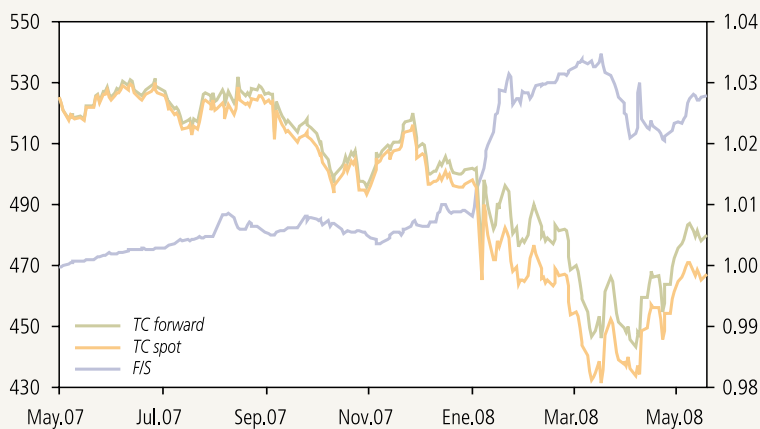
Tasas en Dólares (porcentaje)



Fuente: Banco Central de Chile.

GRÁFICO 11

Tipo de Cambio *Spot*, *Forward* a Un Año y Diferencial de Tasas (F/S) a Un Año (pesos/dólar y razón)



Fuente: Banco Central de Chile.

Cabe destacar que se utilizaron los bancos para determinar este rango, dado que se supuso que estos agentes son los que tendrían una menor amplitud de la banda, por su capacidad de endeudarse tanto dentro como fuera del país, y por el menor costo al que podrían hacerlo.

Dado lo anterior, los movimientos dentro de la banda reflejan variaciones de la oferta y demanda relativa de dólares a futuro versus *spot*, lo que a su vez estaría relacionado con las expectativas de devaluación de la moneda respecto del precio *forward* y premios por riesgos cambiarios asociados.

Del análisis propuesto se infiere también que las variaciones de la banda no necesariamente tendrán efectos en la relación F/S en la medida en que se encuentre dentro de ella. Por el contrario, si la relación F/S se encuentra en el piso o techo de la banda, un movimiento de la banda implicará una variación de la relación entre el tipo de cambio *forward* y el tipo de cambio *spot*.

REFERENCIAS

- Ahumada, L., y J. Selaive (2007). "Desarrollo del Mercado de Derivados Cambiarios en Chile." *Revista de Análisis Económico* 22(1): 35-58.
- Alarcón F., J. Selaive y J.M. Villena (2004). "Mercado Chileno de Derivados Cambiarios." Serie de Estudios Económicos N°44, Banco Central de Chile.
- Fernández, V. (2001). "The Derivatives Market in Latin America with Emphasis on Chile." Documento de Trabajo, Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.
- Frenkel, J. y R. Levich (1975). "Covered Interest Arbitrage: Unexploited Profits." *Journal of Political Economy* 83(2): 418-22.
- Frenkel, J. y A. MacArthur (1988). "Political vs. Currency Premia in International Real Interest Differentials." *European Economic Review* 32: 1083-121.
- Frenkel, J. y C. Okongwu (1996). "Liberalized Portfolio Capital Inflows in Emerging Markets: Sterilization, Expectations and the Incompleteness of Interest Rate Convergence." *International Journal of Finance and Economics* 1(1): 1-23.
- Jadresic, E. y J. Selaive (2005). "Is the FX Derivatives Market Effective and Efficient in Reducing Currency Risk?" Documento de Trabajo N°325, Banco Central de Chile.

ANEXO 1

PARIDAD DESCUBIERTA DE TASAS DE INTERÉS

Si se supone la existencia de mercados eficientes (expectativas racionales y neutrales al riesgo) tenemos que la ganancia de mantener la moneda *spot* hasta T es igual al diferencial de tasas, donde S_T se define como el nivel esperado de la paridad peso/dólar para el período T :

$$S_T = S_t \frac{(1 + i_{T-t})}{(1 + i_{T-t}^*)}$$

La condición anterior puede reformularse como sigue, donde $\Delta E(S)$ corresponde a la devaluación esperada del tipo de cambio, y ρ^s al premio al riesgo cambiario:

$$i_{T-t} - i_{T-t}^* = \Delta E(S) + \rho^s.$$

ÍNDICE DE REMUNERACIONES PONDERADO POR COSTOS: BRECHA ENTRE IREM Y CMO

Marcus Cobb C.*
Andrea Sánchez Y.*
Igal Magendzo W.*

I. INTRODUCCIÓN

El seguimiento de los salarios es una parte importante del análisis macroeconómico, particularmente en lo que se refiere al estudio de la dinámica de corto y mediano plazo de la inflación. Dicha importancia se origina en que una porción significativa de los costos de las empresas proviene del pago al factor trabajo. En este contexto, un aumento de los salarios, sin una compensación equivalente en la productividad del trabajo, puede implicar que las empresas traspasen dicho incremento a precios, traduciéndose en mayores presiones inflacionarias.

En lo que se refiere a medidas de salarios, el Instituto Nacional de Estadísticas (INE) publica, entre otras,¹ dos medidas que el Banco Central de Chile observa con regularidad: los Índices de Remuneraciones (IREM) y de Costo de la Mano de Obra (CMO). Estos índices han mostrado una evolución anual similar desde su primera publicación, pero a partir de abril del 2006 se ha producido una divergencia, donde el primero ha crecido significativamente más que el segundo.² A partir de esta divergencia se intenta averiguar qué puede ser lo que la origina. Este trabajo presenta las metodologías de cálculo de ambos índices y detalla la construcción del Índice de Remuneraciones Ponderado por Costos (IRPC), que, como parte de un ejercicio para separar las posibles causas de la divergencia, incorpora elementos de los dos índices.

La estructura de este documento es la siguiente. En la segunda sección se mencionan los antecedentes generales de la Encuesta de Remuneraciones (EREM). La tercera sección describe la metodología que utiliza el INE para construir los indicadores. La cuarta intenta aprovechar la diferencia entre los índices y revelar qué factores la ocasionan a través de probar dos

hipótesis; además, se realizan algunas consideraciones adicionales sobre la forma de cálculo de los índices y la estructura de la encuesta. La quinta sección concluye con resultados y sugerencias para el análisis de coyuntura del Banco Central.

II. ANTECEDENTES DE LA ENCUESTA DE REMUNERACIONES

El Instituto Nacional de Estadísticas (INE) publica, desde 1959, estadísticas sobre salarios, representadas mediante índices mensuales de la remuneración percibida por un trabajador. A partir de 1993, existe un sistema integrado que provee indicadores mensuales del nivel y evolución de dos variables complementarias: la remuneración del trabajador y el costo del empleador por mano de obra. La última actualización del sistema de índices data de enero del 2006.³

Más allá de la habitual incertidumbre asociada a estas estadísticas y sus empalmes, un inconveniente de la EREM —de donde provienen ambos índices— es que ha perdido algo de representatividad, porque aun cuando existe un stock de empresas para reemplazar a las que dejan de informar por un período prolongado, el marco muestral de donde se seleccionan los reemplazos no se actualiza desde el 2002.⁴ La encuesta tampoco incluye al sector agrícola y a las empresas con menos de diez trabajadores al momento de incorporarlas en el marco muestral.

* Gerencia de Análisis Macroeconómico, Banco Central de Chile. E-mails: mcobb@bcentral.cl, asanchez@bcentral.cl, imagendzo@bcentral.cl

¹ Existen otras medidas de salarios que el Banco Central de Chile monitorea. Una breve descripción de ellas se puede ver en: Recuadro V.2: Medidas alternativas de salarios, IPoM septiembre 2007, página 52.

² Ver el Recuadro V.3: Estadísticas salariales IREM y CMO, IPoM mayo 2007, página 44.

³ Este tipo de ajuste se realiza cada cierto número de años para actualizar la información de los censos a establecimientos. Para mayor detalle sobre la metodología, ver INE (1994 y 2007).

⁴ Solo se actualizó el marco muestral de las empresas provisto por las estadísticas del registro del Servicio de Impuestos Internos correspondiente al año 2002.

III. METODOLOGÍA DEL INE

Los índices de Remuneraciones (IREM) y de Costo de la Mano de Obra (CMO) tienen dos grandes diferencias: los componentes que conforman cada índice y los ponderadores.

Nueve de los componentes conforman el IREM y trece el CMO, con ocho comunes a ambos —como, por ejemplo, el sueldo básico— y seis no comunes, como los pagos por horas extras o los gastos de capacitación, que se incluyen en los costos, pero no en la remuneración (ver cuadro 1).

En el nivel más desagregado, todos los meses las firmas informan el gasto incurrido en cada uno de los componentes por grupo de trabajadores,⁵ cuántas personas conforman dicho grupo y cuántas horas trabajaron en total estas personas.⁶ Luego, para la agregación de las cifras, se asigna un ponderador de acuerdo con los criterios que se detallan a continuación, sobre la base de la información contenida en el marco muestral del 2002 para cada uno de los nueve grupos de trabajadores de las 1.231 empresas que se utilizaron inicialmente para la construcción de los índices.

En el caso del CMO, el ponderador se construye a partir de la importancia que tiene el costo de la mano de obra de la empresa particular en el costo total de todas las empresas de la muestra en el período base. Para el IREM, en cambio, se consideran las horas trabajadas de la empresa particular en el total de horas trabajadas, ambos en el período base. Esto significa que los ponderadores se mantienen inalterados a través del tiempo. Formalmente, los índices se calculan como:

$$CMO_t = \sum_{eg} \left(\frac{\bar{C}_{t,eg}}{\bar{C}_{0,eg}} \right) \left(\frac{\bar{C}_{0,eg} * H_{0,eg}}{\sum_{eg} \bar{C}_{0,eg} * H_{0,eg}} \right); \quad (1)$$

$$IREM_t = \sum_{eg} \left(\frac{\bar{R}_{t,eg}}{\bar{R}_{0,eg}} \right) \left(\frac{HO_{0,eg}}{\sum_{eg} HO_{0,eg}} \right)$$

CUADRO 1

Componentes Incluidos en el IREM y el CMO

Componente	IREM	CMO
1. Salario básico	•	•
2. Otros sueldos permanentes	•	•
3. Sueldos por funciones ocasionales	•	•
4. Incentivos y premios	•	•
5. Pagos por trato solo a trabajadores de la entidad	•	•
6. Pagos por horas extras		•
7. Comisiones pagadas por ventas	•	•
8. Reembolsos de gastos del trabajador		•
9. Pagos adicionales no mensuales		
10. Pagos en especie y gastos de vivienda	•	•
11. Asignación familiar	•	
12. Pagos directos al trabajador por Seguridad Social	•	•
13. Aportes patronales por seguros para sus trabajadores		•
14. Gastos de servicios de bienestar y capacitación		•
15. Indemnizaciones por término de la relación laboral		
16. Otros costos de la mano de obra		•

Fuente: INE (2007).

donde, para cada índice, el primer término es la variación de la remuneración o costo promedio y el segundo, el ponderador fijo. Específicamente, $C_{t,eg}$ es el costo de la mano de obra promedio por hora pagada —la suma de los trece componentes incluidos en el CMO divididos por el número total de horas (ordinarias y extraordinarias)— en el grupo g de la empresa e en el período t . $H_{0,eg}$ y $HO_{0,eg}$ indican el número de horas totales y de horas ordinarias, pagadas a los trabajadores del grupo g en la empresa e en el mes base enero 2006. $R_{t,eg}$ es la remuneración promedio por hora ordinaria de trabajo —la suma de los nueve componentes incluidos en el IREM divididos por el número total de horas ordinarias— del grupo g en la empresa e en el período t .

A partir de los índices calculados a nivel de grupo-empresa, es posible calcular índices para distintos

⁵ Entiéndase como grupo de trabajadores a los directivos, profesionales, personal de servicio, etc. Más adelante, en el cuadro 3, hay una lista completa.

⁶ Se detallan por separado las horas ordinarias y extraordinarias.

CUADRO 2

Sector Económico de las Empresas del IREM y el CMO (ponderadores)

Categoría	IREM	CMO
C Minas y canteras	2.7	10.1
D Industrias manufactureras	21.5	19.5
E EGA	0.6	1.2
F Construcción	11.1	6.6
G Comercio	15.7	12.1
H Hoteles y restaurantes	3.0	1.4
I Transporte y almacenamiento	6.2	6.1
J Intermediación financiera	2.8	4.6
K Actividades inmobiliarias	13.9	10.8
L Administración pública	6.1	8.2
M Enseñanza	8.4	11.3
N Servicios sociales y salud	6.5	6.6
O Otras actividades de servicios	1.5	1.4
Total general	100.0	100.0

Fuente: INE (2007).

CUADRO 3

Grupos de Trabajadores de las Empresas del IREM y el CMO (ponderadores)

Grupo Ocupacional	IREM	CMO
1. Directivos de la Administración Pública y empresas	2.6	11.2
2. Profesionales, científicos e intelectuales	15.1	31.6
3. Técnicos y profesionales de nivel medio	13.6	14.3
4. Empleados de oficina	16.8	12.7
5. Trabajadores de servicios personales y de protección	4.4	2.3
6. Modelos, vendedores y demostradores	6.2	3.6
7. Oficiales, operarios y artesanos	12.6	9.3
8. Operadores de instalaciones, máquinas y montadores	10.5	8.2
9. Trabajadores no calificados	18.2	6.9
Total general	100.0	100.0

Fuente: INE (2007).

el CMO que en el IREM. Por ejemplo, las minas y canteras ponderan bastante más en el CMO que en el IREM y lo contrario sucede con la construcción (cuadro 2).

También los trabajadores se agrupan según la función que desempeñan en la empresa, involucrando ponderadores distintos según sus grupos (cuadro 3).

De esta manera, los trabajadores con mayores sueldos ponderan más en el CMO que en el IREM. Esto se observa desde directivos hasta técnicos. La relación se invierte a partir de empleados de oficina hasta trabajadores no calificados, donde la mayor ponderación la tiene el IREM.

Por último, el INE realiza dos prácticas antes de calcular los índices definitivos: imputar el monto del mes anterior a las empresas que no contestaron y reemplazar las empresas que no contestan por un período largo de tiempo (más de tres meses consecutivos) por otra empresa de similares características, y que seleccionan del marco muestral. Esta última práctica, iniciada en febrero del 2007, no tiene, hasta el momento, efectos significativos sobre el índice, en comparación con calcular el indicador sin considerar las empresas reemplazadas.⁸

IV. FUENTES DE POSIBLES DIVERGENCIAS

Como se mencionó, el IREM y el CMO han mostrado históricamente una evolución anual similar, pero como se observa en el gráfico 1, a partir de abril del 2006 se produjo una divergencia, donde el primero creció bastante más

niveles de agregación.⁷ Es así como se clasifican según las desagregaciones de actividad económica. Esto implica que la ponderación por sector económico de los índices es distinta, siendo los sectores económicos donde se abonan mayores beneficios (bonos, premios, viáticos, etc.) los que ponderan relativamente más en

⁷ Todos los posibles niveles de desagregación se encuentran detallados en el anexo. Desde el menor nivel de detalle como el Gran grupo empresa, hasta el índice general, ya sea IREM o CMO.

⁸ Esto se demuestra en la sección IV.3 de consideraciones adicionales.

que el segundo. Podrían considerarse al menos dos razones para este desajuste; por un lado, que alguno de los componentes que están en un índice y no en el otro, haya manifestado un cambio de comportamiento muy abrupto desde abril. Y por otro lado, que tal diferencia tenga relación con una evolución heterogénea de las remuneraciones entre las empresas de diferentes características, reflejándose de manera disímil en ambos índices, dado que se construyen con ponderadores distintos. Para analizar estas hipótesis, se examinan por separado.

1. Diferencia a Partir de Ponderadores

Para examinar si la diferencia entre los ponderadores con los que se construyen el IREM y el CMO es responsable, al menos en parte, de la evolución disímil que han presentado los índices, se construyó el Índice de Remuneración Ponderado por Costos (IRPC) a partir de la información desagregada de la base de remuneraciones. Dicho índice es análogo a los indicadores del INE, con los nueve componentes contenidos en el IREM, pero utilizando los ponderadores del CMO. Formalmente, el resultado es el siguiente (utilizando la misma notación anterior):

$$IRPC_t = \sum_{eg} \left(\frac{\bar{R}_{t,eg}}{\bar{R}_{0,eg}} \right) \left(\frac{\bar{C}_{0,eg} * H_{0,eg}}{\sum_{eg} \bar{C}_{0,eg} * H_{0,eg}} \right); \quad (2)$$

donde el primer término es la variación de la remuneración y el segundo el ponderador de los costos,

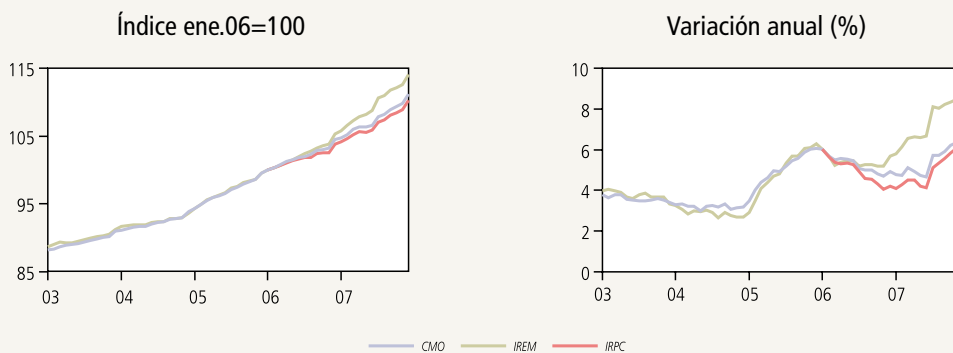
definido como la importancia que tiene el costo de la mano de obra de la empresa particular en el costo total de todas las empresas. Vale la pena mencionar que las remuneraciones promedio lo son por hora ordinaria, mientras que el ponderador de costo se calcula a partir de las horas totales, lo que podría sugerir algún grado de inconsistencia. La razón para no volver a calcular la remuneración promedio con las horas totales se sustenta principalmente en el argumento de que el concepto utilizado de remuneración no considera el componente de pago por horas extraordinarias, por lo que tiene sentido no incorporar dichas horas al cálculo del promedio (en la sección IV.3 se muestra el efecto de dicha decisión).

En el gráfico 1 se presenta la evolución de los tres indicadores: IREM, IRPC y CMO. Cabe señalar que solo se cuenta con información desagregada a partir de enero del 2006; por tanto, para calcular las variaciones anuales del IRPC se tomó el CMO como base de comparación para el año 2006. De cualquier forma, para el caso, es indistinto utilizar los niveles del IREM o del CMO, pues como se observa en el panel izquierdo del gráfico, ambos índices son casi idénticos durante el año 2005.

El panel de la derecha muestra que las remuneraciones no crecen mucho a partir de abril del 2006 cuando se utilizan los ponderadores del costo de la mano de obra; además, su evolución es muy similar a la del CMO pero con tasas menores (línea roja está por debajo de la azul desde enero 2006), lo que se explicaría por la

GRÁFICO 1

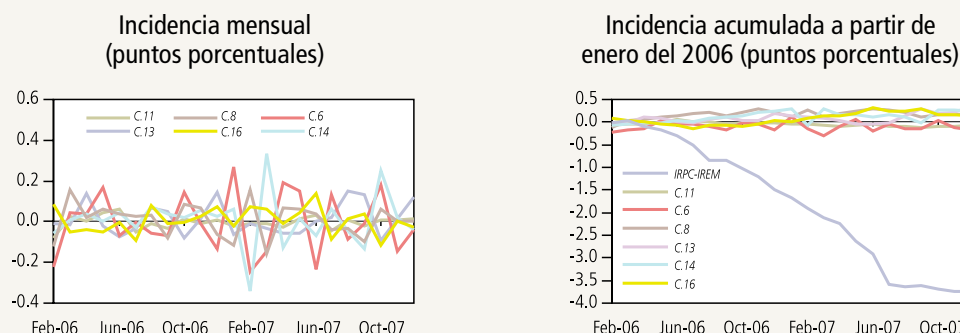
Evolución de las Remuneraciones Nominales



Fuentes: INE y elaboración propia.

GRÁFICO 2

Incidencia de Características No Comunes entre IREM y CMO



Fuente: Elaboración propia.

La numeración de los componentes corresponde a la utilizada en el cuadro 1 de la sección III, donde los componentes no comunes son: C.6, Pagos por horas extras; C.8, Reembolsos de gastos del trabajador; C.11, Asignación familiar; C.13, Aportes patronales por seguros para sus trabajadores; C.14, Gastos de servicios de bienestar y capacitación; y C.16, Otros costos de la mano de obra.

evolución de algunos componentes y que se detalla en la siguiente sección. Como resultado, la brecha puede atribuirse fundamentalmente a los ponderadores, lo que sugiere que las remuneraciones en las empresas que tienen mayor ponderación relativa en el IREM (las que eran más intensivas en mano de obra de menor calificación en el marco muestral), han mostrado mayores incrementos salariales que aquellas con mayor ponderación relativa en el CMO.

2. Diferencia en Componentes

Como se mostró en la sección anterior, la diferencia entre el IREM y el CMO puede atribuirse en gran parte a los ponderadores. Sin embargo, vale la pena examinar qué parte corresponde a una diferencia en los componentes no comunes.

Como el cálculo de cada índice se basa en componentes de salarios o costos, ponderados según el tamaño de empresa, su categoría, la distribución de grupos de trabajadores que ella requiere, etcétera, una forma de comprobar la divergencia en componentes es calcular alguno de los índices excluyendo un componente no común, o incluyéndolo si es el caso, y compararlo con el índice original. Por ejemplo, construir una serie completa para el CMO sin el pago por horas extraordinarias y compararlo luego con la del CMO. Luego se hace lo mismo con todos los componentes no comunes, haciendo posible cuantificar la incidencia de cada componente en el total y comparar su

importancia relativa.⁹ Dicho método indirecto, a diferencia de construir series individuales para cada componente, permite mantener inalterada la estructura de imputaciones efectuadas por el INE.

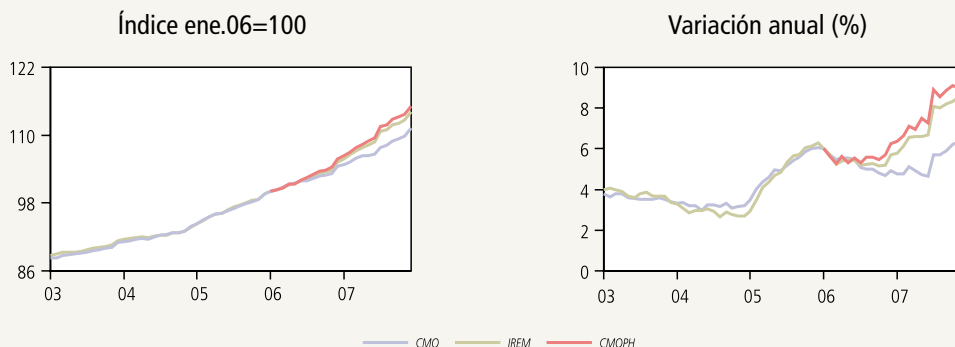
El resultado de este ejercicio se presenta en el gráfico 2, en cuyo panel izquierdo se observa la diferencia entre la variación mensual del CMO y la variación mensual de la medida que excluye (o incluye) algún componente. Si se encontrara que alguna de estas diferencias fuera persistentemente negativa o positiva, el componente en cuestión sería un candidato para explicar parte de la divergencia entre el IREM y el CMO, pues significaría que dicho componente ha mostrado una evolución distinta a la del conjunto de componentes del CMO. Sin embargo, de acuerdo con el gráfico, dicho fenómeno no ocurre.

Al observar, en el panel derecho del gráfico 2, las incidencias acumuladas al último mes reportado (diciembre 2007), se aprecia que las series “pago

⁹ A modo de ejemplo, si el CMO crece 6% en un año y para el mismo período la serie del CMO que excluye un componente crece 5,5%, podemos decir que dicho componente es responsable de aproximadamente 0,5 puntos porcentuales del crecimiento anual del CMO, mientras las ponderaciones de los componentes no varíen significativamente. Este es el caso de los componentes utilizados en el análisis, lo que se corrobora con que la suma de las incidencias de los componentes permite replicar la evolución de la serie total.

GRÁFICO 3

Evolución de las Remuneraciones Nominales



Fuentes: INE y elaboración propia.

por horas extraordinarias” y “asignación familiar” (componentes números 6 y 11 del cuadro 1, respectivamente) han crecido menos que el IRPC en su conjunto en el transcurso de los dos años. Además, a diferencia del resto de los componentes no comunes, el pago por asignación familiar es incluido en el IREM y no en el CMO; por tanto, solo el pago por horas extraordinarias tendería a hacer que el IREM creciera más que el CMO.

Lo anterior indica que ninguno de los componentes por sí solo explicaría la divergencia entre IREM y CMO. Es más, como se aprecia en el gráfico 2, donde además se presenta la diferencia entre las variaciones acumuladas del IREM y el IRPC, la brecha explicada por los componentes en su conjunto es relativamente baja en comparación con la brecha que revelan los ponderadores (línea azul del gráfico).

Como una forma de completar el análisis y verificar que la evolución de los componentes antes descrita no es producto de la reponderación basada en los costos, se construye una serie con los componentes del CMO de forma análoga al IRPC, pero ponderando por el número de horas ordinarias (ponderador del IREM). La nueva serie (CMOPH) muestra un comportamiento parecido al del IREM, pero con tasas de crecimiento anual mayores, lo que corrobora el punto expuesto anteriormente de que —en su conjunto— los componentes no comunes en el IREM y el CMO han mostrado mayor crecimiento que la serie de componentes comunes.

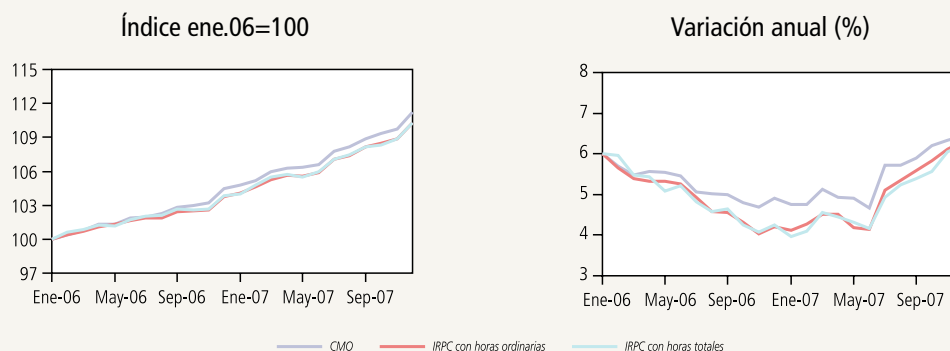
3. Consideraciones Adicionales

Como se hizo referencia en la sección III, el CMO se construye a partir de las horas totales, mientras que el IREM —y, por lo tanto, el IRPC— se construye a partir de las horas ordinarias. Si bien una evolución disímil de las horas extraordinarias respecto de las ordinarias, podría explicar en parte las diferencias entre IREM y CMO, en la práctica el índice IRPC construido con horas ordinarias no es significativamente distinto de uno construido con horas totales (gráfico 4).

También en el contexto de la divergencia entre las variaciones del IREM y el CMO, se examinó el impacto que tendrían los ajustes a la base original que lleva a cabo el INE, específicamente las imputaciones para las empresas que no reportan en algún período y el reemplazo de las empresas que dejan de informar por un período prolongado. Para dicho efecto, se construyó el IREM y el CMO a partir de una base que excluyera, en primera instancia, aquellas empresas que fueron reemplazadas en el transcurso del 2007 y, en segundo lugar, excluyendo todas aquellas empresas para las cuales fue necesario hacer imputaciones. Para apreciar la relevancia de dichos procedimientos, en el gráfico 5 se muestra la diferencia entre las variaciones acumuladas del IREM y CMO construidos con los dos ajustes. Si bien ambos ajustes tienen impacto sobre los índices, no son el origen principal de la divergencia entre IREM y CMO. Además, hay que notar que en los dos años de información disponible, mientras solo

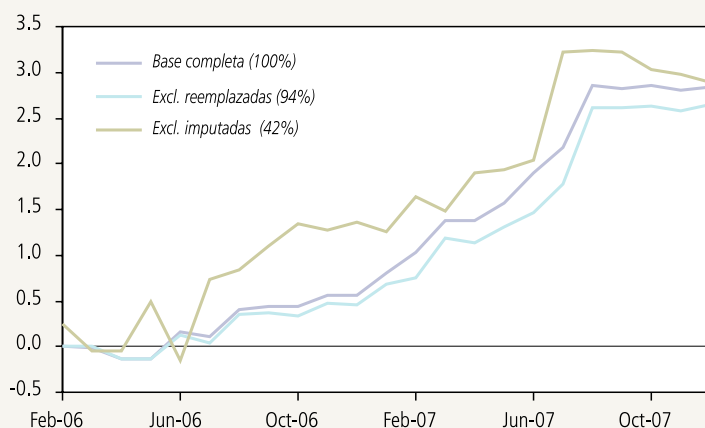
GRÁFICO 4

Evolución del CMO y el IRPC con Horas Ordinarias y Totales



Fuentes: INE y elaboración propia.

GRÁFICO 5

Diferencia entre las Variaciones Acumuladas del IREM y el CMO^a (puntos porcentuales)

Fuente: Elaboración propia.

a. Entre paréntesis, la ponderación remanente en cada índice respecto de la base total.

un 6% de las empresas fueron reemplazadas, 58% de ellas dejaron de reportar en algún periodo, y en torno a 30% sufrieron imputación en al menos dos periodos consecutivos.

V. CONCLUSIONES

El indicador IRPC es similar al CMO, pero con un crecimiento anual levemente menor, lo que insinúa dos conclusiones. Por un lado, que la

diferencia entre el IREM y CMO se debe a los ponderadores con que se construyen ambos índices, sugiriendo que las remuneraciones en las empresas más intensivas en mano de obra de menor calificación (que ponderan más en el IREM que en el CMO), han mostrado mayores incrementos en sus remuneraciones que las menos intensivas. Por otro lado, se encuentra que los componentes incluidos en el CMO y no en el IREM han exhibido, en su conjunto, un crecimiento mayor que el de los componentes comunes, lo que actuaría en el sentido opuesto a la discrepancia observada desde abril del 2006 entre ambos indicadores. Sin embargo, su impacto es relativamente bajo comparado con el primer punto.

También se demostró que el descenso del número de horas extraordinarias

no es un factor que explique la brecha entre los índices, ni tampoco los ajustes de imputación y reemplazo que realiza el INE a la Encuesta de Remuneraciones original.

Ante estos resultados, para el análisis de la coyuntura macroeconómica se sugiere realizar un seguimiento continuo al IRPC, como una forma de monitorear por separado la evolución de ambos elementos, componentes y ponderadores.

Todo ello aun cuando la discrepancia deje de existir, debido a que las explicaciones de su comportamiento —sea un crecimiento generalizado de algunos componentes o cambios en estructuras productivas de empresas— pueden tener distintos efectos en lo que se refiere a presiones inflacionarias de costos.



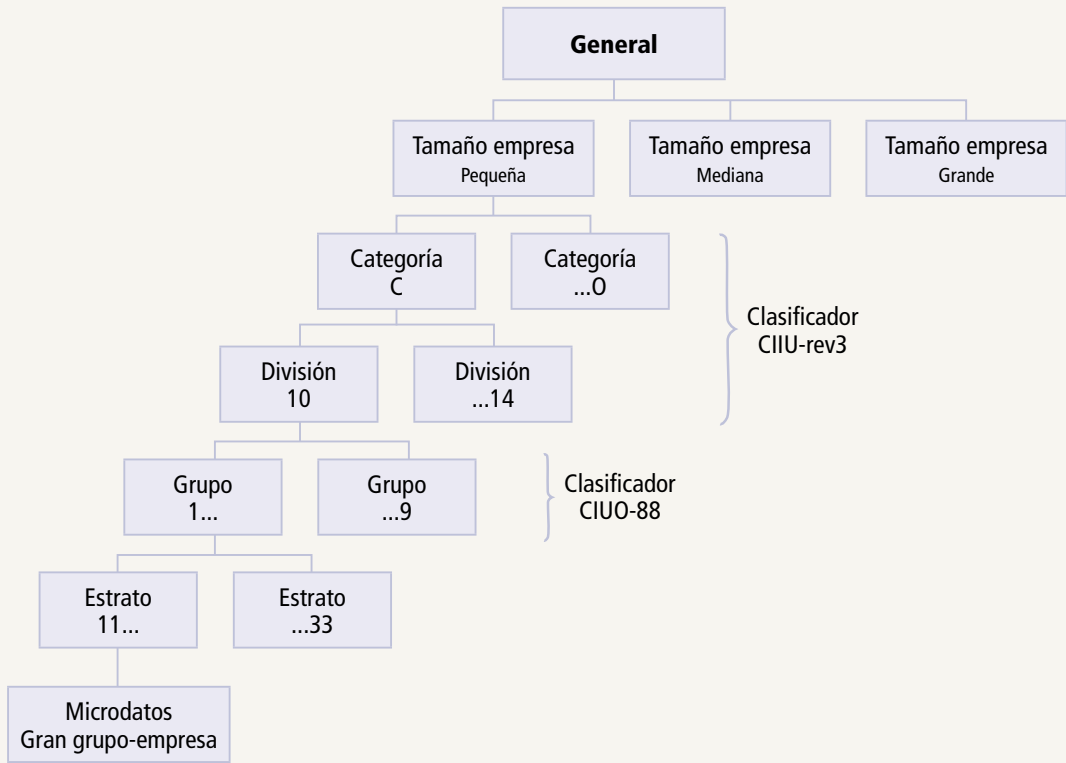
REFERENCIAS

- Banco Central de Chile, *Informe de Política Monetaria*. Varios números.
- Instituto Nacional de Estadísticas (1994). “Metodología del Sistema de Estadísticas de Salarios, Base 100 en abril de 1993.” Chile.
- Instituto Nacional de Estadísticas (2007). “Metodología de los Índices de Remuneraciones y Costo de Mano de Obra, Versión 3.31.”

ANEXO

Niveles de desagregación de los índices IREM y CMO

La desagregación de la canasta es la siguiente:



Fuente: INE (2007).

GENERACIÓN DE ENERGÍA ELÉCTRICA EN UN MODELO PARA PROYECTAR EL IMACEC*

Marcela Urrutia A.**
Andrea Sánchez Y.**

I. INTRODUCCIÓN

Para los bancos centrales, es importante disponer de buenas estimaciones sobre el desarrollo de la actividad, tanto a largo como a corto plazo, de manera de mejorar el análisis requerido para la conducción de la política monetaria. Esto es especialmente cierto en aquellos institutos emisores que tienen como propósito la estabilidad de los precios y un objetivo de meta inflacionaria, ya que el crecimiento de la actividad sectorial tiene impacto en la inflación. En este documento se presenta un modelo muy simple para proyectar el indicador mensual de actividad económica (Imacec) de Chile en el corto plazo, explotando la relación directa entre la producción y el uso de la energía eléctrica.

La motivación para utilizar energía eléctrica viene de la matriz de insumo-producto (MIP 2003), donde esta energía es un insumo transversal, que todas las actividades productivas utilizan en mayor o menor medida, lo que permite intuir que un anticipo de esta información podría ser útil para proyectar el indicador de la evolución económica.

Otro factor importante es que la información de generación energética está disponible en tiempo real y se publica antes que el Imacec con un desfase de cinco a seis días respecto del mes de información.¹ Además, prácticamente tiene cobertura nacional debido a que el Centro de Despacho Económico de Carga (CDEC) recopila la información del abastecimiento energético del Sistema Integrado del Norte Grande (SING) y del Sistema Interconectado Central (SIC).²

Varios países publican indicadores mensuales para la actividad, tales como Argentina, México, Perú, Costa Rica y Guatemala. Sin embargo, se desconoce literatura que analice la capacidad predictiva de dichos indicadores de energía para proyectar el crecimiento

mensual de la actividad. Hay, sin embargo, estudios que analizan la relación de causalidad unidireccional de crecimiento económico a consumo de energía. Es el caso de Ghosh (2002) para India en 1950-1997, de Fatai et al. (2004) para Australia y Nueva Zelanda, o de Hatemi e Irandoust (2005) para Suiza o de Ciarreta y Zarraga (2007) para España. En Soyta y Sari (2003) se verificó que, para Argentina, la causalidad es bidireccional. En general, los resultados indican que los valores pasados del consumo de electricidad mejoran las proyecciones del ciclo económico.

En el caso de Chile, se hicieron los tests de causalidad à la Granger y no se encontró ningún tipo de causalidad,³ tanto para las series en niveles como para las rezagadas en uno y dos períodos. A diferencia del presente análisis, los estudios mencionados utilizan datos con frecuencias anuales, en tanto que en esta nota serán mensuales.

En general, la literatura en que se desarrollan modelos de predicción del Imacec de Chile, se refiere a indicadores líderes; en particular, para Chile está el de Firinguetti y Rubio (2003) quienes encontraron una amplia gama de indicadores que permiten proyectar el Imacec. Sin embargo, requieren varios indicadores, en tanto que en esta nota se propone usar solo una variable. No obstante, los autores no encontraron registro de investigaciones que directamente utilicen

* Se agradece la motivación y el aporte de Michael Pedersen para documentar estos resultados, y los comentarios de Rodrigo Valdés, Igal Magendzo y Ari Aisen.

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

¹ Ver fechas de publicación del 2007 en Anexo 1.

² En Chile, existen cuatro sistemas eléctricos interconectados. El Sistema Interconectado del Norte Grande (SING), que cubre el territorio comprendido entre las ciudades de Arica y Antofagasta con un 30.2% de la capacidad instalada en el país; el Sistema Interconectado Central (SIC), que se extiende entre Taltal y Chiloé con un 69.8%; el Sistema de Aysén que atiende el consumo de la Región XI con un 0.28%; y el Sistema de Magallanes, que abastece la Región XII con un 0.54% de la capacidad instalada en el país.

³ Ver detalles de los tests en el anexo 2.

esta relación entre el uso de energía y la actividad para hacer estimaciones de corto plazo, siendo este el objetivo esencial de este documento.⁴ Por otra parte, Fuentes, Larraín y Schmidt-Hebbel (2006), utilizan el consumo de energía eléctrica como un factor de utilización del capital en uno de los componentes de la serie de PTF (productividad total de factores), tema que no se abordará aquí.

Esta minuta se estructura como sigue. En la siguiente sección se describen los datos utilizados, mientras en la sección III se presenta el modelo econométrico utilizado. En la cuarta se compara con un *benchmark* para evaluar la capacidad predictiva del modelo seleccionado. La última sección concluye.

II. DESCRIPCIÓN Y CARACTERÍSTICAS DE LOS DATOS

La serie del Imacec que se utiliza es con base 2003 empalmada,⁵ revisada y publicada por el Banco

Central de Chile en su Boletín Mensual y en el Avance Estadístico del Boletín Mensual.⁶

Se supondrá que los despachos de energía eléctrica son equivalentes al consumo total de energía eléctrica del país, es decir, las pérdidas que existen en la distribución se consideran parte de la generación, ya que no se dispone de antecedentes mensuales. La unidad de medida que se utiliza es el gigavatio/hora (GWh) y la fuente de información, como se mencionó anteriormente, es el Centro de Despacho Económico de Carga (CDEC).

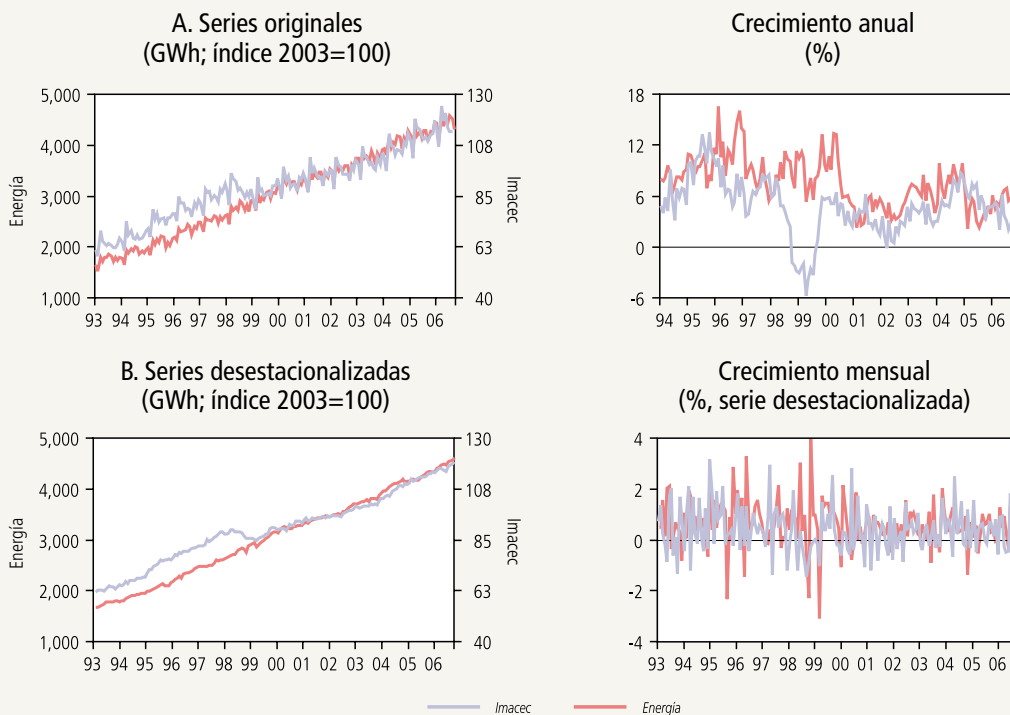
⁴ Es importante mencionar que el gran dilema energético que el país está viviendo llevará a los consumidores y empresarios a buscar sistemas de energía más eficientes y de menor costo, que podrían no ser medidos por el sistema interconectado (SIC y SING).

⁵ Según la metodología detallada en Banco Central de Chile (2007).

⁶ La serie histórica empalmada se encuentra publicada en www.bcentral.cl.

GRÁFICO 1

Imacec y Despachos de Energía Eléctrica



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

El período a considerar en la muestra va desde enero de 1993 a diciembre del 2006, con periodicidad mensual, ya que solo se dispone de despachos de energía eléctrica desde enero de 1993 en adelante.

Al comparar las series de generación de energía eléctrica y el Imacec, tanto en niveles como en términos de crecimiento anual (gráfico 1A), no se advierte correlación entre ellas, excepto en algunos períodos como el lapso 2001-2005. Sin embargo, analizando las series desestacionalizadas, las cifras de crecimiento mensual presentan una alta similitud, principalmente en períodos de gran volatilidad (gráfico 1B). Este es un motivo más para utilizar la generación eléctrica como variable explicativa de la actividad.

Al observar la evolución de las series originales, se aprecia que hay diferencia entre la estacionalidad de las dos series (gráfico 1A). Para investigar esto con más detalle, se utilizó el procedimiento X-12-ARIMA, el mismo que usa el Banco Central de Chile⁷ y, en particular, se enfocó en el componente calendario y en el componente estacional (gráfico 2). En el componente calendario se aprecian diferencias de mayor magnitud, especialmente en períodos particulares de años bisieptos⁸ donde la generación de energía crece relativamente más que la actividad. Por el lado del componente estacional, ambas series presentan patrones concretos, donde al parecer la energía tendría un impacto menos profundo que el Imacec. Con este análisis, resulta relevante incluir ambos componentes como variables particulares en el modelo econométrico a estimar.

III. EL MODELO ECONÓMETRICO

En esta sección se presenta un modelo econométrico, para proyectar el Imacec en el corto plazo con las cifras del consumo de energía. Dadas las diferencias entre los componentes calendario y estacional mostrados en la sección anterior, se propone el modelo que incluye el Imacec (y_t) no desestacionalizado al lado izquierdo, la energía (e_t) desestacionalizada más los componentes calendario (yc_t) y estacional (ys_t) del Imacec al lado derecho, todos los componentes diferenciados en un período y en logaritmo natural. Los últimos dos componentes se incluyen para corregir las diferencias entre la estacionalidad en la series del Imacec y de energía. Para evitar correlación serial de los residuos, se especifica un modelo ARMA para los errores.⁹ El modelo estimado es:

$$\Delta y_t = 0.0025 + 0.2342 \Delta e_t + 0.9916 \Delta yc_t + 0.9945 \Delta ys_t + \mu_t, \quad (1)$$

$\mu_t = -0.2270 \varepsilon_{t-1} + 0.2348 \varepsilon_{t-3} + \varepsilon_t,$

$$R^2 = 0.98$$

$$R^2 \text{ ajust} = 0.97$$

$$\text{Des. est.} = 0.06$$

$$\text{LM: } 0.202(0.0119)$$

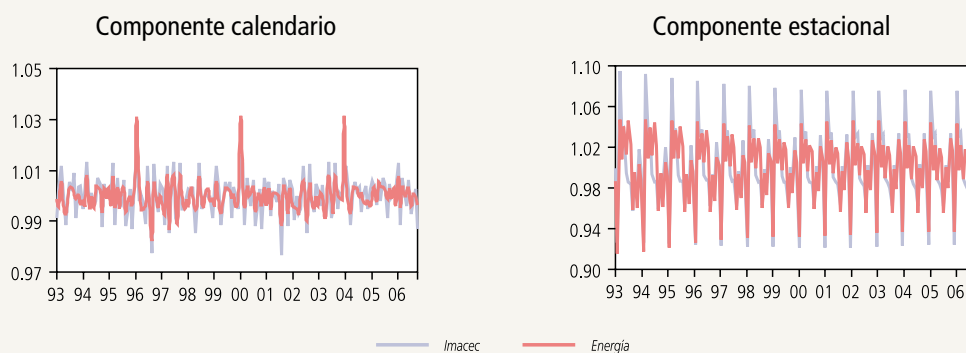
⁷ Una buena descripción del ajuste estacional del Banco Central de Chile se encuentra en Bravo et al. (2002).

⁸ Estos períodos se manifiestan en los años 1996, 2000 y 2004.

⁹ donde ε_t es ruido blanco, $E(\varepsilon_t) = 0$ $\text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) = \sigma_\varepsilon^2$, para $k = 0$ y cero en otro caso.

GRÁFICO 2

Componentes del Imacec y Generación de Energía Eléctrica



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

donde los números entre paréntesis son desviaciones estándar y LM es el valor p del test de Breusch-Godfrey de correlación serial con el valor para el modelo sin especificación ARMA entre paréntesis.¹⁰ También se incluyen rezagos de las variables del Imacec y energía, las cuales resultan no significativas con un valor p de 0.53 y 0.81, respectivamente.

En la ecuación (1), se observa que los parámetros para Δy_c y Δy_s son muy cercanos a la unidad. Se realizó el test-F con la hipótesis de que ambos son iguales a 1; dicha hipótesis fue aceptada con un valor p de 0.81. La implicancia de esto es que el modelo (1) se puede formular con datos desestacionalizados del Imacec al lado izquierdo y sin los componentes calendario y estacional al lado derecho; en la siguiente sección es nombrado como SA. Sin embargo, se trabaja con el modelo especificado en la ecuación (1), dado que al evaluar su capacidad predictiva no aparece como mejor. En el análisis de la sección siguiente se detalla su evaluación.

Al graficar el nivel de las estimaciones versus el dato efectivo mes a mes (gráfico 3) se aprecia que el modelo detallado en la ecuación (1) anticipa los cambios bruscos de tendencia del Imacec.

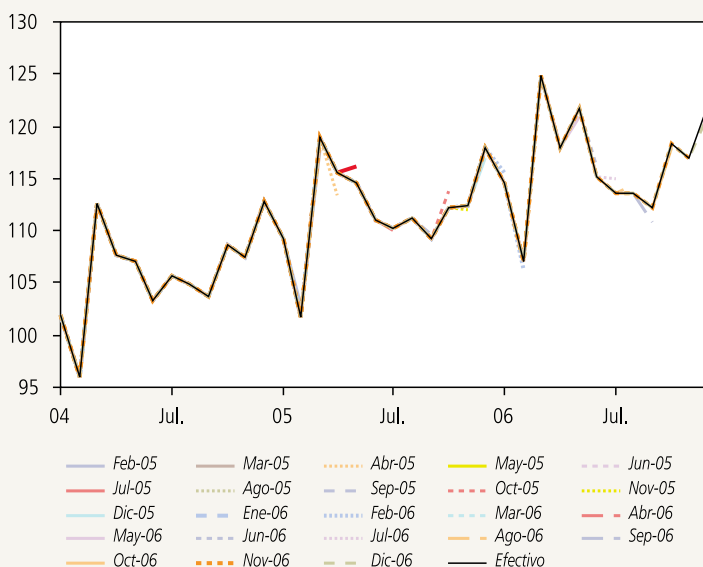
IV. EVALUACIÓN DE LA CAPACIDAD PREDICTIVA

En esta sección se evalúa la capacidad que tiene el modelo para hacer proyecciones del Imacec a un mes, definido en la sección anterior, la cual se describe en la ecuación (1). Como ya se mencionó, el objetivo es hacer proyecciones contemporáneas, es decir, usar el dato del mes para proyectar el Imacec del mismo mes. A priori se puede anticipar un buen desempeño, dados los altos valores de R^2 ya reportados.

Como modelos de comparación (*benchmarks*) se aplica un ARIMA(1 0 1)(0 1 1), modelo que usa actualmente el Banco Central para la desestacionalización del Imacec. Adicionalmente se realizan comparaciones con otros modelos: el modelo de la ecuación (1) restringido, es decir, sin incluir la estructura ARMA,

GRÁFICO 3

Estimaciones del Imacec en Niveles de Ecuación (1)^a (índice 2003=100)



Fuente: Banco Central de Chile.

a. Modelo de parámetros fijos (PF), ignorando la parte estructural ARMA.

denotado como PF, y el modelo con el Imacec desestacionalizado al lado izquierdo, excluyendo los componentes calendario y estacional del Imacec del lado derecho, denotado como SA.¹¹

Para hacer el ejercicio como en tiempo real, se desestacionalizan mes a mes las series de Imacec y energía, re-estimándose cada mes los modelos, y se calculan recursivamente los valores proyectados. El período de evaluación contiene 23 meses, desde febrero de 2005 a diciembre de 2006. Se aplica la medida de la raíz cuadrada del error cuadrático medio (RECM), definido como:

$$RECM = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (Y_t - Y_t^*)^2}{T}}$$

¹⁰ Los tests de Dickey-Fuller y Phillips-Perron indican que ambas series en niveles son integradas de orden uno y no cointegran. Resultados disponibles a petición.

¹¹ El modelo SA se especifica en la siguiente ecuación:

$$\Delta y_{sa,t} = 0.0025 + \frac{0.2317}{(0.0008)} \Delta y_{sa,t-1} + \mu_t, \mu_t = -0.3142 \varepsilon_{t-1} + \frac{0.3854}{(0.0847)} \varepsilon_{t-3} + \varepsilon_t,$$

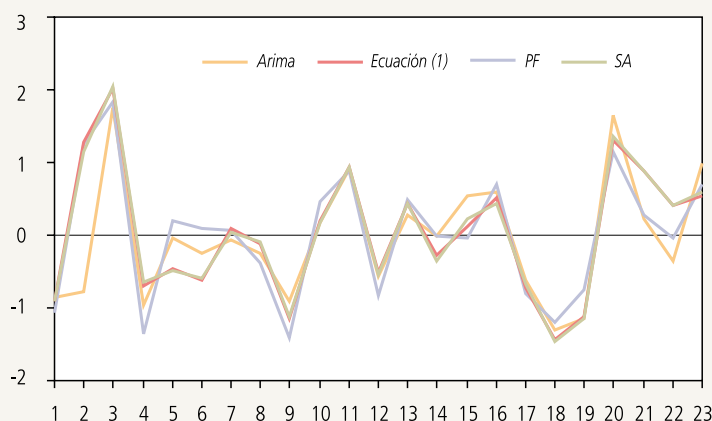
con $R^2 = 0.21$

R^2 ajust = 0.20

Des. Est. = 0.0087

LM: 0.37(0.0004).

Comparación de los Residuos (con estimaciones de variaciones mensuales)



Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile.

(*) Modelo de parámetros fijos (PF), ignorando la parte estructural ARMA.

donde Y es el Imacec efectivo, Y^* es la proyección del Imacec y T es el número de observaciones a evaluar, en este caso, $T=23$.

Los modelos se evalúan con dos ejercicios: el primero mide la capacidad predictiva directamente de la variación mes a mes, y el segundo utiliza cifras mensuales para calcular las variaciones anuales. El segundo ejercicio se realiza porque el Imacec se publica en variaciones anuales y los resultados de ambos son algo distintos. A continuación se detallan los dos ejercicios de evaluación.

1. Primer Ejercicio: Estimación de Variaciones Mensuales

En este ejercicio se evalúa el comportamiento de las variaciones mensuales estimadas; los resultados evidencian que el modelo con menor RECM, fuera de muestra, es el representado por el modelo ARIMA (ver cuadro 1 y gráfico 4). Sin embargo, de los 23 periodos, el modelo PF estima la mejor proyección nueve veces. El test formal de Diebold y Mariano (1995) reporta que no hay diferencias estadísticas significativas entre los errores del modelo ARIMA y PF. Sin embargo, si se hace el ejercicio de comparar los residuos del modelo ARIMA y los errores usando la

proyección más cercana al dato efectivo, este test manifiesta una diferencia estadística significativa de los errores. Por lo tanto, contar con estos dos modelos para elaborar la estimación final es de interés para aplicar juicio.

2. Segundo Ejercicio: Estimación de Variaciones Anuales

A diferencia de los resultados del ejercicio anterior, los de este señalan que el mejor modelo es el propuesto en la ecuación (1) (cuadro 2 y gráfico 5).

CUADRO 1

Comparación de los RECM (con estimaciones mensuales)

Evaluación variación mensual	RECM fuera de muestra (1)	Mejor modelo (2)	Peor modelo (2)
Ecuación (1) (ignora la estructura ARMA) (PF)	0.88	9	7
Ecuación (1)	0.88	2	5
Regresión IMACEC y energía desestacionalizada	0.89	5	4
Modelo ARIMA	0.84	7	7
Observaciones fuera de muestra		23	23

Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile.

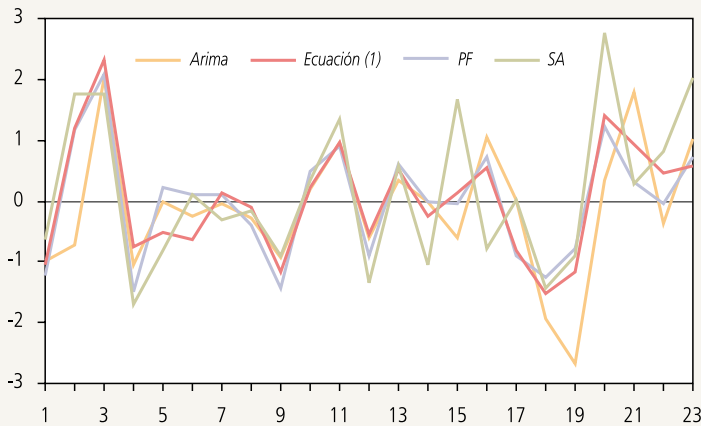
(1) RECM: Raíz cuadrada del error cuadrático medio. (2) Corresponde al número de veces que el residuo estuvo más cercano/lejano al mínimo de los errores de los 4 modelos.

Al analizar los RECM fuera de muestra se obtiene que no hay diferencia en términos de capacidad predictiva al ignorar la estructura ARMA de la ecuación (1), tanto porque ambos modelos tienen los menores RECM como también porque tienen el mismo número de periodos en que fueron la peor proyección. Al considerar la regresión con las series desestacionalizadas de Imacec y energía, los resultados no son mejores que los reportados en la ecuación (1) (cuadro 2).

Al igual que en el ejercicio anterior, se realizó el test de Diebold y Mariano (1995), el que también reportó que no hay diferencias estadísticamente significativas entre los errores de los modelos ARIMA y el modelo ignorando la parte estructural (PF). En tanto, si se hace el ejercicio donde se comparan los residuos del modelo ARIMA y los errores usando la proyección más cercana al dato efectivo, este test reporta diferencias estadísticas significativas entre los errores. Esto sugiere calcular las estimaciones en variaciones anuales con los modelos PF y ARIMA, para luego aplicar juicio al momento de proyectar.

Posterior a la evaluación de los modelos antes detallados, se actualizó la capacidad predictiva de todos los modelos utilizados en esta sección, y se amplió el período de evaluación fuera de muestra

GRÁFICO 5
Comparación de los Residuos
(con estimaciones de variaciones anuales)



Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile.

a 37 observaciones. Con ello, se confirma que el modelo de mejor capacidad predictiva es el definido en la ecuación (1) (PF). Adicionalmente, a este modelo se le incorporó la variable real de agregados monetarios (M2) de igual temporalidad, reportando ser significativa al 1%.¹² Sin embargo, al realizar el proceso de capacidad predictiva, el RECM no fue

¹² Para este ejercicio se consideraron los agregados monetarios M1, M2 y M3 definidos en Arraño (2006), en términos reales y desestacionalizados, rezagados y con igual temporalidad, todos bajo logaritmo y diferenciados en un periodo. Estas cifras se publican en el Boletín Mensual del Banco Central de Chile.

CUADRO 2

Comparación de los RECM
(con estimaciones de variaciones anuales)

Evaluación variación anual	RECM fuera de muestra (1)	Mejor modelo (2)	Peor modelo (2)
Ecuación (1) (ignora la estructura ARMA) (PF)	0.93	5	5
Ecuación (1)	0.93	2	5
Regresión IMACEC y energía desestacionalizada (SA)	1.23	8	9
Modelo ARIMA	1.06	8	4
Observaciones fuera de muestra		23	23

Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile.

(1) RECM: Raíz cuadrada del error cuadrático medio. (2) Corresponde al número de veces que el residuo estuvo más cercano/lejano al mínimo de los errores de los 4 modelos.

mejor que el reportado por la ecuación (1) (PF) (ver el cuadro de comparación de RECM en el anexo 3).

V. CONCLUSIONES

Más allá de la mejor capacidad predictiva del modelo analizado en este documento y la experiencia proporcionada en la literatura acerca de la relación entre actividad y energía, se sugiere considerar como variable explicativa del crecimiento económico de Chile, la demanda de energía eléctrica, pues se encontró evidencia robusta y significativa para explicarlo. En particular, los resultados sugieren estimar el Imacec con energía del mes t , ignorando la parte estructural del modelo ARMA. Es importante destacar que el modelo sugerido anticipa, con gran acierto, los cambios bruscos de crecimiento intra-mes. Este hecho coyuntural es muy importante para la toma de decisiones en la política monetaria. Si bien es una proyección con cifras temporales de muy corto plazo, se anticipa el crecimiento de la actividad en un mes, pues las cifras de energía se proporcionan con mayor oportunidad que el Imacec.

Se propone extender este ejercicio a otros sectores de la economía, especialmente aquellos que son intensivos en el uso de energía, como son la industria y la minería.

REFERENCIAS

- Arraño, E. (2006). "Agregados Monetarios: Nuevas Definiciones." Estudios Económicos Estadísticos N°53, Banco Central de Chile.
- Banco Central de Chile (2007). "Empalme del PIB y de los Componentes del Gasto: Series Anuales y Trimestrales 1986-2002, Base 2003." Documento de Trabajo N°55, Banco Central de Chile.
- Bravo, F., V. Correa, L. Luna y F. Ruiz (2002). "Desestacionalización de Series Económicas: El Procedimiento Usado por el Banco Central de Chile." Documento de Trabajo N°177, Banco Central de Chile.
- Ciarreta, A. y A. Zarraga (2007). "Electricity Consumption and Economic Growth: Evidence from Spain." Documento de Trabajo Biltoki N°1, Departamento de Economía Aplicada, Universidad del País Vasco.
- Diebold, F. y R. Mariano (1995). "Comparing Predictive Accuracy." *Journal of Business and Economic Statistics* 13: 253-63.
- Fatai, K., L. Oxley y F.G. Scrimgeour (2004). "Modelling the Causal Relationship between Energy Consumption and GDP in New Zealand, Australia, India, Indonesia, The Philippines and Thailand." *Mathematics and Computers in Simulation* 64: 431-45.
- Firinguetti, L. y H. Rubio (2003). "Indicadores Líderes del Imacec." Documento de Trabajo N°208, Banco Central de Chile.
- Fuentes, R., M. Larraín y K. Schmidt-Hebbel (2006). "Source of Growth and Behavior of TPF in Chile." *Cuadernos de Economía* 43(mayo): 113-42.
- Ghosh, S. (2002). "Electricity Consumption and Economic Growth in Taiwan." *Energy Policy* 30: 125-9.
- Hatemi, A. y M. Irandoust (2005). "Energy Consumption and Economic Growth in Sweden: A Leveraged Bootstrap Approach, 1965-2000." *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies* 2(4): 87-98.
- Soytas, U. y R. Sari (2003). "Energy Consumption and GDP: Causality Relationship in G-7 Countries and Emerging Markets." *Energy Economics* 25: 33-7.

ANEXO 1

Períodos de Publicación del Imacec y de la Generación de Energía Eléctrica				
Indicador del período	2007		2008	
	Publicado en el mes		Publicado en el mes	
	IMACEC	Energía	IMACEC	Energía
Enero	5 de marzo	7 de febrero	5 de marzo	7 de febrero
Febrero	5 de marzo	7 de marzo	5 de abril	7 de marzo
Marzo	7 de mayo	9 de abril	7 de mayo	7 de abril
Abril	5 de junio	7 de mayo	5 de junio	7 de mayo
Mayo	5 de julio	7 de junio	5 de julio	9 de junio
Junio	6 de agosto	9 de julio	6 de agosto	7 de julio
Julio	5 de septiembre	7 de agosto	5 de septiembre	7 de agosto
Agosto	5 de octubre	7 de septiembre	5 de octubre	8 de septiembre
Septiembre	5 de noviembre	8 de octubre	5 de noviembre	7 de octubre
Octubre	5 de diciembre	7 de noviembre	5 de diciembre	7 de noviembre
Noviembre	7 de enero	7 de diciembre		
Diciembre	7 de febrero	7 de enero		
Fuente: Banco Central de Chile.				

ANEXO 2

Test de de Causalidad à la Granger

Series en niveles con un rezago			
Hipótesis nula	Observaciones	F-estadístico	Probabilidad
y_{sa} no causa à la Granger a e_{sa}	168	2.151	0.144
e_{sa} no causa à la Granger a y_{sa}		2.653	0.105

Series en niveles con dos rezagos			
Hipótesis nula	Observaciones	F-estadístico	Probabilidad
y_{sa} no causa à la Granger a e_{sa}	168	0.809	0.446
e_{sa} no causa à la Granger a y_{sa}		0.715	0.490

Donde: y_{sa} es el indicador de Imacec desestacionalizado y e_{sa} es el consumo de energía desestacionalizado

Series diferenciadas con un rezago			
Hipótesis nula	Observaciones	F-estadístico	Probabilidad
dy_{sa} no causa à la Granger a de_{sa}	167	0.185	0.666
de_{sa} no causa à la Granger a dy_{sa}		0.020	0.886

Donde: dy_{sa} es el indicador de Imacec desestacionalizado diferenciado en un período; $d e_{sa}$ es el consumo de energía desestacionalizado diferenciado en un período.

Series diferenciadas con dos rezagos			
Hipótesis nula	Observaciones	F-estadístico	Probabilidad
dy_{sa} no causa à la Granger a de_{sa}	166	0.543	0.581
de_{sa} no causa à la Granger a dy_{sa}		0.008	0.991

ANEXO 3

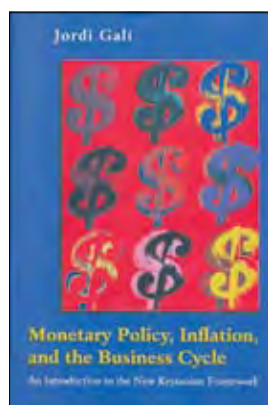
Comparación de RECM del Modelo Actualizado	
Modelo	RECM (fuera de muestra con 37 observaciones)
Ecuación (1) ignorando la estructura ARMA (PF)	0.81
ARIMA	1.41
Ecuación (1) (PF) con Importaciones y agregados monetario ^a	1.80
a. Las variables que resultaron ser significativas fueron: agregados monetarios (M2) definidos en Arraño (2006).	

REVISIÓN DE LIBROS

COMENTARIO AL LIBRO "MONETARY POLICY, INFLATION AND THE BUSINESS CYCLE, AN INTRODUCTION TO THE NEW KEYNESIAN FRAMEWORK"

de Jordi Galí
Princeton University Press, 2008

Jorge E. Restrepo L.



Este libro de Jordi Galí entrega una revisión general de la teoría monetaria moderna, a partir del desarrollo detallado del nuevo paradigma teórico en esta área del conocimiento. En efecto, los avances recientes en teoría monetaria han dado como resultado la construcción de una estructura que permite entender la relación entre política monetaria, ciclos económicos e inflación, conocida como el “modelo neokeynesiano.” Este modelo ha sido adoptado masivamente por macroeconomistas académicos y un número considerable de bancos centrales, incluidos los más importantes del mundo.

Como bien se señala en la introducción del libro, la relevancia del nuevo paradigma de modelos macroeconómicos se deriva, en primer lugar, del efecto directo que tiene lo que ocurre con el empleo, la inflación y otras variables macroeconómicas sobre la calidad de vida de los ciudadanos. En segundo lugar, se explica porque con dicha estructura se puede entender cuáles deben ser los objetivos de la autoridad monetaria, cómo debe conducirse la política

monetaria para alcanzar dichos objetivos y cuáles son los mecanismos mediante los cuales las decisiones de política se transmiten a la economía.

En esta bibliografía confluyen dos corrientes de pensamiento que surgen de la crítica devastadora a los modelos macroeconómicos tradicionales realizada por Lucas (1976), Sims (1981) y otros: por un lado, el aporte metodológico de la teoría de ciclos reales económicos, al construir modelos macroeconómicos a partir del comportamiento explícitamente optimizador de los agentes individuales; por otro, la teoría neokeynesiana que busca dar fundamentos microeconómicos a algunos conceptos keynesianos tradicionales, como las rigideces nominales, la no neutralidad de la política monetaria y la ineficiencia de las fluctuaciones, entre otros.

Los modelos dinámicos estocásticos de equilibrio general, cuyas características básicas incluyen competencia monopolística, rigideces nominales de precios y/o de salarios y, por tanto, una política monetaria no neutral (que tiene efectos reales), son llamados neokeynesianos, además, porque la demanda agregada cumple una función muy importante en la determinación del producto en el corto plazo, como también ocurría en los modelos antiguos. Sin embargo, como se verá más adelante, la nueva estructura también produce conclusiones de política que no aparecían en la anterior generación de modelos.

Así, en el corto plazo, existe una curva de Phillips inclinada y los movimientos de la tasa de interés nominal de política producen cambios en las tasas reales, el consumo, la inversión y, finalmente, en el producto y el empleo. Por el contrario, en el largo plazo, la política monetaria es neutral puesto que, gracias a la acción de la política económica, la

economía vuelve a su nivel natural de equilibrio, pero las autoridades monetarias no pueden afectar el PIB potencial ni resolver problemas estructurales de crecimiento y desempleo.

Las imperfecciones introducidas en el modelo de ciclos económicos reales abren la posibilidad de que, ante *shocks*, la economía genere respuestas ineficientes, resultado que se contrapone a la optimalidad de las fluctuaciones económicas originalmente defendida por los teóricos de los ciclos reales. La ineficiencia de las fluctuaciones, junto con la no neutralidad de la política monetaria, permiten concluir que la intervención de la política económica anticíclica puede ser muy útil para estabilizar la economía y así aumentar el bienestar de la población.

El modelo neokeynesiano

La nueva estructura está construida sobre una versión estocástica del modelo neoclásico de crecimiento. Entre los componentes fundamentales del modelo básico están:

- **Los hogares.** El hogar representativo maximiza el valor presente esperado de la utilidad obtenida del consumo y del ocio. Los hogares ofrecen trabajo en un mercado perfectamente competitivo, que les genera ingresos, y consumen un conjunto de bienes diferenciados, que han sido producidos por empresas. Del proceso de maximización de utilidad sujeto a una restricción presupuestal surge una condición óptima de distribución intertemporal del consumo (ecuación de Euler) y una oferta laboral que depende del salario real y del consumo. De la ecuación de Euler se deriva una ecuación para la demanda agregada, pero a diferencia de lo que ocurría en los modelos antiguos, en este caso resulta de las preferencias, de la tecnología y de un proceso de optimización por parte de los agentes. Además, el consumo y la demanda agregada en el presente también dependen de la expectativa que se tiene del nivel que estas mismas variables tendrán en el futuro.
- **Las empresas.** La empresa representativa maximiza el valor presente de sus utilidades; para ello produce, con la tecnología disponible, en un mercado que se supone de competencia monopolística. Esto es así, porque en este caso

enfrentan una demanda con pendiente negativa por su producto y tienen algún poder de mercado para fijar precios, aunque no pueden ajustar dicho precio en cada período. De esta forma tiene sentido y es rigurosa la introducción de precios rígidos.

La forma usual de introducir rigidez de precios se debe a Calvo (1983). Las empresas que pueden ajustar de manera óptima sus precios son escogidas aleatoriamente en cada período. Así, en cada uno de ellos existe una proporción fija de empresas que pueden ajustar precios mientras el resto los mantiene constantes. En general, las empresas fijan su precio óptimo agregando un margen a su costo marginal nominal y, como el precio es mayor que el costo marginal, la producción será menor que el nivel eficiente.

Además, cuando los precios son rígidos y se alejan del nivel óptimo, el producto puede diferir del nivel de equilibrio de precios flexibles. Como los precios no se pueden ajustar en cada período, cada vez que la empresa tiene la posibilidad de fijar de manera óptima sus precios se ve en la obligación de tener en cuenta no solo el nivel que tiene su costo marginal en ese momento, sino también la evolución esperada de este. Así se deriva una ecuación para la inflación (curva de Phillips u oferta agregada) que depende de las desviaciones de los costos marginales reales y de su nivel de equilibrio y de la misma inflación esperada en el futuro. En última instancia, la inflación se puede expresar en función del valor presente de toda la trayectoria futura de costos marginales reales.

- **La política monetaria.** Esta se representa con una regla de fijación de la tasa de interés nominal de corto plazo (función de reacción), en la que el banco central fija la tasa de interés en función de su nivel de equilibrio o nivel neutral, de las desviaciones de la inflación respecto de su meta (brecha de inflación) y de las desviaciones del PIB respecto de su nivel potencial (brecha del producto o, alternativamente, brecha de desempleo). Así, se le da énfasis al componente endógeno de la política y al análisis de especificaciones alternativas de la función de reacción del banco central.
- **El equilibrio.** El sistema de los tres bloques anteriores —demanda agregada, oferta agregada

y política monetaria—, por sí solo, no es estable. La estabilidad y/o un equilibrio único solo se garantizan mediante la acción vigorosa de la política económica. Así, cuando ante un cambio en las expectativas de inflación, la reacción de la política monetaria es más que proporcional o lo suficientemente agresiva, el modelo retorna al equilibrio. Es decir, si las expectativas de inflación suben, es necesario que el banco central actúe con fuerza y aumente la tasa de interés nominal lo suficiente para que la tasa de interés real crezca. De esta forma, el consumo se ajusta y genera una disminución de la brecha del producto. El mismo raciocinio, pero en la dirección opuesta, se aplica cuando las expectativas de inflación caen.

Principales lecciones extraídas del modelo

Según el autor¹, las principales lecciones que se pueden extraer de la estructura neokeynesiana, que no estaban presentes en la generación anterior de modelos, son las siguientes:

- El modelo permite evaluar los costos y beneficios de la estabilidad de precios. Si el PIB difiere de su nivel potencial como resultado de las rigideces nominales, la inflación es un indicador de que el nivel de actividad es ineficiente, y combatirla es una manera de acercar el producto a su nivel de equilibrio. Debido a las rigideces nominales, la inflación también genera movimientos de precios relativos injustificados y, por tanto, niveles subóptimos de producción de los diferentes bienes.
- La transmisión de la política monetaria depende en gran medida de las expectativas del sector privado sobre la trayectoria futura de la tasa de interés de corto plazo fijada por la autoridad. En general, los modelos antiguos carecían del componente de expectativas sobre la evolución futura de las variables.
- El modelo permite evaluar los beneficios de la credibilidad de la política antiinflacionaria. El banco central se beneficia de la influencia que puede ejercer sobre las expectativas, porque reduce el costo de la desinflación cuando su compromiso es creíble. Así, la comunicación se volvió parte importante de la política monetaria y, al aumentar la credibilidad de la política, se

puede reducir la volatilidad del producto y de la inflación simultáneamente.

- Los niveles de equilibrio del producto y de la tasa de interés son una referencia importante para la política monetaria, puesto que aparecen en la función de reacción del banco central. Como no son observables y normalmente fluctúan, su uso en la práctica es difícil. Sin embargo, la estimación de modelos dinámicos estocásticos de equilibrio general neokeynesianos puede servir para obtener aproximaciones de estas variables.
- El modelo permite evaluar reglas alternativas de política con base en un criterio de bienestar inmune a la crítica de Lucas, puesto que se construye a partir de la maximización de la utilidad del consumidor representativo.

Estructura del libro

El primer capítulo introduce al lector en el origen de esta corriente de la literatura económica y en las características básicas de este nuevo paradigma. En el segundo, se desarrolla el modelo clásico con competencia perfecta en los mercados de bienes y precios flexibles; esto sirve para ilustrar sus deficiencias empíricas y motivar las modificaciones que lo transformarán en una estructura útil para analizar la política monetaria. En este modelo, los shocks tecnológicos son la fuente de las fluctuaciones económicas, mientras que los factores monetarios no cumplen ninguna función y están totalmente ausentes.

La estructura neokeynesiana básica se construye en el tercer capítulo al introducirse al modelo de ciclos reales competencia monopolística, precios rígidos y una función de reacción que permite a la autoridad monetaria fijar la tasa de interés nominal de corto plazo. Las consecuencias de dicha estructura para la política monetaria se analizan en el cuarto capítulo. En los capítulos siguientes se construyen extensiones del modelo básico con el fin de estudiar aspectos específicos. Así, en el capítulo quinto se derivan las diferencias entre la política óptima con y sin compromiso por parte del banco central. En el capítulo sexto se analizan

¹ Véase también Galí (2008) y Galí y Gertler (2007).

las consecuencias de incluir en el modelo rigidez de salarios nominales además de las rigideces de precios incluidas en el modelo básico. En el séptimo capítulo, el modelo se extiende a una economía pequeña y abierta. En el último capítulo se extraen algunas conclusiones y se describen extensiones del modelo en las que diversos autores han trabajado pero que el libro no incluye. Cabe resaltar que cada capítulo termina con un apéndice corto donde se presenta alguna de las derivaciones usadas, además de una lista de referencias bibliográficas y una lista de ejercicios útiles.

Comentarios finales

La característica más importante y útil del libro es que en todos los capítulos se utiliza el mismo modelo de referencia para tratar los diversos temas. Por tanto, se trata de un libro compacto, donde hay una gran coherencia entre los capítulos y entre los temas tratados, de forma tal que ninguna sección está de más.²

Este debería ser un libro de uso obligado en los programas de maestría y de doctorado en macroeconomía. Asimismo, se trata de un libro de estudio indispensable para los académicos que quieren entender de manera profunda cómo es que los bancos centrales modernos, y en particular el Banco Central de Chile, entienden el funcionamiento de la economía, la política monetaria y los mecanismos de transmisión. El Banco Central de Chile utiliza permanentemente modelos similares para analizar el efecto que tienen en la economía diferentes shocks, así como los efectos de políticas alternativas en términos de estabilización y bienestar (Medina y Soto, 2006). Incluso, en los bancos centrales, cada vez más se estiman empíricamente y se emplean versiones más detalladas de este tipo de modelos para realizar proyecciones de las principales variables macroeconómicas.

Finalmente, cabe recordar que el aprendizaje no se da sin esfuerzo. El estudio detallado del libro exige realizar un gran trabajo de álgebra si se quieren derivar las ecuaciones y entender paso a paso los detalles de la construcción del modelo. Sin embargo, es un esfuerzo que vale la pena si se piensa en la utilidad del modelo nekeynesiano y en que la formalización matemática y los modelos de equilibrio general se introdujeron en la

economía de manera definitiva. En general, los artículos académicos que se producen en macroeconomía contienen un alto grado de formalización.

En conclusión, quien estudie detenidamente este libro estará preparado para acompañar y evaluar la política monetaria llevada a cabo por el Banco Central, dado que en él se encuentra su fundamentación teórica. Además, estará en capacidad de comprender gran parte de los artículos académicos que se están produciendo en los diferentes campos en que se ha venido expandiendo la teoría monetaria y la macroeconomía en general.

REFERENCIAS

- Calvo, G. (1983). "Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework." *Journal of Monetary Economics* 12: 383-98.
- Galí, J. (2008). "The New Keynesian Approach to Monetary Policy Analysis: Lessons and New Directions." Disponible en <http://www.crei.cat/people/gali/papers.html>
- Galí, J. y M. Gertler (2007). "Macroeconomic Modeling for Monetary Policy Evaluation." *Journal of Economic Perspectives* 21(4): 25-45.
- Lucas, R. (1976). "Econometric Policy Evaluation: A Critique." *Carnegie Rochester Series on Public Policy* 1: 19-46.
- Medina, J.P. y C. Soto (2006). "Model for Analysis and Simulations: A New DSGE for the Chilean Economy." Taller de Modelamiento Macroeconómico de Bancos Centrales, 28-29 de septiembre, Banco Central de Chile. <http://www.bcentral.cl/conferencias-seminarios/otras-conferencias/modelling2006prog.htm>.
- Sims, C. (1980). "Macroeconomics and Reality" *Econometrica* 48(1): 1-48.
- Walsh, C. (2003). *Monetary Theory and Policy*, capítulo 5. Cambridge, MA. EE.UU.: MIT Press (2a edición).
- Woodford, M. (2003). *Interest & Prices, Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.

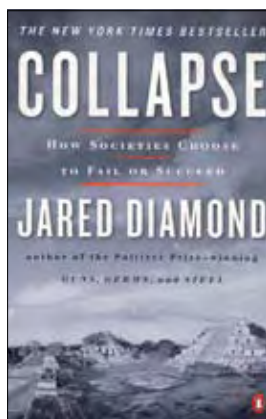
² Cuando este libro se compara con otros libros recientes de teoría y política monetaria se encuentra que: i) *Monetary Theory and Policy*, de Carl Walsh, incluye una gama amplia de modelos y de temas. ii) *Interest and Prices*, de Michael Woodford, es un libro más general donde se examinan numerosos temas de una manera extensa.

COMENTARIO AL LIBRO

“COLLAPSE – HOW SOCIETIES CHOOSE TO FAIL OR SUCCEED”

Jared M. Diamond
Penguin Books, 2006

Kevin Cowan L.



Jared Diamond saltó a la fama con su obra *Guns, Germs and Steel*. En ella discute los factores que llevaron al apogeo de la civilización “occidental” y su posterior dominio de vastas zonas del mundo. En *Collapse*, en cambio, Diamond explora los factores que llevaron al colapso de países o civilizaciones tan diversas como la Maya o la Pascuense, o eventos extremos recientes de dislocación social, como fueron las matanzas en Ruanda.

El principal punto de *Collapse* es que problemas ambientales —muchos de ellos autoinfligidos— han jugado un rol importante en muchos de los grandes colapsos. El libro argumenta que muchas sociedades que vieron drásticamente reducida su población (o su grado de sofisticación) cometieron suicidio ambiental al deteriorar el medio ambiente en que vivían, a tal grado que comprometieron su capacidad de obtener alimentos u otros insumos básicos necesarios para su subsistencia. A pesar de que el mecanismo específico de degradación ambiental varía de caso en caso, un factor común es un crecimiento de la

población más alto del que se podía sustentar con los recursos naturales y tecnologías disponibles: una visión *maltusiana* del desarrollo económico. Tarde o temprano la situación derivó en hambrunas, guerras o revoluciones sociales que terminaban con el derrocamiento de las élites gobernantes.

Extrapolando, el autor sugiere que en la actualidad estamos en una senda autodestructiva similar a la iniciada por algunas de las civilizaciones descritas, por lo que, de no tomar acciones correctivas, enfrentamos la amenaza de derrumbe de países individuales o, dependiendo de hasta dónde tiremos la cuerda, del planeta entero.

Organización del libro

La principal pregunta que se plantea el autor es ¿qué explica el colapso de ciertas sociedades? Para contestarla, identifica cinco factores cuya acumulación ha llevado a colapsos en el pasado: i) la destrucción del medio ambiente; ii) cambios climáticos; iii) menor apoyo, o menor comercio, con vecinos amistosos; y iv) guerras con vecinos enemigos.

El quinto factor es la respuesta de las sociedades a los otros cuatro. Diamond ilustra la importancia de estos factores a través de cinco casos de colapso: tres en la Antigüedad y dos en el siglo veinte. Así, los capítulos 2 al 10 describen en detalle el fin de las sociedades de Isla de Pascua, la cultura Maya, Los Norse de Groenlandia, el genocidio de Ruanda y la crisis en Haití.

El caso de Isla de Pascua es particularmente interesante. Diamond atribuye el colapso de la cultura pascuense a dos factores: un medio ambiente vulnerable, que se vio rápidamente deteriorado por la población humana, llevando a guerras y al derrocamiento de la elite gobernante; y elementos de

la cultura pascuense. De hecho, el libro describe cómo la lucha de las elites por validarse y, posiblemente, agraciarse con sus deidades mediante la construcción de los moáis, aceleró el deterioro medioambiental.

El caso de Ruanda es el más dramático. Además de los argumentos tradicionales para explicar las matanzas en Ruanda (políticas coloniales de segregación y una historia de animosidad tribal), el libro plantea que la sobrepoblación jugó un papel crucial en la violencia. Ruanda es uno de los países más superpoblados del tercer mundo, producto de altas tasas de crecimiento en años recientes. Tal exceso de población genera un escenario *maltusiano* de falta de alimento y conflictos latentes para la escasa tierra. Es así como la violencia que se desencadenó a comienzos de los noventa no siguió solamente líneas tribales, sino que respondió a factores económicos, con mayor violencia descargada sobre los terratenientes o individuos que tenían disputas territoriales activas.

Los capítulos 12 y 13 describen en detalle la situación ambiental actual en Australia y China. El caso de Australia es interesante por la vulnerabilidad del ecosistema de la isla. El chino, por el tamaño de los recursos consumidos y por los importantes problemas ecológicos que se han ido incubando en décadas recientes.

El capítulo 14 intenta responder la pregunta clave que surge de la hipótesis de Diamond, ¿qué explica el comportamiento aparentemente miope de aquellas sociedades que sí colapsan por problemas ambientales? Al respecto, se plantean varias explicaciones, agrupadas en dos categorías: problemas de información y problemas de comportamiento. Los problemas de información son dos. El primero se refiere a la falta de información respecto del daño ecológico que pueden causar a futuro las acciones humanas. Ejemplos de esto son la introducción de especies no nativas en Australia, la deforestación de los cerros que iniciaron los mayas y su impacto en la fertilidad de los valles, así como la destrucción de la capa de ozono por emisiones industriales. El segundo es la dificultad de percibir problemas que ya se están gestando. Coincido con Diamond en que el calentamiento global es un buen ejemplo de esta falta de información, por la complejidad de distinguir ciclos de tendencias de largo plazo.

Diamond aventura dos explicaciones para este comportamiento humano. En primer lugar, problemas de incentivos bien conocidos por quien haya tomado un curso básico de economía: los efectos de la racionalidad económica y externalidades en la presencia de derechos de propiedad imperfectos o costos de organización; y el descuento de efectos a futuro, en especial en generaciones futuras. En segundo lugar, Diamond ofrece una serie de explicaciones para el comportamiento “irracional”: la cultura (como fue el caso de granjeros australianos empecinados en replicar el estilo de vida británico), la religión (el costo en recursos de construir los moáis en Isla de Pascua) o incluso factores psicológicos como la negación del problema.

Comentarios

Este libro plantea una hipótesis interesante respecto de los factores que explican el colapso de las sociedades. Ilustra esta hipótesis con una serie de casos donde se identifican factores comunes en sociedades dispares en complejidad, tecnología y ubicación geográfica. Los estudios de caso contienen, además, una enorme riqueza de información sobre las sociedades descritas, interesante en su propio mérito. Más aún, las implicancias para la sociedad actual son provocadoras, por cuanto plantean la posibilidad de un colapso social generalizado (o al menos en algunos países) si no se abordan pronto algunos de los temas ambientales más severos que nos amenazan. No obstante lo anterior, me gustaría comentar tres aspectos del volumen que me merecen reparos.

- El primero es la causalidad que se sugiere en gran parte del análisis con respecto al rol del deterioro ambiental. A modo de ejemplo, se argumenta que la sobrepoblación de Ruanda causa hambruna, cuyo natural descontento deriva en episodios de violencia extrema. Una explicación alternativa es que ciertas variables políticas son responsables de la baja productividad, la que lleva a alta natalidad. Combinadas generan hambruna, la que interactúa con la debilidad institucional para generar el terrible desenlace descrito por Diamond. Es difícil saber si el deterioro ambiental es causa o consecuencia de dicha pobreza. En la misma línea, Diamond muestra sendos mapas donde los

sitios de mayor conflicto social en la actualidad coinciden con las zonas de mayor deterioro ambiental, argumentando que la causalidad va desde el medio ambiente hacia la estructura social y no al revés. Puede ser. Pero también puede ser que factores externos al análisis estén causando ambos desenlaces. O a la inversa, que conflictos sociales o bélicos sean fuente de problemas ambientales, siendo el desastre ecológico en Iraq un buen ejemplo de ello.

- Mi segundo reparo va dirigido a las explicaciones propuestas para los suicidios ambientales. Si bien es cierto que el *problema de los comunes* es atingente a muchos de los problemas ambientales en sociedades modernas con abundantes libertades individuales, no está tan claro que estos hayan

sido relevantes en muchas de las sociedades antiguas. Se echa de menos, por tanto, una discusión más detallada en el libro, sobre el grado de centralización de las decisiones productivas y de consumo en las sociedades descritas que complementa el análisis ambiental.

- El tercer aspecto criticable es la discusión del rol que juegan las grandes empresas, que, a mi juicio, peca de simplista e incompleta, y sencillamente no está a la altura del resto del libro, en especial su análisis histórico.

En resumen, un libro fascinante y provocador que debería dar pie a un interesante debate e investigación sobre la relación entre el deterioro de los recursos naturales y el colapso económico y social.

REVISIÓN DE PUBLICACIONES

AGOSTO 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

Angeriz, A. y P. Arestis (2008). "Assessing Inflation Targeting through Intervention Analysis." *Oxford Economic Papers* 60: 293-617.

* Díaz, J. y G. Wagner (2008). "Inflación y Tipo de Cambio: Chile 1810-2005." Documento de Trabajo N° 328. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

Hollar, I. y J. Zettelmeyer (2008). "Fiscal Positions in Latin America: Have They Really Improved?" IMF Working Paper N° 08/137. International Monetary Fund.

Jácome, L.I. (2008). "Central Bank Involvement in Banking Crises in Latin America." IMF Working Paper N° 08/135. International Monetary Fund.

* Rosende, F. (2008). "La Conquista de la Inflación: Revisión y Análisis de la Literatura Reciente." *Estudios Públicos*, 109: 57-100.

Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL

* Edwards, S. (2008). "Globalization, Growth and Crises: The View from Latin America." NBER Working Paper N° 14034.

* Monfort, B. (2008). "Chile: Trade Performance, Trade Liberalization, and Competitiveness." IMF Working Paper N° 08/128. International Monetary Fund.

Soto, R. (2008). "Unemployment and Real Exchange Rate Dynamics in Latin American Economies." Documento de Trabajo N° 338. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA

- * Cowan, K. y E. G. Hansen (2008). “Inversión, Desfase de Madurez y Choques de Liquidez en Chile.” *El Trimestre Económico* Vol. LXXV (2): 433-70.
- * Gray, D. y J. Walsh. (2008). “Factor Model for Stress-testing with a Contingent Claims Model of the Chilean Banking System.” IMF Working Paper N° 08/89. International Monetary Fund.
- Sanchez, M. (2008). “The Link between Interest Rates and Exchange Rates: Do Contractionary Depreciations Make a Difference?” *International Economic Journal* 22(1): 43-61.
- * Zurita, F. (2008). “La Predicción de la Insolvencia de Empresas Chilenas.” Documento de Trabajo N° 336. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

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

- Agostini, C., P. Brown y D. Góngora (2008). “Nota Técnica: Distribución espacial de la pobreza en Chile.” *Estudios de Economía* 35(1): 79-110.
- * Hernández, L. y F. Parro (2008) “Economic Reforms, Financial Development and Growth: Lessons from the Chilean Experience.” *Cuadernos de Economía* 45(131): 59-103.
- * López, R. (2008). “Foreign Technology Licensing, Productivity, and Spillovers.” *World Development* 36(4): 560-74.
- * Teichman, J. (2008). “Redistributive Conflict and Social Policy in Latin America.” *World Development* 36(3): 446-60.
- Rodríguez, J. y E. Saavedra (2008). “Crecimiento y Progreso Social en Chile.” Documento de Trabajo N° 202. Departamento de Economía, Universidad ILADES-Georgetown.

Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS

- Agostini, C., P. H. Brown y A. Roman. (2008). “Poverty and Inequality among Ethnic Groups in Chile.” Documento de Trabajo N° 205. Departamento de Economía, Universidad ILADES-Georgetown.
- Agostini, C. y G. Palmucci (2008). “Capitalización Heterogénea de un Bien Semipúblico: El Metro de Santiago.” *Cuadernos de Economía* 45(131): 105-28.
- * Agostini, C. y G. Palmucci (2008). “Capitalización Anticipada del Metro de Santiago en el Precio de las Viviendas.” *El Trimestre Económico* Vol. LXXV(2): 403-32
- * Agostini, C. E. Saavedra y M. Willington. (2008). “Collusion in the Private Health Insurance Market: Empirical Evidence for Chile.” Documento de Trabajo N° 206. Departamento de Economía, Universidad ILADES-Georgetown.
- Agostini, C. E. Saavedra y M. Willington. (2008). “Poverty for Indigenous Groups by Matching Census and Survey Data.” Documento de Trabajo N° 207. Departamento de Economía, Universidad ILADES-Georgetown.
- Bonilla, C. y E. Silva (2008). “Re-visitando la Teoría Espacial del Voto: Nueva Evidencia sobre Chile al 2003 y sus Implicancias para las Candidaturas Presidenciales del 2005.” *Estudios Públicos*, 109: 267-84.
- Breceda, K., J. Rigolini y J. Saavedra (2008). “Latin America and the Social Contract: Patterns of Social Spending and Taxation.” Policy Research Working Paper N° 4604. The World Bank.

- * Bravo, D., D. Falck y C. Peirano (2008). “Encuesta Longitudinal de Docentes 2005: Análisis y Principales Resultados.” Documento de Trabajo N° 281. Departamento de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Bustos, R.J., J. Peña torres y M. Willington (2008) “Joint Ventures y especialización productiva en la industria del vino en Chile.” *Estudios Públicos*, 109: 225-66.
- * Caia, X., C. Ringlerb y J-Y. Youa (2008). “Substitution between water and other agricultural inputs: Implications for water conservation in a River Basin context.” *Ecological Economics* 66: 38-50
- Gómez-Lobo A. y A. González (2008). “Subsidios cruzados en los servicios aeronáuticos y en la red aeroportuaria de Chile.” *Revista de Análisis Económico* 23(1): 85-106.
- González, A. (2008). “Barreras de Entrada en el Mercado Aéreo.” Documento de Trabajo N° 280. Departamento de Economía, Universidad de Chile.
- Harrison, R., M.J. Villena y M.G. Villena (2008). “Impacto Económico de la Política de Acuerdos de Cielos Abiertos en Chile.” *Revista de Análisis Económico* 23(1): 107-49.
- Larraín, F. (2008). “Cuatro Millones de Pobres en Chile: Actualizando la Línea de Pobreza.” *Estudios Públicos*, 109: 101-48.
- Larrañaga, O. y R. Herrera (2008). “Los Recientes Cambios en la Desigualdad y la Pobreza en Chile.” *Estudios Públicos*, 109: 149-86.
- * O’Ryan, R. y J. M. Sánchez (2008). “Comparison of Net Benefits of Incentive-Based and Command and Control Environmental Regulations: The Case of Santiago, Chile.” *The World Bank Economic Review* 22(2): 249-69.
- Paredes, D. y P. Aroca (2008). “Metodología para Estimar un Índice Regional de Costo de Vivienda en Chile.” *Cuadernos de Economía* 45(131): 129-43.
- Patrinos, H.A. (2008). “Quality of Schooling, Returns to Schooling and the 1981 Vouchers Reform in Chile.” Policy Research Working Paper N° 4617. The World Bank.
- Peña-Torres, J. y M. Valderrama (2008). “Localización del Esfuerzo de Pesca en la Pesquería Chileno-Transzonal del Jurel (*Trachurus murphyi*).” Documento de Trabajo N° 203. Departamento de Economía, Universidad ILADES-Georgetown.
- Sanhueza, C., R. Bravo y O. Giusti (2008). “Belleza y su Efecto en el Mercado Laboral: Evidencia para Chile.” Documento de Trabajo N° 204. Departamento de Economía, Univesidad ILADES-Georgetown.

RESÚMENES DE ARTÍCULOS SELECCIONADOS

Los textos presentados a continuación son transcripciones literales del original.

Código JEL: E / MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA

- * Díaz, J. y G. Wagner (2008). “Inflación y Tipo de Cambio: Chile 1810-2005.” Documento de Trabajo N° 328. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

During the last two centuries Chile had three official monetary units of account, where changes from one to the other can be seen as related to price level variations stretching over many years. For description and analysis this prolonged but also highly variable inflation environment will require previous adjustment

of time series expressed in current monetary terms. The present document discusses sources and explains the construction of price level indicators stretching over this long time period, both for wholesale and consumer prices. It also refers to exchange rate series and explains how a unique price is obtained in periods of multiple rate policy. Finally, various indicators for the real exchange rate are brought together.

* Rosende, F. (2008). “La Conquista de la Inflación: Revisión y Análisis de la Literatura Reciente.” *Estudios Públicos*, 109: 57-100.

A partir de mediados de los 80 se aprecia una caída importante en la inflación en las economías industrializadas, proceso que más tarde se extiende a numerosos países en desarrollo. Este proceso se produce en un contexto intelectual donde se aprecia la influencia de ideas como “la hipótesis de la tasa natural”, la importancia de las “expectativas racionales” y la “neutralidad de largo plazo” de la política monetaria. En esta perspectiva, resulta tentador suponer que la caída experimentada por la inflación en el mundo ha sido el resultado de un genuino progreso en el conocimiento adquirido por la Ciencia Económica. A partir de una revisión de la literatura reciente sobre las causas del aumento y posterior caída de la inflación en los Estados Unidos, se examina la validez y alcance de la visión optimista antes mencionada. En la segunda parte del trabajo, se revisan las causas de la caída que ésta ha experimentado la inflación en Chile en los últimos treinta años, a la luz de una identificación de las restricciones y objetivos de la política monetaria en dicho período.

Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL

* Edwards, S. (2008). “Globalization, Growth and Crises: The View from Latin America.” NBER Working Paper N° 14034.

In this paper I analyze the role of openness and globalization in Latin America’s economic development. The paper is divided into two distinct part: I first (Sections II through IV) provide an analysis of 60 years of the region’s economic history, that go form the launching of the Alliance for Progress by the Kennedy Administration in 1961, to the formulation and implementation of the market-oriented reforms of the Washington Consensus in the 1990s and 2000s. I conclude that Latin America’s history has been characterized by low growth, high inflation and recurrent external crises. In Section V I deal formally with the costs of crises, and I estimate a number of variance component models of the dynamics of growth. I find that external crises have been more costly in Latin America than in the rest of the world. I also find that the cost of external crises has been inversely related to the degree of openness.

* Monfort, B. (2008). “Chile: Trade Performance, Trade Liberalization, and Competitiveness.” IMF Working Paper N° 08/128. International Monetary Fund.

This paper analyses the evolution of Chile’s trade between 1990 and 2007, studying in particular the impact of trade liberalization in addition to traditional price and demand determinants. The results show that export and import flows are mainly responsive to external and domestic demand, and less so to relative prices, although there is a small impact on imports. In addition, the analysis suggests that trade liberalization may have played a role in increasing exports and imports. Estimations of trade elasticities for other countries in Latin America tend to confirm the results found for Chile.

Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA

* Cowan, K. y E. G. Hansen (2008). “Inversión, Desfase de Madurez y Choques de Liquidez en Chile.” *El Trimestre Económico* Vol. LXXV (2): 433-70.

Este trabajo cuantifica el efecto que tiene para las empresas mantener excesiva deuda de corto plazo, cuando se ven enfrentadas a incrementos no esperados en el costo de refinanciación. Utilizando un conjunto de empresas chilenas, para el periodo 1994-2003, se muestra que efectivamente las empresas más desfasadas de los vencimientos en términos de madurez, invierten relativamente menos, cuando enfrentan un choque de liquidez, tanto interno como externo. Este efecto es económicamente significativo, y representa una caída cercana a 6% de la inversión promedio de las empresas en la muestra. Además, se encuentra que este efecto no es homogéneo, en particular de las empresas que tienen acceso a los mercados externos, ya sea por que emiten ADR o porque tienen propiedad extranjera, y que son capaces de absorber de mejor manera estos choques.

* Gray, D. y J. Walsh. (2008). “Factor Model for Stress-testing with a Contingent Claims Model of the Chilean Banking System.” IMF Working Paper N° 08/89. International Monetary Fund.

This paper derives risk indicators for the major Chilean banks based on contingent claims analysis, an extension of Black-Scholes-Merton option-pricing theory. These risk indicators are clearly tied to macroeconomic and financial developments in Chile and outside, but bank responses are highly heterogeneous. To reduce the number of variables linked to the banks' risk to a tractable number, we apply principal component analysis. Vector autoregressions of risk indicators with the most significant factors show strong ties from financial markets and regional developments. Impulse response functions from these factors are derived, which allow for scenario testing. The scenarios derived in the paper illustrate how the magnitude and persistence of responses of bank credit risk can vary across banks in the system.

* Zurita, F. (2008). “La Predicción de la Insolvencia de Empresas Chilenas.” Documento de Trabajo N° 336. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

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

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

* Hernández, L. y F. Parro (2008) “Economic Reforms, Financial Development and Growth: Lessons from the Chilean Experience.” *Cuadernos de Economía* 45(131): 59-103.

A pesar de las importantes reformas de la última década, el desempeño económico de América Latina durante los años 90 fue pobre, a excepción de Chile, que creció a una tasa cercana al 7% anual. En este

trabajo intentamos explicar esta diferencia de desempeño entre Chile y el resto de la región. Siguiendo la literatura reciente, que destaca el rol que tienen las instituciones y políticas sobre el crecimiento argumentamos que el mejor desempeño de Chile se debe a que el país llevó adelante reformas más profundas y comprehensivas que otros países, en particular fortaleciendo su marco institucional. Basados en un modelo econométrico de corte transversal estimado para el periodo 1960- 2005, en este trabajo argumentamos que el mejor desempeño de Chile se explica principalmente porque el país cuenta con mejores instituciones y que América Latina podría incrementar el crecimiento de su ingreso per capita promedio en un 1,5% si tuviese instituciones de calidad similar a las chilenas.

* López, R. (2008). “Foreign Technology Licensing, Productivity, and Spillovers.” *World Development* 36(4): 560-74.

This paper uses plant-level data from the manufacturing sector of Chile to investigate whether foreign technology licensing generates productivity spillovers to other plants in the same industry and to other plants in vertically related industries (potential suppliers and buyers of output). The results show that licensing in upstream sectors increases productivity of plants that purchase intermediate inputs from them. However, licensing in downstream sectors has a negative effect on productivity of suppliers of intermediate inputs. Finally, there is no evidence of intraindustry spillovers from foreign technology licensing.

* Teichman, J. (2008). “Redistributive Conflict and Social Policy in Latin America.” *World Development* 36(3): 446-60.

Inequality has been a long-standing feature of Latin America. This article is an examination of the redistributive and social policy struggles in two countries of the region: Mexico and Chile. While electoral democracy has propelled redistributive issues onto the policy agenda, redistributive struggles are intense and progress in policy to address inequality is slow to emerge. Attention has been focused on cash transfer programs because of their ability to garner approval from a cross-section of public opinion, particularly from the most powerful. While such programs have an important contribution to make to poverty reduction, societal redistributive compromises are essential to an efficacious strategy to reduce poverty and inequality over the long term.

Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS

* Agostini, C. y G. Palmucci (2008). “Capitalización Anticipada del Metro de Santiago en el Precio de las Viviendas.” *El Trimestre Económico* Vol. LXXV(2): 403-32

En general, las viviendas que por su ubicación tienen mejores accesos tienen un valor de mercado superior respecto a viviendas de características similares con peores accesos. Esta diferencia se debe a los menores costos de transporte hacia los principales mercados laborales y comerciales de una ciudad. Por esta razón, las inversiones en infraestructura pública de transporte, como por ejemplo la construcción de una nueva línea de metro, se capitalizan total o parcialmente en el precio de los terrenos y de las viviendas. Este trabajo estudia empíricamente el grado de capitalización en el precio de las viviendas que tuvo la construcción de la nueva línea 4 del metro en la ciudad de Santiago de Chile. En particular, dado que la nueva línea entra en operación en Diciembre de 2005, se estima el grado de capitalización anticipada en el precio de las viviendas ocurrido en el momento del anuncio de

la construcción de la nueva línea 4 y en el momento del anuncio de la ingeniería básica que determinó la ubicación de las estaciones. Utilizando una base de datos única, que contiene todas las transacciones de compra y venta de viviendas realizadas en el Gran Santiago entre Diciembre de 2000 y Marzo de 2004. Los resultados muestran que el valor promedio de los departamentos aumentó entre 3.3% y 4.4% como resultado del anuncio de construcción y entre 4.5% y 5.7% % después del conocimiento de la ubicación de las estaciones. Este aumento no se distribuye en forma uniforme, sino que depende de la distancia a la estación de metro más cercana. Un efecto indirecto de esta capitalización es que la recaudación del impuesto a las propiedades aumentaría si se re-avalúan las propiedades de acuerdo a su aumento de valor. Este efecto no es despreciable en magnitud y podría representar al menos entre 14% y 20% de la inversión de la nueva línea de metro, lo cual abre una discusión interesante respecto a la forma de financiar la expansión del metro.

* Agostini, C. E. Saavedra y M. Willington. (2008). “Collusion in the Private Health Insurance Market: Empirical Evidence for Chile.” Documento de Trabajo N° 206. Departamento de Economía, Universidad ILADES-Georgetown.

This paper evaluates the merits of the lawsuit that Chile’s national prosecutor for antitrust matters (Fiscalía Nacional Económica-FNE) initiated against the five largest

Private Health Insurance companies (known as Isapres); which were accused of colluding to reduce the coverage on the health insurance plans they offer. The shift to reduced-quality plans occurred between March 2002 and March 2003. This paper shows that the relevant market is comprised of only “open” Isapres (those which can, in principle, be chosen by anyone willing to pay), and excludes both “closed” Isapres (those exclusive for workers of some particular firms) and Fonasa (the public insurer) because of the high degree of segmentation based primarily on income, age, health condition and gender. Secondly, in an effort to demonstrate the presence of tacit collusion to reduce the financial coverage of health plans, we show the existence of “plus factors” that are consistent with the collusion hypothesis and contradictory to the alternative hypothesis of competition. In particular, by comparing the prosecuted and non-prosecuted open Isapres before and during the collusive period, we show that sales efforts of the accused Isapres were reduced during the transition period toward lower-quality plans, that the profitability of the two groups of Isapres increased, and that the rate of transfers within the group of accused Isapres fell during the transition period. The results of the empirical analysis are consistent with a collusive agreement among the five largest Isapres in the Chilean market to reduce the level of financial coverage on health plans offered to new members as well as existing members at the time of yearly plan renewal.

* Bravo, D., D. Falck y C. Peirano (2008). “Encuesta Longitudinal de Docentes 2005: Análisis y Principales Resultados.” Documento de Trabajo N° 281. Departamento de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

El Centro de Microdatos del Departamento de Economía de la Universidad de Chile realiza el estudio Encuesta Longitudinal de Docentes por encargo del Ministerio de Educación del Gobierno de Chile, en atención a la necesidad de disponer de información que permita conocer la evolución de la carrera docente en los últimos años y determinar una línea base que haga posible evaluar en el futuro los efectos de los programas que están afectando los incentivos de los docentes a nivel nacional.

Esta Encuesta se aplicó durante el período comprendido entre junio y septiembre de 2005 a una muestra representativa de seis mil docentes a nivel nacional. Se trata de una encuesta de panel, es decir, diseñada para el seguimiento futuro de los docentes seleccionados, con una metodología que permita la constitución de información longitudinal sobre ellos. Además, está basada en una muestra representativa de docentes de los distintos niveles de enseñanza y distintas dependencias administrativas de los establecimientos educacionales en los que se desempeñan.

De esta manera, la Encuesta Longitudinal de Docentes representa un instrumento fundamental para estudiar la realidad de los docentes en Chile. Las características socioeconómicas de sus hogares, su formación inicial, sus perfeccionamientos, su historia laboral desde el año 2000 hasta el año 2005 y la participación de los docentes en los Programas del Ministerio de Educación, son algunos de los aspectos abordados en esta Encuesta. El presente documento tiene como objetivo resumir los principales resultados que emergen de la aplicación de la Encuesta Longitudinal de Docentes 2005, así como también detallar aspectos técnicos y metodológicos relacionados con la realización de la Encuesta. En una primera sección se detallan los antecedentes de la Encuesta que evidencian la necesidad de su aplicación; luego, se indaga en los aspectos metodológicos de la encuesta en términos de diseño del cuestionario, diseño muestral y trabajo de campo. Finalmente, se presentan los principales resultados obtenidos a partir del análisis de los datos de la Encuesta.

* Caia, X., C. Ringlerb y J-Y. Youa (2008). “Substitution between water and other agricultural inputs: Implications for water conservation in a River Basin context.” *Ecological Economics* 66: 38-50

Substitution of irrigation water with other agricultural inputs could be an important means to conserve water in the face of growing pressures on water resources from both nonagricultural water demands and environmental water requirements. This paper discusses the potential of such substitution through an empirical analysis based on a multiple-input crop production function at the field and farm scales complemented with a numerical modeling exercise at the basin scale. Results from the crop production function analysis show that under both crop yield and net profit maximization, water is a substitute to other crop inputs for high-value crops, and is a complement to water for low-valued crops. At the basin scale, an integrated economic–hydrologic river basin model is used to analyze the role of other factors in crop input substitution, including the spatial connections among water sources and demands, hydro-agronomic conditions, and institutional settings for water allocation. Results show that in the case study area, the Maipo River basin in Chile, where water is very scarce, moving from the current, input-constrained, situation to full optimization of water resources leads to an increase in all crop inputs, including water. In that case, 301 million m³ of additional water use results in additional net profits of USD 11 million. However, if the water fee is raised by a factor of eight while overall basin irrigation profits are maintained at the original, baseline level, a reduction of water withdrawals by 326 million m³ is traded off with costs of USD 43.2 million for other inputs. Irrigation districts with a high share of low-value crops have a low potential for substituting water with other crop inputs. Therefore, investments for water substitution should also be kept low in these areas.

* O’Ryan, R. y J. M. Sánchez (2008). “Comparison of Net Benefits of Incentive-Based and Command and Control Environmental Regulations: The Case of Santiago, Chile.” *The World Bank Economic Review* 22(2): 249-69.

The ambient permit system proposed in the literature for cost-effective pollution reduction is difficult to implement and may result in lower net benefits than using another instrument. The article develops a model for comparing the environmental net benefits of three policy instruments for Santiago, Chile,

when the policy problem is to meet a given ambient quality standard. Two market-based instruments—the ambient permit system and a simpler emission permit system—are examined along with an emission standard, a command and control instrument usually favored by regulators. Both emission permit system and emission standard are costlier than the ambient permit system, sometimes in large part because they improve ambient emission concentrations beyond the required target in much of the city, but the ambient permit system requires a lower degree of control to comply with the standard. The somewhat costlier emission permit system and emission standard provide much higher net benefits than the ambient permit system when the health benefits of their “excessive” air quality improvements are taken into account. These benefits are different from the fact that an ambient permit system is administratively costlier to implement.



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 24.
- Documentos de Trabajo.** N°s 1 al 474.
- 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 65.
- Estudios Monetarios.** I al XII.
- Evolución de Algunos Sectores Exportadores.** 1988.
- Evolución de la Economía y Perspectivas** (Publicación anual desde 1990 a 1999, discontinuada a partir del 2000).
- Evolución de las Principales Normas que Regulan el Mercado Financiero Chileno. Período: Septiembre 1973-Junio 1980.** 1981.
- Evolución de los Embarques de Exportación.** 1988.
- General Overview on the Performance of the Chilean Economy: The 1985-1988 Period.** 1989.
- Gestión de Reservas Internacionales del Banco Central de Chile.** 2006 (ediciones en español y en inglés).
- Guía de Estilo en Inglés.** 2001
- Indicadores de Comercio Exterior** (Publicación mensual hasta diciembre de 2003 y trimestral a partir del 2004).
- Indicadores Económicos y Sociales de Chile 1960-2000.** 2001 (ediciones en español y en inglés).
- Indicadores Económicos / Indicadores Coyunturales.** Publicación trimestral (ediciones en español y en inglés).
- Indicadores Macroeconómicos / Indicadores Coyunturales.** Publicación trimestral. (edición en español. Versión en inglés disponible sólo en forma digital en sitio web).
- Índices de Exportación: 1986-1999.** 2000.
- Informativo Diario.** Publicación diaria.
- Informe de Estabilidad Financiera. Publicación semestral** (edición en español. Versión en inglés disponible sólo en forma digital en CD y en sitio web).
- Informe de Política Monetaria. Publicación cuatrimestral.** (edición en español. Versión en inglés disponible sólo en forma digital en CD y en sitio web).
- Informe Económico de Chile** (Publicación anual desde 1981 a 1984, discontinuada a partir de 1985).
- Informe Económico y Financiero** (Publicación quincenal desde 1981 al 2003, discontinuada a partir de enero del 2004).
- Invirtiendo en Chile.** 1991.
- La Emisión de Dinero en Chile. Colección de Monedas y Billetes del Banco Central de Chile.** Julio 2005.
- La Política Monetaria del Banco Central de Chile en el Marco de Metas de Inflación.** 2007 (ediciones en español y en inglés).
- Legislación Económica Chilena y de Comercio Internacional.** 1982.
- Legislación Económica y Financiera.** 2006 (versión digital disponible en sitio web).
- Ley Orgánica Constitucional del Banco Central de Chile.** 2006.
- Matriz de Insumo Producto para la Economía Chilena 1986.** 1992.
- Matriz de Insumo Producto para la Economía Chilena 1996.** 2001.
- Memoria Anual del Banco Central de Chile. Publicación anual** (edición en español. Versión en inglés disponible sólo en forma digital en CD y en sitio web).
- Modelos Macroeconómicos y Proyecciones del Banco Central de Chile.** 2003.
- Pintura Chilena Colección del Banco Central de Chile.** Octubre 2004.
- Política Monetaria del Banco Central de Chile: Objetivos y Transmisión.** 2000 (ediciones en español y en inglés).
- Políticas del Banco Central de Chile 1997-2003.** 2003.
- Presentation of the Bill on the Constitutional Organic Law of the Central Bank of Chile.** 1989.
- Principales Exportaciones y Países de Destino** (Publicación anual desde 1980 a 1982, discontinuada a partir de 1983).
- Proyecto de Ley Orgánica Constitucional del Banco Central de Chile.** 1988.
- Recopilación de la Legislación Bancaria Chilena.** 1980.
- Serie de Comercio Exterior 1970-1981.** 1982.
- Serie de Estudios Económicos.** 1 al 49 (Publicación renombrada, a partir del número 50, como Estudios Económicos Estadísticos).
- 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 bcch@bcentral.cl, con un costo de \$500 dentro de Chile y de US\$12 al extranjero.

DTBC-474 Deposit Insurance, Moral Hazard and the Risk of Runs Nancy Silva	Junio 2008	DTBC-462 Medidas de Volatilidad de Índices Accionarios: El Caso del IPSA Rodrigo Alfaro y Carmen Gloria Silva	Abril 2008
DTBC-473 Chinese Penetration and Importer Country Wages: Microevidence From Chile Roberto Álvarez y Luis Opazo	Junio 2008	DTBC-461 Medidas Extendidas de Restricciones a los Flujos de Capitales Jorge Selaive, Beatriz Velásquez y José Miguel Villena	Marzo 2008
DTBC-472 Exploring the Relationship Between R&D and Productivity: A Country-Level Study Claudio Bravo-Ortega y Álvaro García Marín	Junio 2008	DTBC-460 External Imbalances, Valuation Adjustments and Real Exchange Rate: Evidence of Predictability in an Emerging Economy Pablo Pincheira y Jorge Selaive	Marzo 2008
DTBC-471 Medidas Alternativas de Inflación Subyacente para Chile Felipe Córdova, María Carolina Grünwald y Michael Pedersen	Mayo 2008	DTBC-459 Combining Tests of Predictive Ability. Theory and Evidence for Chilean and Canadian Exchange Rates Pablo Pincheira	Febrero 2008
DTBC-470 Trade Liberalization and Industry Dynamics: A Difference in Difference Approach Roberto Álvarez y Ricardo A. López	Mayo 2008	DTBC-458 Copper Price, Fiscal Policy and Business Cycle in Chile Juan Pablo Medina y Claudio Soto	Diciembre 2007
DTBC-469 Assessing Inflation Targeting in Latin America With a DSGE Model John McDermott y Peter McMenamin	Mayo 2008	DTBC-457 The Chilean Business Cycles Through the Lens of a Stochastic General Equilibrium Model Juan Pablo Medina y Claudio Soto	Diciembre 2007
DTBC-468 Compensación Inflacionaria en Chile Rómulo Chumacero y Luis Opazo	Mayo 2008	DTBC-456 Is Ownership Structure a Determinant of Bank Efficiency? Rodrigo Fuentes y Marcos Vergara	Diciembre 2007
DTBC-467 Estimation of a Dynamic Panel Data: The Case Of Corporate Investment in Chile Rodrigo Alfaro	Abril 2008	DTBC-455 Estimating the Output Gap for Chile Rodrigo Fuentes, Fabián Gredig y Mauricio Larraín	Diciembre 2007
DTBC-466 Impactos Económicos y Sociales de Shocks Energéticos en Chile: Un Análisis de Equilibrio General Raúl O’Ryan, Carlos de Miguel, Mauricio Pereira y Camilo Lagos	Abril 2008	DTBC-454 Un Nuevo Marco para la Elaboración de los Programas de Impresión y Acuñaación Rómulo Chumacero, Claudio Pardo y David Valdés	Diciembre 2007
DTBC-465 Exchange Rate Pass-Through into Import Prices: The Case Of Chile Roberto Álvarez, Patricio Jaramillo y Jorge Selaive	Abril 2008	DTBC-453 Development Paths and Dynamic Comparative Advantages: When Leamer Met Solow Rodrigo Fuentes y Verónica Mies	Diciembre 2007
DTBC-464 Inference Using Instrumental Variable Estimators Rodrigo Alfaro	Abril 2008	DTBC-452 Experiences With Current Account Deficits in Southeast Asia Ramon Moreno	Diciembre 2007
DTBC-463 Nonlinear Dynamic in the Chilean Stock Market: Evidence from Returns and Trading Volume Rodrigo Aranda y Patricio Jaramillo	Abril 2008	DTBC-451 Asymmetric Monetary Policy Rules and the Achievement of the Inflation Target: The Case of Chile Fabián Gredig	Diciembre 2007

Serie de Libros sobre

Banca Central, Análisis y Políticas Económicas

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

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

Anne Krueger,
Fondo Monetario Internacional



BANCO CENTRAL DE CHILE

Para ordenar:

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

bcch@bcentral.cl

Teléfono: (562) 670-2888

Fax: (562) 670-2231

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

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. 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.

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**