



BANCO CENTRAL
DE CHILE

ECONOMÍA CHILENA

VOLUMEN 9 - Nº3 / DICIEMBRE 2006

ÍNDICE

Resúmenes de trabajos	3
Resúmenes en inglés (Abstracts)	4
Artículos	
<i>Política Monetaria bajo Metas de Inflación. Una Revisión</i> Frederic S. Mishkin / Klaus Schmidt-Hebbel D.	5
<i>Metas de Inflación y Anclaje de Expectativas</i> <i>Inflacionarias en Economías Occidentales</i> Refet S. Gürkaynak / Andrew T. Levin Andrew N. Marder / Eric T. Swanson.	19
<i>Régimen de Metas de Inflación y Credibilidad</i> <i>de la Política Monetaria en Chile</i> Luis F. Céspedes C. / Claudio Soto G.	53
<i>Modelos Neokeynesianos para Chile durante el Período</i> <i>de Metas de Inflación: Un Enfoque Estructural</i> Rodrigo Caputo G. / Felipe Liendo V. Juan Pablo Medina G.	73
Notas de Investigación	
<i>El “Síndrome Holandés”: Teoría y Revisión</i> <i>de la Experiencia Internacional</i> Roberto Álvarez E. / J. Rodrigo Fuentes S.	97
<i>Determinantes de la Clasificación de Riesgo Soberano</i> <i>de las Economías Emergentes</i> Sergio Godoy W.	109
<i>La Información Contenida en los Movimientos</i> <i>de las Tasas Forward en Chile</i> Mauricio Larraín E. / Fernando Parro G.	125
Revisión de Libros	
<i>Chile y su Desarrollo Económico en el Siglo XX</i> <i>de Erik Haindl Rondanelli</i> Rolf Lüders Sch.	133
<i>Vanishing Growth in Latin America:</i> <i>The Late Twentieth Century Experience</i> Roberto Álvarez E.	141
Revisión de Publicaciones	
Catastro de publicaciones recientes.....	145
Resúmenes de artículos seleccionados.....	147

RESÚMENES DE TRABAJOS

POLÍTICA MONETARIA BAJO METAS DE INFLACIÓN: UNA REVISIÓN

Frederic S. Mishkin / Klaus Schmidt-Hebbel D.

Esta breve revisión hace un recorrido por la literatura reciente sobre política monetaria bajo metas de inflación y presenta nuevos resultados analíticos y estudios empíricos en la materia. Se examinan seis áreas centrales de la investigación previa: puesta en práctica y optimalidad de los principales atributos del esquema de metas de inflación; política monetaria óptima; incertidumbre, aprendizaje y política monetaria; transparencia, comunicación y capacidad de rendir cuentas; precios de activos y política monetaria; y comparación del desempeño económico con y sin metas de inflación. La revisión sugiere que hay aún numerosas preguntas abiertas, las cuales fueron abordadas en los trece innovadores trabajos que se presentaron en la Conferencia Anual del Banco Central de Chile de 2005, y que se resumen aquí.

METAS DE INFLACIÓN Y ANCLAJE DE EXPECTATIVAS INFLACIONARIAS EN ECONOMÍAS OCCIDENTALES

Refet S. Gürkaynak / Andrew T. Levin / Andrew N. Marder / Eric T. Swanson

Este artículo explora qué tan bien ancladas están las expectativas inflacionarias de largo plazo en Canadá, Chile, y EE.UU., a través de un estudio de eventos de alta frecuencia. Se usan datos diarios de compensación inflacionaria forward de largo plazo como indicadores de cómo percibe el mercado financiero el riesgo de inflación y la inflación esperada en horizontes largos. Para Estados Unidos, encontramos una reacción significativa de la compensación inflacionaria a comunicados macroeconómicos, que sugiere que las expectativas de inflación de largo plazo no están bien ancladas. En Canadá, por el contrario, la compensación inflacionaria no es muy sensible a los comunicados macro de Canadá o EE.UU., lo que confirma que las metas de inflación han logrado anclar las expectativas inflacionarias de largo plazo. Por último, aunque Chile solo tiene datos para un período breve (2002-05), nuestros resultados son coherentes con la hipótesis de que las metas de inflación también han logrado anclar la inflación esperada a largo plazo.

RÉGIMEN DE METAS DE INFLACIÓN Y CREDIBILIDAD DE LA POLÍTICA MONETARIA EN CHILE

Luis F. Céspedes C. / Claudio Soto G.

En este artículo presentamos nueva evidencia de cambios recientes en la dinámica inflacionaria en Chile. Mostramos que las rigideces de precios han aumentado, mientras el grado de indexación a la inflación pasada ha decrecido a lo largo del tiempo. También mostramos que el traspaso del tipo de cambio a los precios de bienes transables ha disminuido en años recientes. Argumentamos que estos cambios son coherentes con un aumento de la credibilidad de la política monetaria, que habría mejorado el tradeoff que enfrenta el Banco Central. Finalmente, mostramos que la regla que caracteriza el comportamiento del Banco Central de Chile se ha vuelto más agresiva en respuesta a la inflación, y ahora mira más hacia adelante, lo cual también es coherente con una mayor credibilidad de la autoridad monetaria.

MODELOS NEOKEYNESIANOS PARA CHILE DURANTE EL PERÍODO DE METAS DE INFLACIÓN: UN ENFOQUE ESTRUCTURAL

Rodrigo Caputo / Felipe Liendo / Juan Pablo Medina

Conocer las fricciones que están presentes en la economía es de fundamental importancia para el diseño de políticas. En particular, las rigideces de precios y salarios determinan el grado de tradeoff entre la estabilización del producto o de la inflación que enfrentan los bancos centrales. En este contexto, el principal objetivo de este estudio es determinar la importancia de las rigideces nominales y reales en la economía chilena. Para tal efecto, derivamos y estimamos un modelo de equilibrio general dinámico y estocástico para Chile. Encontramos que varias rigideces están presentes en la economía chilena y que, en particular, el grado de rigidez de salarios es mayor que el de precios. Adicionalmente, el traspaso imperfecto desde el tipo de cambio al precio de las importaciones es una característica relevante de la economía chilena. El análisis de submuestras sugiere que algunas de las rigideces, así como las respuestas de política, pueden haber cambiado. Estos cambios pueden estar relacionados con una mayor credibilidad de la política monetaria.

ABSTRACTS

MONETARY POLICY UNDER INFLATION TARGETING: AN INTRODUCTION

Frederic S. Mishkin / Klaus Schmidt-Hebbel D.

This brief review takes stock of the recent literature on monetary policy under inflation targeting and introduces new analytical and empirical research in this field. Six key areas of previous research are reviewed: the practice and optimality of inflation targeting regime features; optimal monetary policy; uncertainty, learning, and monetary policy; transparency, communication, and accountability; asset prices and monetary policy; and economic performance under inflation targeting and in comparison to non-targeting regimes. The review suggests a significant number of open issues that are addressed in 13 new contributions presented at the 2005 Annual Conference of the Central Bank of Chile, which are summarized here.

INFLATION TARGETING AND THE ANCHORING OF INFLATION EXPECTATIONS IN THE WESTERN HEMISPHERE

Refet S. Gürkaynak / Andrew T. Levin / Andrew N. Marder / Eric T. Swanson

We investigate the extent to which long-run inflation expectations are well anchored in Canada, Chile, and the United States, using a high-frequency event-study analysis. Specifically, we use daily data on far-ahead forward inflation compensation as an indicator of financial market perceptions of inflation risk and the expected level of inflation at long horizons. For the U.S., we find that far-ahead forward inflation compensation reacts significantly to macroeconomic data releases, implying that long-run inflation expectations are not completely anchored. In contrast, the Canadian inflation compensation data does not exhibit significant sensitivity to either Canadian or U.S. macroeconomic news, confirming that inflation targeting in Canada has succeeded in anchoring long-run inflation expectations. Finally, while the requisite data for Chile is available only for a limited sample period (2002-05), our results are consistent with the hypothesis that inflation targeting in Chile has also succeeded in anchoring long-run inflation expectations.

INFLATION TARGETING AND MONETARY POLICY CREDIBILITY IN CHILE

Luis F. Céspedes C. / Claudio Soto G.

In this paper we present new evidence on the recent changes of the inflationary dynamics for the Chilean economy. We show that price rigidity has increased while the degree of indexation based on past inflation has decreased over time. We also show that passthrough from the exchange rate to traded goods inflation has decreased in recent years. We argue that these changes are related to enhanced credibility of the monetary policy that has improved the tradeoff faced by the Central Bank. Consistently with this hypothesis, we show that the policy rule that characterizes the behavior of the Central Bank of Chile has become more aggressive in fighting inflation deviations from the target, and also more forward-looking.

NEW KEYNESIAN MODELS FOR CHILE DURING THE INFLATION TARGETING REGIME: A STRUCTURAL APPROACH

Rodrigo Caputo / Felipe Liendo/ Juan Pablo Medina

Knowing the frictions that are present in the economy is a key step towards the efficient design of policy actions. In particular, price and wage rigidities determine the degree of tradeoff between output and inflation stabilization that central banks face. In this context, the main purpose of this paper is to determine the importance of nominal and real rigidities in the Chilean economy. In doing so, we derive and estimate a dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) model for the Chilean economy. We find that several rigidities are present in the Chilean economy and, in particular, that the degree of wage stickiness is higher than that of prices. Furthermore, imperfect passthrough from exchange rate to import prices is an important feature of the Chilean economy. The subsample analysis suggests that some rigidities and policy reactions may have changed. Those changes may be related to a more credible monetary policy.

LA POLÍTICA MONETARIA BAJO METAS DE INFLACIÓN: UNA REVISIÓN*

Frederic S. Mishkin**
Klaus Schmidt-Hebbel D.***

I. PRESENTACIÓN

Tras el abandono de los sistemas cambiarios mixtos y la correspondiente migración hacia los sistemas cambiarios extremos en la distribución mundial de regímenes cambiarios, los países están renunciando a la política monetaria interna (al optar por paridades ultra rígidas con otras monedas o renunciar totalmente a su moneda nacional) o fortaleciendo la independencia de la política monetaria mediante la adopción de flotación cambiaria, sea esta limpia o sucia (Fischer, 2001; Calvo y Mishkin, 2003). Entre los sistemas monetarios, el esquema de metas de inflación se ha convertido en el complemento natural de los sistemas cambiarios flexibles. Numerosos países y regiones, de diferente tamaño, características estructurales y nivel de desarrollo, eligen como marco el esquema de metas de inflación con tipo de cambio flotante para lograr tener una política monetaria más independiente y eficaz. Esta es la elección que hacen a menudo los bancos centrales autónomos de economías abiertas con una historia inflacionaria, porque necesitan establecer un ancla monetaria creíble en su intento por lograr la estabilidad de precios (Mishkin y Schmidt-Hebbel, 2002). Son cada vez más las economías —industrializadas y emergentes— que han fijado una meta explícita de inflación como ancla nominal desde que la adoptó Nueva Zelanda, en 1990. En la actualidad, hay unos ocho países industrializados y unas diecisiete economías emergentes que aplican un esquema pleno de metas de inflación, y muchas otras economías emergentes tienen planes de hacerlo en los próximos años.

La teoría y la práctica de la política monetaria en el marco de metas de inflación han evolucionado a la par, beneficiándose la una de la otra. De esta manera, se observa que investigadores académicos y bancos

centrales colaboran cada vez más para analizar la teoría y el desempeño de la política monetaria, así como para mejorar el diseño y la conducción de la política monetaria, tanto si aplican metas de inflación como si no. Como resultado de dicha colaboración, académicos y bancos centrales producen investigación, conferencias y publicaciones conjuntas, tal como el libro para el cual se escribe esta introducción.

Se han publicado varios tomos sobre teoría, diseño, aplicación y resultados de los regímenes de metas de inflación, entre los que se puede citar a Leiderman y Svensson (1995), Haldane (1995), Lowe (1997), Bernanke, Laubach, Mishkin y Posen (1999), Bank of Thailand (2000), Loayza y Soto (2002), Carson, Enoch y Dziobek (2002), Truman (2003), Reserve Bank of Australia (2004) y Bernanke y Woodford (2005). En general, combinan el estudio de cuestiones teóricas sobre teoría monetaria y diseño de políticas en el marco de metas de inflación con nueva evidencia empírica sobre el desempeño macroeconómico y de las políticas, basada en la acumulación explosiva de información estadística generada por creciente número de países que aplican metas de inflación.

En la siguiente sección, hacemos un análisis selectivo de la literatura sobre metas de inflación. En este contexto, presentamos a continuación las nuevas investigaciones —incluidas en el libro— sobre política monetaria en el marco de metas de inflación, y resumimos sus principales conclusiones.

* Esta es la introducción del libro titulado *Monetary Policy under Inflation Targeting (Política monetaria en un esquema de metas de inflación)*, editado por nosotros y a ser publicado por el Banco Central de Chile a comienzos del 2007. Agradecemos a Fabián Gredig y a Mauricio Larrain por su ayuda en la recopilación del material para esta introducción.

** Graduate School of Business, University of Columbia, and National Bureau of Economic Research; correo electrónico: fsm3@columbia.edu.

*** Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Chile; correo electrónico: kschmidt@bcentral.cl.

II. UN ANÁLISIS SELECTIVO DE LA LITERATURA SOBRE METAS DE INFLACIÓN

Una literatura creciente se ocupa de la teoría monetaria, la política monetaria y los resultados macroeconómicos en el marco de un sistema de metas de inflación. Dicho cuerpo forma parte de una investigación analítica y empírica mucho mayor sobre teoría monetaria y resultados de la política monetaria. Como cabe esperar, suelen desdibujarse las fronteras entre la investigación general y la que se refiere específicamente a las metas de inflación, como queda claro en esta revisión. Teniendo en cuenta esto último y la magnitud de las investigaciones actuales, nos centraremos selectivamente en seis temas relacionados con el diseño y la puesta en práctica de la política monetaria que, a nuestro entender, son de vital importancia para el debate sobre metas de inflación.

1. Implementación Práctica y Optimalidad del Sistema de Metas de Inflación

Cada vez hay más literatura sobre la elección óptima de los parámetros que definen un esquema de metas de inflación. Si bien hasta el momento todos los países han elegido formalmente una meta de inflación en lugar de una meta de nivel de precios, aún no se ha cerrado el debate sobre cuál es mejor. Por un lado, la inflación supera al nivel de precios como meta, porque permite ignorar los *shocks* inflacionarios temporales, y evita así costosas políticas contractivas compensatorias y una excesiva variabilidad de la inflación (Fischer, 1996). Por otro lado, la meta de nivel de precios podría funcionar mejor que la meta de inflación, evitando una tendencia aleatoria del nivel de precios y reduciendo la incertidumbre respecto del nivel de precios (Fischer 1996); generando menor volatilidad en la actividad y en la inflación (Svensson, 1999; Chadha y Nolan, 2002); permitiendo que los precios relativos asignen mejor los recursos, reduciendo las distorsiones y las transferencias involuntarias de riqueza (Barnett y Engineer, 2000) y atenuando los problemas relacionados con el límite cero de las tasas de interés nominales (Eggertson y Woodford 2002; Svensson, 2003). Las reglas híbridas que combinan una meta de inflación con una meta de nivel de precios pueden ser mejores que cualquiera de los dos extremos (Cecchetti y Kim, 2005; Nessén y Vestin, 2005).

La mayoría de los países ha optado por la inflación medida por el índice de precios al consumidor (IPC) total como su variable meta; las medidas que se basan en la inflación subyacente son la excepción. Aunque existen buenas razones de índole práctica para elegir el IPC como medida oficial —por ejemplo, su amplio uso como medida confiable de inflación e indexación—, en la literatura se han señalado varias razones por las que las medidas alternativas de inflación pueden ser superiores. Es más probable que los bancos centrales tengan una influencia mayor y más rápida sobre la inflación subyacente que sobre la inflación del IPC, y sobre la inflación de los bienes no transables que sobre la de los transables. Cuando la producción de bienes de consumo final pasa por diferentes etapas de procesamiento, puede ser óptimo que la política monetaria reaccione no solo a la variabilidad de la actividad y del IPC, sino también a la variabilidad de la inflación de los precios al productor (Huang y Liu, 2004). Si bien hay motivos por los cuales los países no han escogido el ingreso nominal como su variable meta —por ejemplo, la falta de datos de alta frecuencia sobre el ingreso nacional bruto y las ponderaciones idénticas dadas a la inflación y al producto en el ingreso nominal—, bajo ciertas condiciones el esquema de metas de ingreso nominal puede ser mejor que el esquema de metas de inflación (McCallum y Nelson, 1999).

Otro aspecto del diseño de un sistema de metas de inflación es el horizonte de política monetaria, es decir, el plazo que fija el banco central para que la inflación vuelva a su nivel meta después de un *shock* inflacionario. El horizonte óptimo dependerá de la naturaleza y persistencia del *shock*, de la estructura de la economía (incluida la intensidad y extensión de las rigideces nominales y reales) y de las preferencias del banco central (Batini y Nelson, 2001). El debate respecto del horizonte óptimo también está relacionado con el dilema antes mencionado entre una meta de inflación y una meta de nivel de precios (King, 1999; Cecchetti y Kim, 2005).

2. Las Metas de Inflación y la Política Monetaria Óptima

Gran parte de la investigación reciente ha seguido la sugerencia de McCallum (1988) y evaluado la robustez de reglas de política monetaria alternativas

en el contexto de modelos diferentes. No obstante, la dicotomía implícita en el enfoque anterior entre la estructura económica y los objetivos de las políticas puede ser inadecuada. En primer lugar, la función de pérdida cuadrática del banco central puede interpretarse como una aproximación del bienestar del agente representativo (Woodford, 1993). En segundo lugar, las funciones de pérdida son endógenas a la estructura del modelo; por ejemplo, una mayor rigidez de precios aumenta la ponderación relativa del objetivo de inflación en la función de pérdida óptima (Walsh, 2004) que debería emplear un banco central que aplica metas de inflación.

Existe consenso en cuanto a que el esquema de metas de inflación ha llevado a un progreso notable en la práctica de la política monetaria (por ej., Woodford, 2004). La literatura inicial que describe el esquema de metas de inflación como un sistema de “discreción restringida” (Bernanke y otros, 1999) pone de relieve el beneficio potencial de este esquema, en tanto permite suficiente discreción (necesaria en vista de las diferentes fuentes de incertidumbre respecto de las políticas), pero en un marco basado en reglas, coherente con el paradigma de “reglas versus discreción” de Kydland y Prescott.

Pero, ¿es óptima la política monetaria actual, tal y como la practican los bancos centrales que aplican metas de inflación? Muchos autores señalan que las reglas de política implícitas distan de ser óptimas y que la comunicación al público de las reglas de política, las evaluaciones internas y las proyecciones futuras de variables de política y de desempeño presentan muchas deficiencias. Giannoni y Woodford (2005) derivan reglas de metas óptimas bajo metas de inflación que implican proyectar las trayectorias futuras de tasas de interés e inflación a varios años, que son incoherentes con supuestos de constancia de tasas de interés futuras y horizontes de política a mediano plazo, como hacen varios bancos centrales que aplican esquemas de metas de inflación en el presente. Otros autores sugieren a los bancos centrales una comunicación clara sobre sus proyecciones punto y densidad para su instrumento y sus objetivos de política, así como sobre el curso probable de sus políticas bajo escenarios alternativos o de riesgo (Svensson, 1997); Faust y Henderson, 2004; Woodford, 2004).

3. Incertidumbre, Aprendizaje y Política Monetaria en un Esquema de Metas de Inflación

Los bancos centrales se enfrentan a diferentes tipos de incertidumbre que pueden afectar las decisiones de política monetaria, incluida la incertidumbre sobre los datos actuales (en tiempo real) y futuros, la relevancia del modelo (incluyendo su especificación, los valores de sus parámetros y la dinámica que rige la transmisión de la política monetaria) y las preferencias (del consumidor representativo e incluso del banco central). Brainard (1967) fue el primero en abordar el tema de cómo debe responder la autoridad a la incertidumbre, y mostró que si la incertidumbre es aditiva, una autoridad que tuviera una función objetivo cuadrática debería exhibir un comportamiento de equivalencia con certidumbre. En cambio, si la incertidumbre es multiplicativa, lo óptimo es adoptar una política más cautelosa (principio conservador de Brainard). Cuando la incertidumbre es “knightiana”, es decir, cuando se desconoce la distribución de las probabilidades de distintos eventos, los métodos de control robusto llevan a la autoridad a minimizar la pérdida que ocurriría en el caso más desfavorable (Hansen y Sargent, 2006).

Los primeros trabajos sobre metas de inflación bajo incertidumbre sugerían que la incertidumbre sobre parámetros y rezagos apenas debía afectar el comportamiento de la política monetaria, mientras que la incertidumbre sobre la naturaleza de los *shocks* tendía a suavizar las tasas de interés (Srouf, 1999). En el caso de la incertidumbre sobre parámetros, y en el marco del modelo de Svensson (1999), las expectativas orientadas al futuro implican que una política monetaria más agresiva genera más estabilidad que una política más orientada a la suavización de las tasas de interés (Demertzis y Viegli, 2004). La incertidumbre sobre tasas naturales claves (la tasa natural de desempleo y la tasa de interés neutral) puede dar lugar a errores persistentes en materia de política monetaria (Orphanides y Williams, 2002; Cukierman y Lippi, 2005), y propagar las perturbaciones macroeconómicas con implicancias de primer orden para la política monetaria (Gaspar y Smets, 2002; Orphanides y Williams, 2004). El

esquema de metas de inflación puede resultar especialmente eficaz para reducir esos riesgos, al anclar mejor las expectativas de inflación bajo conocimiento imperfecto de las variables claves y de la percepción del sector privado respecto del comportamiento de la política monetaria.

El problema de la extracción de señales que acompaña al conocimiento imperfecto de las variables claves lleva a bancos centrales y agentes privados a aprender gradualmente sobre la naturaleza de los *shocks*. Esta forma de racionalidad limitada —un alejamiento del supuesto de expectativas racionales— brinda un marco plausible para modelar el comportamiento de los bancos centrales y de los agentes privados (Evans y Honkapohja, 2001) que además parece ser empíricamente razonable (Orphanides y Williams, 2004). El aprendizaje adaptativo de los bancos centrales implica que estos tendrán una reacción más tenue ante un *shock* provocado por presiones de costos (Smets, 1999; Orphanides y Williams, 2002; Gerali y Lippi, 2002). Cuando las expectativas del sector privado están determinadas por un comportamiento adaptativo, la política monetaria óptima responde con más persistencia a *shocks* de costos y, cuanto mayor sea la persistencia de la inflación que percibe inicialmente el sector privado, tanto más enérgica y persistente será la respuesta de política óptima (Gaspar, Smets y Vestin, 2006).

La incertidumbre de los bancos centrales sobre el producto potencial que los lleva a adoptar un comportamiento de aprendizaje puede tener implicancias serias para la elección óptima entre metas de límite de velocidad (es decir, de crecimiento del producto), de nivel de precios y de metas de inflación, y dicha elección dependerá de la ponderación de la inflación en la función objetivo y de la eficiencia en el aprendizaje (Yetman, 2005). La interacción entre la incertidumbre (o falta de credibilidad) percibida por el sector privado respecto del nivel de la meta de inflación del banco central y la incertidumbre del banco central respecto de la incertidumbre del sector privado respecto de la meta de inflación puede tener consecuencias graves para la política monetaria, provocando errores de política y haciendo más persistente la inflación (Aoki y Kimura, 2005).

4. Transparencia, Comunicación y Rendición de Cuentas en un Esquema de Metas de Inflación

La transparencia, la comunicación y la capacidad de rendir cuentas son factores claves para el éxito del esquema de metas de inflación. Es esta convicción la que lleva a los bancos centrales que implementan metas de inflación a hacer esfuerzos continuos para mejorar estos tres atributos de su marco de política (Roger y Stone, 2005). En el último tiempo, la literatura analítica se ocupa cada vez más de estos elementos y su relación con la incertidumbre y la optimalidad de la política monetaria.

Un esquema óptimo de metas de inflación intenta equilibrar la necesidad de poder rendir cuentas y la capacidad de monitorear (Walsh, 2003). Si el banco central cuenta con poca información sobre los *shocks* de inflación, o si la política es transparente, se debe dar una mayor ponderación al objetivo de inflación. La incertidumbre multiplicativa lleva a una política monetaria más cauta, tal como mostró Brainard (1967), pero también aumenta el valor de rendir cuentas respecto del logro de la meta de inflación (Walsh, 2003). Cuando el sector privado posee información heterogénea sobre *shocks* agregados, y esta información es menos precisa que la del banco central, la transparencia total de un banco central que explica metas de inflación es generalmente óptima, a menos que sobrepondere el objetivo de inflación (un *inflation nutter*) o el objetivo de brecha de producto (Amato, Morris y Shin, 2002; Walsh, 2005).

5. Precios de Activos y Política Monetaria en un Esquema de Metas de Inflación

En los últimos años se ha discutido mucho sobre si es óptimo que la política monetaria —en un esquema de metas de inflación o en esquemas monetarios alternativos— reaccione a los precios de activos o a un desalineamiento percibido de los precios de activos. Cecchetti, Genberg, Lipski y Wadhvani (2002) argumentaron que es probable que la reacción a los precios de activos, sumada a la respuesta a la inflación y a la brecha de producto, logre mejores resultados y una trayectoria de inflación más suave, al reducir la probabilidad de

que se forme una burbuja de precios de activos, visión que fue reformulada por Cecchetti, Genberg y Wadhvani (2002) en su respuesta a algunos de los contraargumentos que se presentan a continuación. Gran parte de la literatura académica ha reaccionado con escepticismo a la propuesta anterior. Bernanke y Gertler (2001) aseguran que no es óptimo reaccionar a los precios de las acciones (por encima de sus efectos sobre la inflación y la brecha de producto), y Batini y Nelson (2000) argumentan que no es óptimo reaccionar al tipo de cambio (por encima de sus efectos sobre la inflación y la tasa de interés rezagada). Un argumento similar sostiene que, dado que los bancos centrales con metas de inflación se centran en la inflación esperada, ellos no necesitan fijar metas para los precios de activos directamente, sino que pueden utilizar dichos precios para afinar su percepción sobre la trayectoria de la inflación futura (Bean, 2003).

Hasta ahora, la mayoría de los bancos centrales que aplican metas de inflación (y otros bancos centrales) parecen haber tomado una postura escéptica sobre la reacción de la política monetaria a los precios de los activos. Basan su escepticismo en razones que van desde las dificultades para medir el desalineamiento de los precios de los activos y para prever los ciclos futuros de sus auges y derrumbes y los efectos futuros de las anticipaciones no monotónicas de la política monetaria a dichos ciclos, hasta la dificultad para discriminar entre los diferentes precios de activos (precios de viviendas, precios de acciones, tipo de cambio) y la posible dilución del objetivo de inflación.

6. Rendimiento Económico en un Esquema de Metas de Inflación en Comparación con Otros Esquemas

La evidencia empírica sobre la relación entre el esquema de metas de inflación y las mediciones específicas de desempeño económico apoya en general la noción de que la aplicación de metas de inflación ha estado asociada a mejoras en los resultados económicos (Bernanke y otros, 1999; Corbo, Landerretche y Schmidt-Hebbel, 2002; Neumann y von Hagen, 2002; Hu, 2003; Truman, 2003; Mishkin, 2006).

Ball y Sheridan (2005), uno de los pocos estudios empíricos que critican el esquema de metas de inflación, argumenta que dicho esquema no hace ninguna diferencia en los países industrializados. Los autores sostienen que el aparente éxito de los países con metas de inflación es sólo un reflejo de retroceso hacia la media. Las conclusiones de Ball y Sheridan han sido disputadas por Hyvonen (2004), Vega y Winkelried (2005), y el FMI (2005), quienes aportaron evidencia —basándose en muestras de economías emergentes y diferentes especificaciones técnicas de estimación— que sugieren que el nivel, la persistencia y la volatilidad de la inflación son más bajos en los países que siguen metas de inflación.

La volatilidad del producto no ha empeorado, sino que, si ha cambiado, ha sido para mejor como resultado de la adopción del esquema de metas de inflación (Corbo, Landerretche y Schmidt-Hebbel, 2002). También existe evidencia algo favorable respecto del impacto de las metas de inflación sobre las razones de sacrificio. Bernanke y otros (1999) no concluyeron que las razones de sacrificio de los países industrializados hubieran caído tras adoptar metas de inflación, en tanto Corbo, Landerretche y Schmidt-Hebbel (2002), quienes utilizan una muestra más amplia de países con metas de inflación, llegan a la conclusión de que este esquema sí mejora las razones de sacrificio.

Bernanke y otros (1999) y Levin, Natalucci y Piger (2004) no pueden demostrar que el esquema de metas de inflación provoca una caída inmediata de la inflación esperada; pero Johnson (2002, 2003) sí encuentra cierta evidencia de que la inflación esperada disminuye luego del anuncio de la meta de inflación. No obstante, las expectativas de inflación parecen estar mejor ancladas para quienes siguen metas de inflación; y las expectativas de inflación muestran una reacción más débil ante *shocks* de inflación en países con metas de inflación que en aquellos que no las tienen, particularmente en horizontes temporales más extensos (Gurkaynak, Levin y Swanson, 2006; Levin, Natalucci y Piger, 2004; Castelnuovo, Nicoletti-Altamari y Palenzuela, 2003).

Finalmente, existe evidencia creciente de que los países con metas de inflación son exitosos en alcanzar sus metas. Parece existir un círculo virtuoso cuando se adoptan metas de inflación, al

mismo tiempo que se aplican mejoras institucionales que ayudan a fortalecer la credibilidad de la política monetaria. Se ha demostrado que la independencia del banco central, la credibilidad de la política fiscal, la solidez institucional y el desarrollo del sector financiero contribuyen a reducir las desviaciones de la tasa de inflación efectiva respecto de la meta (Calderón y Schmidt-Hebbel, 2003; Albagli y Schmidt-Hebbel, 2004; Gosselin, 2006). Si bien las metas de inflación nunca se alcanzan con precisión absoluta, los éxitos y la fortaleza del sistema — hasta hoy ningún país ha abandonado el esquema de metas de inflación— reside en su flexibilidad y en su capacidad de aumentar la transparencia y formalizar la conducción de la política monetaria (Roger y Stone, 2005).

II. RESUMEN DE LA PUBLICACIÓN

Nuestro análisis selectivo de la literatura sobre metas de inflación sugiere un número significativo de temas que aún se encuentran en discusión. ¿Qué otros desafíos deben enfrentar los economistas y autoridades de gobierno para asegurar los beneficios de una baja inflación mundial y minimizar los costos de la transición hacia el esquema de metas de inflación en países que no lo aplican aún? El esquema de metas de inflación, ¿sigue siendo óptimo en el mundo real, en que las políticas fiscales están basadas en impuestos distorsionadores y la solvencia intertemporal no está garantizada? ¿Cuáles elementos del esquema de metas de inflación son claves cuando el sector privado tiene conocimiento imperfecto sobre los objetivos y las reacciones del banco central, arriesgándose así a que las expectativas privadas se alejen gradualmente de la meta de inflación del banco central? ¿En qué medida se ve afectado el nivel óptimo de inflación a la Ramsey por el grado de rigidez de precios y por el piso cero de la tasa de interés nominal, y cuáles son las variables que determinan la regla de política óptima a la Ramsey? ¿Cómo puede mejorarse la comunicación de los bancos centrales para hacer más eficaz la política monetaria en un esquema de metas de inflación? Si el sector privado posee información heterogénea, que es en general inferior a la del banco central, ¿qué factor determina el grado óptimo de transparencia de la política monetaria?

¿Cómo afecta la persistencia del producto a la ponderación óptima del nivel de precios y de la tasa de inflación, y qué revelan los análisis comparativos de países respecto de la cercanía de los países que siguen metas de inflación con un esquema de metas de nivel de precios? ¿Cuáles han sido los beneficios del esquema de metas de inflación para la muestra mundial de países que lo aplican, en cuanto a desempeño macroeconómico y con la eficacia de la política monetaria, tanto a lo largo del tiempo como en comparación con países exitosos que no lo aplican? ¿Qué muestra la evidencia sobre el traspaso de devaluación a inflación, la volatilidad del tipo de cambio y el papel que juega el tipo de cambio en las reglas de política en países con metas de inflación? Las expectativas de inflación, ¿están mejor ancladas en los países que aplican el esquema de metas de inflación que en Estados Unidos? ¿Es el esquema de metas de inflación una mejor ancla de la inflación efectiva y esperada, que ha logrado reducir la volatilidad en las economías emergentes, y han sido los resultados sensibles al hecho de que se reunieran o no las condiciones necesarias al adoptarse las metas de inflación? ¿Qué tan importantes son las rigideces, reales y nominales, a la hora de explicar la política monetaria y la dinámica macroeconómica en Chile y, desde que se aplicó un esquema pleno de metas de inflación en 1999, ha disminuido la ponderación de la inflación en relación con la que se asigna al producto? Y finalmente, una última pregunta que complementa la anterior: con la aplicación del esquema pleno de metas de inflación y el logro de una inflación estacionaria en Chile ¿ha habido cambios en la rigidez de precios, la indexación de precios, el traspaso de devaluación a inflación, y la regla de política?

Los capítulos que componen el libro tratan sobre estas trece preguntas.

El ensayo introductorio de Anne Krueger evalúa los beneficios que trae un entorno de baja inflación a la economía mundial. Para comenzar, la autora resume los principales costos de la inflación: cómo distorsiona los cálculos de rentabilidad, alentando los proyectos a corto plazo a expensas de la inversión de largo plazo y restando valor a las señales de precios relativos. Luego analiza cuánto han avanzado muchos países en los últimos años en sus esfuerzos por lograr una baja inflación. El nuevo entorno de

baja inflación ha reportado beneficios considerables: más crecimiento global, mayor estabilidad y menor vulnerabilidad. También evalúa la contribución que hace el FMI para que los países miembros logren un entorno de baja inflación, resaltando el importante apoyo que presta el organismo a las iniciativas de reformas de política. Para finalizar, Krueger analiza los desafíos que depara el futuro a los economistas y a las autoridades de gobierno: asegurar los beneficios de una baja inflación, determinar hasta dónde deben ir las políticas para bajar la inflación y expandir las fronteras del conocimiento sobre la transición hacia un esquema de metas de inflación.

Pierpaolo Benigno y Michael Woodford amplían la literatura teórica sobre el esquema de metas de inflación, centrando su análisis en las consecuencias fiscales que trae aparejadas el compromiso con una meta de inflación. Comienzan por analizar la naturaleza de un compromiso de política monetaria óptima bajo supuestos alternativos sobre aspectos de la política fiscal, desde los impuestos distorsionadores hasta las desviaciones de insolvencia intertemporal. Mientras el régimen de política fiscal tiene importantes consecuencias para la conducción óptima de la política monetaria, una variante adecuadamente modificada del esquema de metas de inflación aún sería un enfoque útil para implementar una política monetaria óptima. Benigno y Woodford demuestran que la regla óptima de fijación de metas para la política monetaria, que se aplica a los distintos regímenes fiscales analizados en el trabajo, supone un compromiso con una meta explícita para un nivel de precios ajustado por la brecha de producto. La política óptima permite desviaciones transitorias del objetivo de largo plazo definido para la tasa de crecimiento económico en el nivel de precios ajustado por la brecha, en respuesta a las perturbaciones que afectan el presupuesto fiscal. No obstante, esta política también exige el compromiso de regresar rápidamente al crecimiento normal luego de tales perturbaciones, a fin de que las expectativas inflacionarias a mediano plazo permanezcan firmemente ancladas, aun en el caso de *shocks* fiscales.

El capítulo de Athanasios Orphanides y John Williams reexamina el papel de los elementos centrales del esquema de metas de inflación, en el contexto de una economía con conocimiento imperfecto. En su

modelo, los agentes privados tratan de inferir los objetivos y reacciones del banco central a partir de las medidas que ha tomado en el pasado. Lo novedoso de este enfoque radica en que las expectativas de inflación pueden desviarse por motivos endógenos de la meta de inflación fijada por el banco central. Basándose en un modelo estimado de la economía estadounidense, los autores muestran que las reglas de política monetaria que funcionarían bien bajo expectativas racionales, funcionan mal cuando se considera que el conocimiento es imperfecto. Luego Orphanides y Williams examinan el desempeño de una regla de política fácil de implementar, que incorpora tres características claves del esquema de metas de inflación —transparencia, compromiso con la estabilidad de precios y monitoreo cercano de las expectativas de inflación—, y concluyen que las tres son importantes para asegurar el éxito del esquema. Su análisis sugiere que las reglas simples de diferencia son las mejores para llevar las expectativas de inflación al objetivo del banco central y, así, consiguen una mayor estabilización de la inflación y de la actividad económica en un entorno de conocimiento imperfecto.

Stephanie Schmitt-Grohé y Martín Uribe estudian la caracterización e implementación de una política monetaria óptima en el contexto de un modelo macroeconómico de escala mediana estimado para ajustar los ciclos económicos de posguerra en EE.UU. La principal conclusión de este trabajo es que una leve deflación de largo plazo es óptima a la Ramsey. Sin embargo, la tasa de inflación óptima es muy sensible al grado supuesto de rigidez de precios. Tal sensibilidad desaparece cuando no existen impuestos de suma alzada, en cuyo caso una leve deflación es robustamente óptima. A la luz del resultado de que la tasa de inflación óptima es negativa, a los autores les resulta desconcertante que la mayoría de los países que aplican metas de inflación lo hagan fijando valores positivos. Schmitt-Grohé y Uribe también argumentan que el piso cero para la tasa de interés nominal, que se menciona con frecuencia para justificar una meta de inflación positiva, no tiene relevancia cuantitativa en su modelo. Por último, los autores caracterizan las reglas de política monetaria que mejor aplican una política de estabilización óptima y concluyen que la regla óptima de tasa de interés es sensible a la inflación

de precios y salarios, insensible al crecimiento del producto y moderadamente inercial.

El capítulo de Lars Svensson afirma que, aunque los logros obtenidos por los bancos centrales con metas de inflación han sido impactantes, todavía hay mucho margen para mejorar el desarrollo y la eficacia de este nuevo esquema. El autor explica que los bancos centrales que aplican el esquema de metas de inflación pueden afinar su puntería siendo más específicos, sistemáticos y transparentes en cuanto a sus objetivos operacionales (utilizando una función de pérdida intertemporal explícita), sus proyecciones (decidiendo sobre proyecciones óptimas de la tasa de política monetaria y de las variables objetivo) y sus comunicaciones (anunciando proyecciones óptimas de la tasa de política monetaria y de las variables objetivo). Según Svensson, se puede avanzar más aún incorporando sistemáticamente la incertidumbre respecto del modelo y el juicio del banco central en el proceso de formulación de proyecciones y en la toma de decisiones. En particular, la incorporación de incertidumbre sobre el modelo llevaría a los bancos centrales hacia un esquema de “metas de distribución de proyecciones” en vez del esquema imperante —pero restrictivo— de “meta de proyecciones de la media” bajo el supuesto de equivalencia aproximada con certeza.

Carl Walsh amplía la literatura sobre la transparencia de los bancos centrales en un esquema de metas de inflación, explorando dos dimensiones de transparencia que, por lo general, se pasan por alto: la calidad de la información que brinda el banco central y la amplitud de la difusión de dicha información. Empleando un simple marco nekeynesiano con información privada y heterogénea, el autor concluye que, al anunciar los objetivos de corto plazo, se permite a los agentes económicos que fijan los precios distinguir entre las acciones de política orientadas a enfrentar los *shocks* de demanda de aquellas orientadas a enfrentar parcialmente los efectos inflacionarios de un *shock* de costos. De ese modo, mediante los anuncios se puede evitar que los *shocks* de demanda afecten la inflación, pero las decisiones del sector privado pasan a ser más sensibles a los errores de pronóstico del banco central, aumentando así la variabilidad de la inflación. Luego, puede ser conveniente que la autoridad monetaria haga anuncios parciales. Walsh

muestra que el grado óptimo de los anuncios parciales depende de la persistencia de los *shocks* de costos y de demanda, de la ponderación relativa de los objetivos de inflación y de brecha de producto, y de la asimetría de información entre el banco central y el público. La transparencia total es la opción óptima para un banco central que tiene preferencias razonables (es decir, que no pondera en forma extrema ni la inflación ni la brecha de producto) y que posee información más precisa que el sector privado.

El capítulo de Stephen G. Cecchetti y Stefan Krause vuelve a tratar las ventajas relativas de metas basadas en el nivel de precios y en la tasa de inflación. Según los autores, la optimalidad de un esquema puro de metas de inflación, de un esquema puro de metas de precios o de un esquema híbrido depende de la persistencia del producto. Además, una vez que la autoridad se da cuenta de que el horizonte para evaluar el cumplimiento de la meta puede variar, cualquier regla híbrida puede ser óptima. Por ejemplo, una regla que pondere marcadamente una meta de inflación pero que sea evaluada en un horizonte extendido, será equivalente a una regla que pondere marcadamente una meta de nivel de precios pero que sea evaluada en un horizonte más corto. Los autores confrontan estas ideas con datos empíricos provenientes de un panel grande de países. Su evidencia comprueba que la persistencia del producto y del nivel de precios varía significativamente entre países. Las economías con metas de inflación muestran una persistencia del nivel de precios mucho menor que las economías sin metas. En términos más generales, la persistencia del producto no varió mucho entre las décadas de los ochenta y noventa, pero la persistencia del nivel de precios disminuyó —posiblemente como resultado de las metas de inflación—, y el horizonte óptimo para la evaluación de las metas se acertó. De estos resultados, Cecchetti y Krause concluyen que los países probablemente estén más cerca del esquema de metas de nivel de precios que del de metas de inflación.

Frederic S. Mishkin y Klaus Schmidt-Hebbel retoman la pregunta de si los esquemas de metas de inflación se relacionan o no con una mejora del desempeño económico general. Amplían la literatura empírica ya existente sobre este tema, centrándose en un panel de datos constituido por la población mundial de países

con metas de inflación y un grupo de control de economías industrializadas de excelente desempeño sin metas de inflación. Los autores concluyen que el esquema de metas de inflación ha ayudado a los países que lo aplican a alcanzar niveles más bajos de inflación de largo plazo, a lograr una menor respuesta de la inflación a *shocks* del precio del petróleo y del tipo de cambio, a fortalecer la independencia de la política monetaria, a mejorar la eficiencia de la política monetaria, y a reducir las desviaciones de las tasas de inflación respecto de sus niveles meta. Muchos de estos beneficios aumentan cuando las economías que aplican este esquema alcanzan niveles estacionarios de metas de inflación. A pesar de estos buenos resultados obtenidos por los países que aplican las metas de inflación en comparación con su desempeño en el pasado, la evidencia generalmente rechaza la idea de que los países que han adoptado un esquema de metas de inflación tengan un desempeño mejor que el grupo de control de países con esquemas alternativos. No obstante, Mishkin y Schmidt-Hebbel muestran que el esquema de metas de inflación ayuda a todos los grupos de países a acortar la distancia con el grupo de control, y el desempeño de los países industrializados que aplican metas de inflación es equivalente al del grupo de control.

Sebastián Edwards analiza temas centrales referidos a la relación entre el tipo de cambio y el régimen de metas de inflación. Valiéndose de un conjunto de datos correspondientes a dos países avanzados y a cinco economías emergentes que aplican metas de inflación, el autor aborda empíricamente tres temas importantes: la relación entre el traspaso de devaluación a inflación y la efectividad del tipo de cambio nominal como amortiguador de *shocks* (la medida en la cual una devaluación nominal provoca una depreciación del tipo de cambio real), los efectos de las metas de inflación sobre la volatilidad del tipo de cambio y el papel del tipo de cambio en las reglas de política monetaria. Edwards encuentra que en los países que han adoptado un esquema de metas de inflación ha disminuido el traspaso del tipo de cambio a inflación —tanto inflación de precios (no transables) al productor como inflación de precios (no transables) al consumidor. Sin embargo, no hay evidencia de que se hayan producido cambios en cuanto a la función de amortiguador que cumple el tipo de cambio nominal. La adopción de metas de

inflación no ha provocado una mayor volatilidad del tipo de cambio, nominal o real. Sin embargo, la adopción de un tipo de cambio flotante ha aumentado la volatilidad del tipo de cambio nominal en tres de cinco países. Por último, el autor presenta una amplia variedad de estimaciones de los efectos del tipo de cambio en el comportamiento de fijación de tasas de interés por los bancos centrales, que van desde cero en Chile a elevados en México.

Refet Gürkaynak, Andrew Levin, Andrew Marder y Eric Swanson investigan hasta qué punto están bien ancladas las expectativas de inflación de largo plazo en tres países del Hemisferio Occidental —Canadá, Chile y Estados Unidos— basándose en un análisis de eventos de alta frecuencia. Su aporte a la literatura consiste en verificar empíricamente que los sistemas de metas de inflación ayudan a anclar las expectativas de inflación de largo plazo. Los autores utilizan datos diarios de medidas de compensación inflacionaria *forward* a largo plazo —la diferencia entre las tasas *forward* de bonos nominales e indexados por inflación— como indicadores de las percepciones del mercado financiero sobre el riesgo de inflación y el nivel estimado de inflación en horizontes de largo plazo. En el caso de Estados Unidos, Gürkaynak, Levin, Marder y Swanson encuentran que la compensación de inflación *forward* a largo plazo reacciona en forma significativa a la publicación de datos macroeconómicos, lo que sugiere que las expectativas de inflación a largo plazo no están fuertemente ancladas. Por el contrario, los datos sobre compensación inflacionaria de Canadá y Chile no muestran una sensibilidad significativa a las novedades macroeconómicas internas o externas, fenómeno coherente con la idea de que el esquema de metas de inflación aplicado por estos dos países ha logrado anclar mejor las expectativas de inflación de largo plazo.

Nicoletta Batini y Douglas Laxton analizan los efectos de la aplicación del esquema de metas de inflación en economías de mercado emergentes. Basándose en una nueva y detallada encuesta a bancos centrales llevada a cabo por los autores, ellos muestran que las metas de inflación en economías emergentes conllevan beneficios sustanciales para los países que las adoptan, en comparación con los países que adoptan otras anclas nominales, tales

como el crecimiento de un agregado monetario o el tipo de cambio. Los autores encuentran que los países que aplican el esquema de metas de inflación, a diferencia de aquellos que aplican otros sistemas, logran anclar mejor tanto la inflación efectiva como la esperada, sin por eso perjudicar el desempeño de la actividad económica; reducen la volatilidad de las tasas de interés, del tipo de cambio y de las reservas internacionales; y reducen el riesgo de crisis cambiarias. Batini y Laxton proveen evidencia que muestra que, para poder adoptar satisfactoriamente un esquema de metas de inflación, no es necesario que los países cumplan con un conjunto estricto de requisitos institucionales, técnicos o económicos. De hecho, la mayoría de los países satisfacen solo gradualmente estas condiciones una vez que ya ha sido adoptado el esquema de metas de inflación. Los autores muestran que, por el contrario, la factibilidad y el éxito de este esquema dependen más bien del compromiso y de la capacidad de las autoridades para planear e impulsar un cambio institucional después de implementar el nuevo esquema.

Rodrigo Caputo, Felipe Liendo y Juan Pablo Medina desarrollan un modelo dinámico y estocástico de equilibrio general (*DSGE*, por sus siglas en inglés) para analizar cuánto influyen las rigideces nominales y reales en la explicación del comportamiento de los datos agregados de Chile. El tema reviste particular importancia desde el punto de vista de los bancos centrales, porque la existencia (o ausencia) de determinadas rigideces puede tener consecuencias muy diferentes para el dilema entre la estabilización del producto o de la inflación. A diferencia de los modelos *DSGE* anteriores para Chile, la especificación desarrollada por los autores incluye formación de hábitos de consumo, precios y salarios rígidos, indexación de precios y salarios, y un traspaso imperfecto de tipo de cambio a precios internos de las importaciones. Para estimar el modelo, Caputo, Liendo y Medina emplearon técnicas bayesianas. Entre las principales conclusiones, encontraron que las rigideces de precios y salarios, la indexación de salarios y un traspaso imperfecto, mejoran el ajuste del modelo. Las rigideces reales, tales como la formación de hábitos, también contribuyen a explicar mejor el comportamiento de los datos agregados, a pesar de que los efectos sean cuantitativamente reducidos. Por

último, el análisis de submuestra indica que, desde el año 2000, la política monetaria ha reaccionado menos agresivamente a la inflación que al producto, lo que apunta a una razón de sacrificio menor, resultado que se atribuye a una mayor credibilidad del esquema pleno de metas de inflación.

Luis Céspedes y Claudio Soto retoman la idea de que el esquema de metas de inflación aplicado en Chile ha contribuido en forma importante a reducir la inflación del país a valores actuales en torno al 3% anual con el logro de una mayor credibilidad de la política monetaria. Basándose en una curva de Phillips neokeynesiana, los autores muestran que, en los últimos años, se han intensificado las rigideces de precios, ha disminuido el grado de indexación de la economía, y también ha disminuido el traspaso del tipo de cambio a la inflación de transables. También encuentran que la regla de política monetaria se ha vuelto más prospectiva respecto de la inflación y más firme en la prevención de desviaciones de la inflación respecto de la meta. Las conclusiones de Céspedes y Soto guardan coherencia con la idea de que la credibilidad de la política monetaria chilena se ha fortalecido con el tiempo. Como la política monetaria es más creíble, los costosos ajustes de precios son menos frecuentes, la indexación basada en la inflación pasada ha disminuido y el banco central ha podido enfrentar más enérgicamente los desvíos inflacionarios respecto de la meta de inflación a costos de producto más bajos.

REFERENCIAS

- Albagli, E. y K. Schmidt-Hebbel (2004). "By How Much and Why do Inflation Targeters Miss their Targets?" Mimeo, Banco Central de Chile.
- Amato, J.D., S. Morris y H.S. Shin (2002). "Communication and Monetary Policy." Mimeo, Bank of International Settlements, octubre.
- Aoki, K. y T. Kimura (2005). "Learning about Belief about Inflation Target and Stabilization Policy." Mimeo, London School of Economics, junio.
- Ball, L. y N. Sheridan (2005). "Does Inflation Targeting Matter?" En *The Inflation Targeting Debate*, editado por Ben S. Bernanke y Michael Woodford. Chicago, IL, EE.UU.: University of Chicago Press para el National Bureau of Economic Research.

- Bank of Thailand (2000). *Practical Experiences on Inflation Targeting*. Bangkok: Bank of Thailand.
- Barnett, R. y M. Engineer (2000). "When is Price-Level Targeting a Good Idea?" En *Price Stability and the Long-Run Target for Monetary Policy*. Ottawa, Canadá: Bank of Canada.
- Batini, N. y E. Nelson (2001). "Optimal Horizons for Inflation Targeting." *Journal of Economic Dynamics and Control* 25(6-7): 891-910.
- Batini, N. y E. Nelson (2000). "When the Bubble Bursts: Monetary Policy Rules and Foreign Exchange Market Behavior." Mimeo, Bank of England.
- Bean, C. (2003). "Asset Prices, Financial Imbalances and Monetary Policy: Are Inflation Targets Enough?" BIS Working Paper N°140.
- Bernanke, B.S. y M. Gertler (2001): "Should Central Banks Respond to Asset Price Volatility?" *American Economic Review (Papers and Proceedings)* 91(2): 253-7.
- Bernanke, B.S., T. Laubach, F.S. Mishkin y A.S. Posen (1999). *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*. Princeton, N.J., EE.UU.: Princeton University Press.
- Bernanke, B. y M. Woodford (eds.) (2005). *The Inflation-Targeting Debate*. Chicago, IL, EE.UU.: University of Chicago Press para el National Bureau of Economic Research.
- Brainard, W. (1967). "Uncertainty and the Effectiveness of Policy." *American Economic Review* 57(2): 411-25.
- Calderón, C. y K. Schmidt-Hebbel (2003). "Macroeconomic Policies and Performance in Latin America." *Journal of International Money and Finance* 22(7): 895-923.
- Calvo, G. y F.S. Mishkin (2003). "The Mirage of Exchange Rate Regimes for Emerging Market Countries." *Journal of Economic Perspectives* 17(4): 99-118.
- Carson, C., C. Enoch y C. Dziobek (eds.) (2002). *Statistical Implications of Inflation Targeting*. Washington, DC, EE.UU.: Fondo Monetario Internacional.
- Castelnuovo, E., S. Nicoletti-Altieri y D. Rodríguez-Palenzuela (2003). "Definition of Price Stability, Range and Point Targets: The Anchoring of Long-Term Inflation Expectations." En *Background Studies for the ECB's Evaluation of Its Monetary Policy Strategy*, editado por O. Issing. Frankfurt, Alemania: Banco Central Europeo.
- Cecchetti, S., H. Genberg y S. Wadhvani (2002). "Asset Prices in a Flexible Inflation Targeting Framework." NBER Working Paper N°8970, junio.
- Cecchetti, S., H. Genberg, J. Lipski y S. Wadhvani (2002). "Asset Prices and Central Bank Policy." *Current Issues in Economics and Finance*, Federal Reserve Bank of New York.
- Cecchetti, S.G. y J. Kim (2005). "Inflation Targeting, Price-Path Targeting and Output Variability." En *The Inflation Targeting Debate*, editado por B.S. Bernanke y M. Woodford. Chicago, IL, EE.UU.: University of Chicago Press for the National Bureau of Economic Research.
- Chadha, J.S. y C. Nolan (2002). "Inflation and Price-Level Targeting in a New Keynesian Model." *Manchester School* 70(4): 570-95.
- Corbo, V., O. Landerretche y K. Schmidt-Hebbel (2002) "Does Inflation Targeting Make a Difference?" En *Inflation Targeting: Design, Performance, Challenges*, editado por N. Loayza y R. Soto. Banco Central de Chile.
- Cukierman, A. y F. Lippi (2005). "Endogenous Monetary Policy with Unobserved Potential Output." *Journal of Economic Dynamics and Control* 29(22): 331-51.
- Demertzis, M. y N. Viegi (2004). "The Dynamic Properties of Inflation Targeting under Uncertainty." De NederlandscheBank Staff Reports N°113.
- Eggertsson, G.B. y M. Woodford (2003). "The Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy." *Brookings Papers on Economic Activity* 2003(1): 139-233.
- Evans, G. y S. Honkapohja (2001). *Learning and Expectations in Macroeconomics*. Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.
- Faust, J. y D.W. Henderson (2004). "Is Inflation Targeting Best-Practice Monetary Policy?" International Finance Discussion Paper N°807. Federal Reserve Board.
- Fischer, S. (1996). "Why Are Central Banks Pursuing Long-Run Price Stability?" En *Achieving Price Stability*. Kansas City, KS, EE.UU.: Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Fischer, S. (2001). "Exchange Rate Regimes: Is the Bipolar View Correct?" *Journal of Economic Perspectives* 15(2): 3-24.
- Fondo Monetario Internacional (2005): *World Economic Outlook*, septiembre.
- Gaspar, V. y F. Smets (2002). "Monetary Policy, Price Stability, and Output Gap Stabilization." *International Finance* 5(2): 193-211.
- Gaspar, V., F. Smets y D. Vestin (2006). "Adaptive Learning, Persistence and Optimal Monetary Policy." European Central Bank Working Paper Series N°644, junio.
- Gerali, A. y F. Lippi (2002). "Optimal Control and Filtering in Linear Forward-Looking Economies." Mimeo, Banca d'Italia, noviembre.
- Giannoni, M.P. y M. Woodford (2005). "Optimal Inflation Targeting Rules." En *The Inflation Targeting Debate*, editado por B.S. Bernanke y M. Woodford. Chicago, IL, EE.UU.: University of Chicago Press para el National Bureau of Economic Research.

- Gosselin, M.-A. (2006). "Central Bank Performance under Inflation Targeting." Mimeo, Bank of Canada.
- Gürkaynak, R.S., A.T. Levin y E.T. Swanson (2006). "Does Inflation Targeting Anchor Long-Run Inflation Expectations? Evidence from Long-Term Bond Yields in the U.S., U.K., and Sweden." Documento de Trabajo N°2006-04. Federal Reserve Bank of San Francisco.
- Haldane, A. (ed.) (1995). *Targeting Inflation*. Londres, Reino Unido: Bank of England.
- Hansen, L.P. and T.J. Sargent (2006). Por aparecer en *Robust Control*. Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.
- Hu, Y. (2003). "Empirical Investigations of Inflation Targeting." Institute for International Economics Working Paper N°03-6 (julio).
- Huang, K.X.D. y Z. Liu (2004). "Inflation Targeting: What Inflation to Target?." Mimeo, Federal Reserve Bank of Kansas City, febrero.
- Hyvonen, M. (2004). "Inflation Convergence Across Countries." Reserve Bank of Australia Discussion Paper N°2004-04.
- Johnson, D.R. (2002). "The Effect of Inflation Targeting on the Behavior of Expected Inflation: Evidence from an 11 Country Panel." *Journal of Monetary Economics* 49(8): 1493-519.
- Johnson, D.R. (2003). "The Effect of Inflation Targets on the Level of Expected Inflation in Five Countries." *Review of Economics and Statistics* 55(4): 1076-81.
- King, M.A. (1999). "Challenges to Monetary Policy: New and Old." En *New Challenges for Monetary Policy*. Kansas City, KS, EE.UU.: Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Leiderman, L. y L. Svensson (eds.) (1995). *Inflation Targets*. Londres, Reino Unido: Centre for Economic Policy Research.
- Levin, A., F.M. Natalucci y J.M. Piger (2004). "The Macroeconomic Effects of Inflation Targeting." *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 86(4): 51-80.
- Loayza, N. y R. Soto (eds.) (2002). *Inflation Targeting: Design, Performance, Challenges*. Santiago: Banco Central de Chile.
- Lowe, P. (ed.) (1997). *Monetary Policy and Inflation Targeting*. Sydney, Australia: Reserve Bank of Australia.
- McCallum, B. (1988). "Robustness Properties of a Rule for Monetary Policy." *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 29 (otoño): 173-203.
- McCallum, B.T. y E. Nelson (1999). "Nominal Income Targeting in an Open-Economy Optimizing Model." *Journal of Monetary Economics* 43(3): 553-78.
- Mishkin, F.S. (2006). "Monetary Policy Strategy: How Did We Get There?" NBER Working Paper N°12515.
- Mishkin, F.S. y K. Schmidt-Hebbel (2002). "A Decade of Inflation Targeting in the World: What Do We Know and What Do We Need to Know?" En *Inflation Targeting: Design, Performance, Challenges*, editado por N. Loayza y R. Soto. Santiago: Banco Central de Chile.
- Nessén, M. y D. Vestin (2005). "Average Inflation Targeting." *Journal of Money, Credit, and Banking* 37(5): 837-63.
- Neumann, M.J.M. y Jurgen von Hagen (2002). "Does Inflation Targeting Matter?" *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* (julio-agosto): 127-48.
- Orphanides, A. y J. Williams (2002). "Robust Monetary Policy Rules with unknown Natural Rates." *Brookings Papers on Economic Activity* 2002 (2): 63-118.
- Orphanides, A. y J. Williams (2004). "Imperfect Knowledge, Inflation Expectations, and Monetary Policy." En *The Inflation Targeting Debate*, editado por B.S. Bernanke y M. Woodford. Chicago, IL, EE.UU.: University of Chicago Press para el National Bureau of Economic Research.
- Orphanides, A. y J. Williams (2004). "Robust Monetary Policy with Imperfect Knowledge." Mimeo, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Reserve Bank of Australia (2004). *The Future of Inflation Targeting*. Sydney, Australia: Reserve Bank of Australia.
- Roger, S. y M. Stone (2005). "On Target? Inflation Performance in Inflation Targeting Countries." IMF Working Paper N°05/163, agosto.
- Smets, F. (1999). "Output Gap Uncertainty: Does it Matter for the Taylor Rule?" En *Monetary Policy under Uncertainty*, editado por B. Hunt y A. Orr. Wellington, Nueva Zelanda: Reserve Bank of New Zealand.
- Srouf, G. (1999). "Inflation Targeting under Uncertainty." Bank of Canada Technical Report N°85, abril.
- Svensson, L.E.O. (1997). "Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets." *European Economic Review* 41: 1111-46.
- Svensson, L.E.O. (1999). "Price-Level Targeting versus Inflation Targeting." *Journal of Money, Credit, and Banking* 31(3): 277-95.
- Svensson, L.E.O. (2003). "Escaping from a Liquidity Trap and Deflation: The Fool Proof Way and Others." *Journal of Economic Perspectives* 17(4): 145-66.
- Truman, E.M. (2003) *Inflation Targeting in the World Economy*. Washington, DC, EE.UU.: Institute for International Economics.
- Vega, M. y D. Winkelried (2005). "Inflation Targeting and Inflation Behavior: A Successful Story?" *International Journal of Central Banking* 1(3): 153-75.

- Walsh, C. (2003). "Accountability, Transparency, and Inflation Targeting." *Journal of Money, Credit, and Banking* 35(5): 829-49.
- Walsh, C. (2004). "Parameter Misspecification with Optimal Targeting Rules and Endogenous Objectives." Mimeo, University of California at Santa Cruz, octubre.
- Walsh, C. (2005). "Optimal Transparency under Flexible Inflation Targeting." Mimeo, University of California at Santa Cruz, noviembre.
- Woodford, M. (1993). *Interest and Prices*. Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.
- Woodford, M. (2004). "Inflation Targeting and Optimal Monetary Policy." *Review of the Federal Reserve Bank of St. Louis* (julio-agosto): 15-41.
- Woodford, M. (2005). "Central Bank Communication and Policy Effectiveness." En *The Greenspan Era: Lessons for the Future*. Kansas City, KS, EE.UU.: Federal Reserve Board of Kansas City.
- Yetman, J. (2005). "Discretionary Policy, Potential Output Uncertainty, and Optimal Learning." *Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper Series* N°2005/07, diciembre.

METAS DE INFLACIÓN Y ANCLAJE DE EXPECTATIVAS INFLACIONARIAS EN ECONOMÍAS OCCIDENTALES*

Refet S. Gürkaynak**
 Andrew T. Levin***
 Andrew N. Marder***
 Eric T. Swanson****

INTRODUCCIÓN

Muchos bancos centrales han adoptado un esquema formal de metas de inflación, basados en la convicción —y en la predicción de la teoría— de que un objetivo numérico explícito y difundido con claridad para el nivel de inflación por un período específico serviría, por sí solo, como un contundente mecanismo de comunicación que ayudaría a anclar las expectativas inflacionarias de largo plazo.¹ Sin embargo, verificar en forma empírica si los regímenes de metas de inflación han tenido éxito en esta dimensión ha resultado difícil, pues lo común es contar con datos escasos e infrecuentes de encuestas de expectativas inflacionarias de largo plazo.²

Este artículo utiliza datos diarios de rendimiento de bonos para Canadá, Chile y Estados Unidos para investigar si en dichos países las expectativas inflacionarias de largo plazo están ancladas, esencialmente ampliando el análisis de Gürkaynak, Sack y Swanson (2005) y de Gürkaynak, Levin y Swanson (2006) a un estudio de datos comparables de Canadá y Chile. De los tres países, Canadá y Chile han tenido una política de metas de inflación durante gran parte de las décadas de 1990 y 2000, mientras que Estados Unidos no ha planteado un objetivo inflacionario numérico explícito. Para testear el éxito de las metas de inflación, en cuanto a anclar las expectativas inflacionarias de largo plazo, comparamos el rendimiento de bonos de largo plazo nominales y reajustables (indexados) entre los tres países en respuesta a noticias económicas relevantes. La compensación inflacionaria *forward* —definida como la diferencia entre las tasas de interés *forward*

de bonos nominales y reajustables— nos entrega una medida de alta frecuencia de la compensación que exige un inversionista para cubrir el nivel esperado de inflación y todos los riesgos asociados a esta, en un horizonte dado. Si la compensación inflacionaria a un horizonte muy lejano es relativamente insensible a las novedades del ámbito económico, una conclusión razonable es que quienes participan del mercado financiero tienen una visión bastante estable respecto de la distribución de la inflación en el largo plazo. Esto es precisamente lo que cabría esperar que sucediera en presencia de un objetivo inflacionario explícito y creíble.

La periodicidad diaria de nuestros datos sobre rendimiento de bonos, sumada a la alta frecuencia con que se difunden importantes estadísticas macroeconómicas y se hacen anuncios de política monetaria, nos permite contar con un amplio conjunto de datos para nuestro análisis. Esto es válido incluso para muestras que cubren apenas unos cuantos años —período para el que tenemos datos de bonos reajustables para Estados Unidos y de bonos nominales de largo plazo para Chile. Así, a diferencia de trabajos empíricos anteriores que utilizan datos trimestrales e incluso semestrales, podemos trabajar

* Agradecemos a Klaus Schmidt-Hebbel y Mauricio Larrain por su valiosa ayuda en la recopilación de información para este proyecto. También los útiles aportes y sugerencias de Rick Mishkin, Eric Parrado, Scott Roger, Brian Sack, Klaus Schmidt-Hebbel, Lars Svensson y Jonathan Wright, así como la excelente cooperación de Claire Hausman y Oliver Levine. Los juicios aquí emitidos son responsabilidad exclusiva de los autores, y no deben tomarse como un reflejo de la opinión del Sistema de la Reserva Federal, el Banco de la Reserva Federal de San Francisco o cualquier persona asociada con estos.

** Bilkent University.

*** Board of Governors of the Federal Reserve System.

**** Federal Reserve Bank of San Francisco.

¹ Ver, por ejemplo, Leiderman y Svensson (1995); Bernanke y Mishkin (1997); Svensson (1997); Bernanke y otros (1999).

² Para un análisis usando datos de encuestas semestrales sobre expectativas inflacionarias de largo plazo en la década de 1990 y principios de la de 2000 en un panel de países, ver Levin y Piger (2002).

con miles de observaciones diarias de la respuesta del rendimiento de bonos de largo plazo frente a la difusión de noticias económicas en Canadá, Chile y Estados Unidos.

Para Estados Unidos, encontramos que las tasas de interés nominales *forward* a plazos muy largos y la compensación inflacionaria responden de manera significativa y sistemática a una amplia variedad de comunicados sobre cifras macroeconómicas y anuncios de política monetaria. Todas estas respuestas son coherentes con un modelo en el que las expectativas del sector privado con respecto al objetivo inflacionario de largo plazo del banco central no están fuertemente ancladas, como demostramos. En Canadá, las tasas de interés *forward* a plazos muy largos y la compensación inflacionaria muestran poca o nula sensibilidad a las noticias económicas, sean estas internas o externas. Por tanto, el anclaje de las expectativas inflacionarias de largo plazo parece ser más sólido en Canadá que en Estados Unidos. Por último, los datos para Chile son más limitados en términos del período muestral, profundidad y amplitud de los mercados de renta fija y disponibilidad de comunicados macroeconómicos internos. A pesar de estas limitaciones, no encontramos una respuesta significativa de la compensación inflacionaria a muy largo plazo en Chile con respecto a las noticias macroeconómicas internas o externas.³

El artículo continúa como sigue. La sección I presenta dos modelos económicos de referencia para hacer la comparación con nuestros resultados empíricos. La sección II investiga las respuestas de las tasas de interés *forward* a muy largo plazo y de la compensación inflacionaria en Estados Unidos a las noticias económicas, y muestra que estas tasas responden mucho más que lo que cabría esperar de las predicciones de los modelos estándares. La sección III analiza explicaciones posibles para esta conclusión. La sección IV repite nuestro análisis empírico para Canadá y Chile con el fin de investigar hasta qué punto ayudan las metas de inflación a anclar la visión del sector privado respecto del objetivo inflacionario de largo plazo del banco central. La sección V presenta las conclusiones. Un apéndice provee una descripción detallada de todos los datos que hemos utilizado en el análisis.

I. IMPLICANCIAS DE LARGO PLAZO DE LOS MODELOS MACROECONÓMICOS

Para favorecer la interpretación de nuestros resultados econométricos, ayuda contar con un modelo que sirva como referencia. Consideramos dos modelos macroeconómicos estándares: un modelo neokeynesiano estándar (tomado de Clarida, Galí y Gertler, 2000) y una modificación de dicho modelo que permite la existencia de una fracción significativa de agentes de mirada retrospectiva (*backward looking*) o elementales (tomado de Rudebusch, 2001). Ambos modelos pueden entenderse como diferentes parametrizaciones de las ecuaciones siguientes:

$$\pi_t = \mu_\pi E_t \pi_{t+1} + (1 - \mu_\pi) A_\pi(L) \pi_t + \gamma y_t + \varepsilon_t^\pi \quad (1)$$

$$y_t = \mu_y E_t y_{t+1} + (1 - \mu_y) A_y(L) y_t - \beta(i_t - E_t \pi_{t+1}) + \varepsilon_t^y \quad (2)$$

donde π denota la tasa de inflación, y la brecha de actividad, e i la tasa de interés nominal de corto plazo, en tanto ε^π y ε^y son *shocks* independientes e idénticamente distribuidos (i.i.d.).⁴ Los parámetros μ_π y μ_y describen el grado de comportamiento prospectivo del modelo (*forward-looking*), y los polinomios de rezagos $A_\pi(L)$ y $A_y(L)$ resumen los parámetros que rigen la dinámica de todos los componentes retrospectivos del modelo.

La diferencia entre ambos modelos reside en hasta qué punto su comportamiento mira hacia adelante. En el primer caso, el modelo neokeynesiano estándar, se supone que los agentes son totalmente prospectivos ($\mu_\pi = \mu_y = 1$), mientras que los valores para el resto de los parámetros de las ecuaciones se toman de Clarida, Galí y Gertler (2000). Ciertos autores, sin embargo, estiman valores mucho menores para μ (alrededor de 0.3) para reproducir el grado de persistencia inflacionaria observado en los datos para EE.UU., como por ejemplo: Fuhrer (1997); Roberts

³ Ertürk y Özlale (2005) obtienen un resultado similar de expectativas ancladas para Chile usando una especificación GARCH en datos mensuales para Chile.

⁴ Todas estas variables son normalizadas para tener valores estacionarios de cero.

(1997); Rudebusch (2001); Estrella y Fuhrer (2002). Así, en el segundo modelo considerado, fijamos $\mu = 0.3$ y tomamos de Rudebusch (2001) los valores para el resto de los parámetros.⁵ Obsérvese que el modelo de Rudebusch es uno de los más persistentes entre los modelos nekeynesianos híbridos de la literatura, debido a la inclusión de varios rezagos en el producto y la inflación en las ecuaciones (1) y (2), y un valor particularmente bajo para μ_y (Rudebusch supone que $\mu_y = 0$) en la ecuación IS (ecuación 2).

Cerramos estos dos modelos con una regla de tasa de interés de la forma siguiente:

$$i_t = (1-c)[(1+a)\bar{\pi}_t + by_t] + ci_{t-1} + \varepsilon_t^i, \quad (3)$$

donde $\bar{\pi}$ denota el promedio móvil de los últimos cuatro trimestres de la inflación, ε^i es un *shock* i.i.d., y a , b , y c son los parámetros de la regla.⁶ Cabe notar que la regla de política es tanto retrospectiva —la tasa de interés responde a valores corrientes de la brecha de actividad y de la inflación en lugar de sus respectivas proyecciones— como inercial, pues incluye la tasa rezagada de los fondos federales. Estas dos características tienden a agregar inercia a la tasa corta que, junto con la persistencia del modelo de Rudebusch, generalmente otorga al modelo la mejor chance posible de explicar la evidencia de estructura de plazos que veremos más adelante. Incluimos un *shock* a la tasa de interés ε_t^i , a fin de generar funciones de impulso respuesta.

Los tres paneles del gráfico 1 muestran la respuesta de la tasa de interés nominal de corto plazo frente a un *shock* de 1 por ciento a la ecuación de inflación, la ecuación de actividad y la ecuación de la tasa de interés, respectivamente, bajo nuestros dos modelos centrales.⁷ En el modelo nekeynesiano estándar (de Clarida, Galí y Gertler), el efecto de los *shocks* macroeconómicos y de política monetaria sobre la tasa de interés de corto plazo desaparece bien rápido, normalmente antes de un año. La tasa de interés se muestra mucho más persistente en el modelo parcialmente retrospectivo (Rudebusch). Sin embargo, incluso en ese modelo la tasa de interés de corto plazo retorna esencialmente a su nivel de estado estacionario dentro de diez años después del *shock*.

II. SENSIBILIDAD DE LAS TASAS LARGAS DE EE.UU. A LAS NOTICIAS ECONÓMICAS

Veamos ahora cómo se condicen las predicciones de nuestros modelos con los datos estadounidenses. Los modelos predicen que los comunicados de cifras macroeconómicas y anuncios de política monetaria deberían afectar la trayectoria de las tasas de interés nominales únicamente en el corto plazo. Para analizar si los datos de EE.UU. cuadran con las predicciones de los modelos, debemos buscar más allá de la respuesta de las tasas de interés los primeros años después del *shock* y centrarnos más bien en el comportamiento de las tasas de interés *forward* para varios años más adelante.

A menudo las tasas *forward* tienen gran utilidad como medio de interpretar la estructura de plazos de las tasas de interés. Para un bono con vencimiento a m años, el retorno $r_t^{(m)}$ representa la tasa de retorno que exige el inversionista que presta dinero hoy a cambio de un único pago futuro dentro de m años (para el caso de un bono cero cupón). En comparación, la tasa *forward* a un año k años adelante $f_t^{(k)}$ representa la tasa de retorno entre el período $t+k$ y el período $t+k+1$ que exigiría el mismo inversionista para comprometerse hoy a otorgar un préstamo a un año partiendo en el momento $t+k$ y con vencimiento en $t+k+1$. El nexo entre estos conceptos es simple: un instrumento cero

⁵ Rudebusch estima y usa como valor de $\mu = 0.29$ en la ecuación de inflación, y fija $\mu = 0$ en la ecuación de producto, valor que tomamos para nuestra segunda especificación. Hay ciertas diferencias menores de dinámica temporal entre la especificación del modelo de Rudebusch y las ecuaciones 1 y 2. Para generar las funciones de impulso respuesta del gráfico 1, utilizamos el modelo con la especificación exacta de Rudebusch (2001), pero estas diferencias de especificación no causan ningún efecto discernible en nuestros resultados.

⁶ Usamos los valores estimados por Rudebusch (2002) para a , b y c de 1987:4 a 1999:4: $a = 0.53$; $b = 0.93$; $c = 0.73$.

⁷ En una discusión de nuestro artículo en el Banco Central de Chile, Eric Parrado reportó funciones de impulso respuesta usando el modelo macroeconómico para economía pequeña y abierta de Galí y Monacelli (2005), calibrado en líneas generales para reproducir los datos de Canadá y Chile. Los resultados fueron coherentes con nuestro análisis para los modelos nekeynesianos estándares para economía cerrada presentados aquí: en particular, las tasas de interés de corto plazo retornaban al estado estacionario diez años después del *shock*. En efecto, dicho modelo volvió al estado estacionario aun más rápido: apenas cuatro o cinco años, comparado con los siete u ocho del modelo de Rudebusch. Pensamos que la diferencia se debe a los parámetros persistentes del modelo de Rudebusch, más que a la falta de un mecanismo de transmisión en economía abierta en dicho modelo.

cupón a m años (compuesto continuo) se puede ver como una secuencia de acuerdos *forward* a un año por m años.⁸

$$f_t^{(k)} = (k + 1)r_t^{(k+1)} - kr_t^{(k)}. \quad (4)$$

En nuestro análisis, usamos datos de la Reserva Federal para las tasas de interés *forward* de bonos del Tesoro de EE.UU.⁹ Dado nuestro interés por medir las expectativas de largo plazo, centramos el análisis en la duración más larga para la que contamos con datos de bonos de alta calidad. La liquidez y profundidad de los mercados de bonos de gobierno a un horizonte de diez años y alrededor de este nos llevó a enfocarnos en la tasa *forward* a un año, nueve años adelante (esto es, la tasa *forward* a un año que finaliza en diez años). El análisis de la sección anterior muestra que este horizonte está lo suficientemente lejano como para dar largo tiempo a los modelos macroeconómicos estándares a retornar al estado estacionario, de manera que los movimientos de las tasas de interés *forward* o de la compensación inflacionaria a estos horizontes no deberían atribuirse a respuestas transitorias de la economía a un *shock* económico.

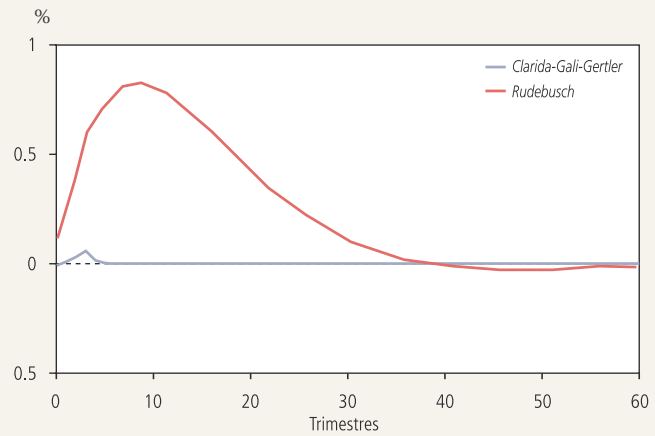
⁸ Si se pudiera observar directamente el rendimiento del bono cero cupón, el cómputo de las tasas *forward* sería tan simple como esto. En la práctica, sin embargo, la mayoría de los bonos de gobierno, en Estados Unidos y fuera hacen pagos regulares a los cupones, por lo que el tamaño y la periodicidad de los cupones debe tomarse en cuenta para traducir el rendimiento observado en la curva implícita de rendimiento cero cupón. En los resultados de más abajo, también investigamos si el uso de STRIPS del Tesoro de EE.UU. (que son instrumentos cero cupón que no requieren ajustar primero una curva de rendimiento) altera la respuesta estimada de las tasas *forward* nominales a muy largo plazo en Estados Unidos. Nuestros resultados con datos de STRIPS son esencialmente idénticos.

⁹ La Reserva Federal computa los rendimientos de los bonos cero-cupón a partir de observaciones de rendimientos off-the-run de bonos del Tesoro de EE.UU. usando la extensión de Nelson-Siegel descrita en Svensson (1994). Para detalles, ver Gürkaynak, Sack y Wright (2005).

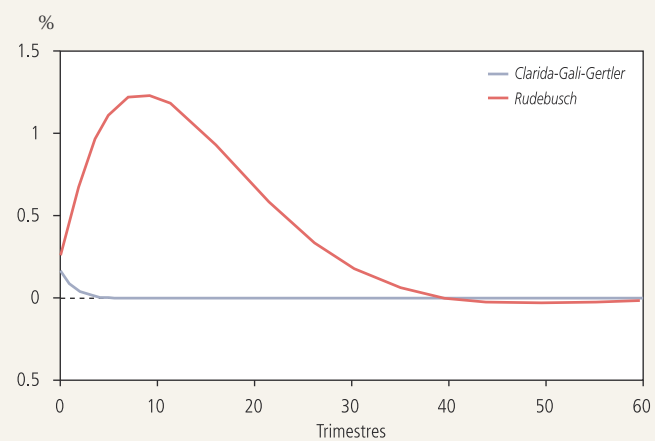
GRÁFICO 1

Funciones de Impulso Respuesta para Modelos Macroeconómicos Estándares

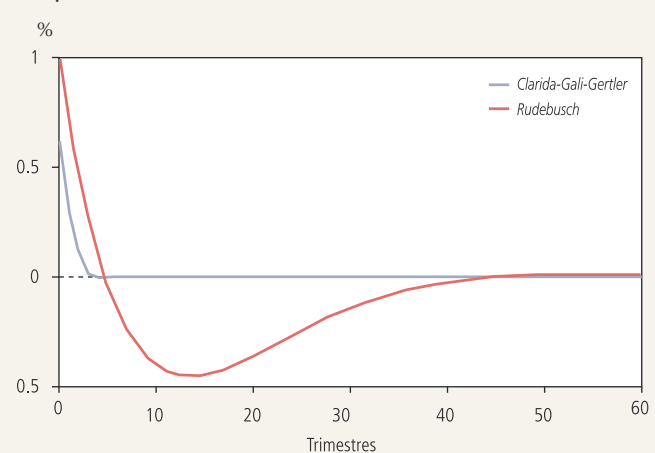
Respuesta de la tasa de interés a un *shock* de inflación de 1%



Respuesta de la tasa de interés a un *shock* de producto de 1%



Respuesta de la tasa de interés a un *shock* de interés de 1%



Fuente: Elaboración de los autores.

Para medir los efectos de la publicación de cifras macroeconómicas sobre las tasas de interés, se debe computar el componente inesperado (o sorpresa) de cada divulgación de datos macroeconómicos, puesto que el componente esperado de esta no debería tener ningún efecto en los mercados financieros.¹⁰ Al usar los componentes sorpresa de la divulgación de cifras macroeconómicas, donde las expectativas se miden pocos días antes de que se publiquen las cifras oficiales, también se elimina todo posible factor de endogeneidad proveniente de una retroalimentación de las tasas de interés hacia la macroeconomía. Cualquier efecto de esta naturaleza, en la medida en que sean sistemáticos o predecibles, se integrará a la proyección del mercado respecto de la publicación estadística.

Para medir el componente sorpresa de cada publicación de cifras, computamos la diferencia entre la publicación oficial y la mediana de la predicción de analistas profesionales pocos días antes de la publicación oficial. Para Estados Unidos, usamos datos de predicciones profesionales para la divulgación de cifras estadísticas la semana siguiente, que publica *Money Market Services* todos los viernes para 39 series de datos macroeconómicos diferentes.¹¹ No todos estos 39 conjuntos de datos tienen un impacto significativo en las tasas de interés, ni siquiera en el extremo corto de la curva de rendimiento. Por tanto, para conservar el espacio y reducir el número de variables exógenas de nuestras regresiones, restringimos la atención a las variables identificadas por Gürkaynak, Sack y Swanson (2005) que tienen efectos estadísticamente significativos sobre la tasa del bono del Tesoro a un año sobre el período 1990–2002: utilización de capacidad, confianza del consumidor, el índice de inflación subyacente, el índice de costo del empleo (ECI), el anticipo (o el primer comunicado) del PIB real, las demandas iniciales de seguro de desempleo, la encuesta de la Asociación Nacional de Gerentes de Compra (NAPM) / Instituto de Gestión de Oferta (ISM) sobre la actividad industrial, la venta de viviendas nuevas, salarios de empleados no agrícolas, las ventas minoristas y la tasa de desempleo.¹²

Al igual que con la divulgación de cifras macroeconómicas, debemos computar el componente sorpresa de los anuncios de política monetaria en cada uno de los países para medir los efectos de dichos

anuncios sobre las tasas de interés. Medimos la sorpresa de política monetaria en Estados Unidos usando las tasas a futuro de los fondos federales (*Fed funds*), los que entregan medidas de alta calidad y virtualmente continuas de las expectativas del mercado para la tasa de los fondos federales (Krueger y Kuttner, 1996; Rudebusch, 1998; Brunner, 2000).¹³ El contrato a futuro de fondos federales para un mes en particular se liquida al final del mes sobre la base del promedio de la tasa de los fondos federales realizada en el curso de dicho mes. Así, las variaciones diarias de la tasa a futuro dentro del mes corriente reflejan revisiones de las expectativas del mercado respecto de la que será la tasa de interés de los fondos federales el resto del mes. Como explican Kuttner (2001) y Gürkaynak, Sack y Swanson (2002), la variación de la tasa contratada del mes en curso el día de un anuncio del Comité Federal de Mercado Abierto (FOMC), cuya escala se incrementa para registrar el día del mes en que se hizo el anuncio, provee una medida del componente sorpresa de la decisión del FOMC.¹⁴ Computamos el componente sorpresa asociado con la acción del FOMC en cada reunión y entre reuniones para nuestra muestra.¹⁵

¹⁰ Kuttner (2001) testea y confirma esta hipótesis para el caso de los anuncios de política monetaria.

¹¹ Varios autores encuentran que los datos de *Money Market Services* son de alta calidad (por ejemplo, Balduzzi, Elton y Green, 2001; Andersen y otros, 2003; Gürkaynak, Sack y Swanson, 2005).

¹² Además de estas once variables, Gürkaynak, Sack y Swanson (2005) incluyen indicadores líderes y el índice subyacente de precios del productor en su análisis. Originalmente nosotros también incluimos estas dos variables, pero nunca entraron con alguna significancia en nuestras regresiones, aun en el horizonte más corto y al nivel del diez por ciento. Por tanto, las omitimos de los resultados para ahorrar espacio y reducir el número de variables explicativas. Así todo, nuestros resultados son esencialmente idénticos cuando incluimos estas variables en las regresiones y cuando no.

¹³ Gürkaynak, Sack y Swanson (2002) muestran que, entre los múltiples instrumentos de mercado que podrían reflejar las expectativas de política monetaria, el mejor predictor de acciones futuras de política son los futuros de los fondos federales.

¹⁴ Para evitar los factores a escala muy grande, si el anuncio de política monetaria ocurre en los últimos siete días del mes, usamos la tasa de contrato del mes siguiente en lugar de escalar hacia arriba la tasa del mes corriente.

¹⁵ La única excepción es que excluimos la rebaja de 50 puntos base el 17 de septiembre del 2001 (entre reuniones), porque los mercados financieros estuvieron cerrados varios días antes de que se tomara esta acción y porque tal rebaja respondió al fuerte shock exógeno sobre la economía y los mercados financieros de EE.UU. Sería muy difícil desenmarañar los efectos de la política monetaria y del shock propiamente tal en los mercados financieros ese día.

1. Sensibilidad de las Tasas de Interés de EE.UU. a las Noticias Económicas

El cuadro 1 registra las tasas de interés nominales de Estados Unidos en el período 1994–2005.¹⁶ Cada columna muestra los resultados de una regresión de variaciones diarias de la respectiva tasa de interés sobre el componente sorpresa de las publicaciones de cifras macroeconómicas y anuncios de política monetaria listados a la izquierda.¹⁷ Corremos la regresión de la variación de las tasas de interés sobre todas nuestras sorpresas macroeconómicas y de política monetaria en conjunto para dar cuenta correcta de los días en que se difundió más de una noticia económica. Para facilitar la interpretación de nuestros coeficientes estimados, normalizamos cada sorpresa macroeconómica por su desviación estándar. Cada coeficiente del cuadro estima, entonces la respuesta de la tasa de interés en puntos base por desviación estándar de la sorpresa en la correspondiente cifra estadístico macroeconómica. La única excepción a esta regla son las sorpresas de política monetaria, que dejamos en puntos base, de modo que estos coeficientes representan un punto base por punto base de respuesta.

La primera columna del cuadro 1 muestra la respuesta de la tasa *spot* de los bonos del Tesoro a un año frente a anuncios económicos, como referente de comparación. Como podría esperarse de una regla tipo Taylor o de la observación casual de los mercados financieros estadounidenses, las tasas de interés de más corto plazo muestran respuestas muy significativas a sorpresas de los comunicados de datos macroeconómicos y anuncios de política monetaria. Más aun, tales respuestas por lo general son coherentes con lo que cabría esperar de una regla de Taylor: sorpresas debido a cifras de inflación, producto o empleo por sobre lo esperado hacen subir la tasa de interés de corto plazo, mientras que sorpresas en la misma dirección con respecto a reclamos iniciales de seguros de desempleo (un indicador económico contracíclico) la hacen bajar. Las magnitudes de estas estimaciones parecen razonables: una sorpresa de dos desviaciones estándar generan, en promedio, una variación de 3 a 10 puntos base en la tasa a un año (dependiendo del estadístico) en la muestra. Las sorpresas de política monetaria originan una respuesta de uno a tres o de uno a dos en el retorno a un año de la tasa de los fondos federales. Tal respuesta es coherente con la noción de que un cambio sorpresivo en la tasa de los

fondos federales suele no ser una sorpresa total para los mercados, sino más bien un adelanto o un retraso de una acción de política cuya futura ocurrencia ya se consideraba probable hasta cierto punto.

La columna central del cuadro 1 muestra la respuesta a las noticias económicas de las tasas de interés *forward* a muy largo plazo de EE.UU. Si diez años es tiempo suficiente como para que la economía estadounidense retorne al estado estacionario tras un *shock* económico —como sugieren nuestras simulaciones anteriores y si las expectativas inflacionarias de largo plazo están firmemente ancladas en Estados Unidos—, cabría esperar una respuesta mínima o nula de dichas tasas a las noticias económicas. No es el caso, sin embargo: las tasas *forward* nominales de Estados Unidos presentan una respuesta significativa a nueve de las doce publicaciones de cifras macroeconómicas consideradas, a menudo con un grado muy alto de significancia estadística y rechazan el test de la hipótesis conjunta de que todos los coeficientes de la regresión son cero con un valor p del orden de 10^{-10} . Los coeficientes estimados no solo son estadísticamente significativos; también su magnitud es grande, con frecuencia más de la mitad del efecto sobre la tasa de interés de corto plazo. Por último, los signos de estos coeficientes no son los que son por azar, sino un fiel reflejo del efecto sobre las tasas de interés de corto plazo y el panorama inflacionario de corto plazo. Este reflejo es coherente con que el mercado espere cierto grado de traspaso desde la inflación de corto plazo a la expectativa inflacionaria de largo plazo. El caso de las sorpresas de política monetaria ofrece talvez el ejemplo más llamativo de este patrón: el efecto estimado de las sorpresas de política monetaria sobre las tasas de interés nominales de muy largo plazo es el opuesto del efecto de las sorpresas en la tasa *spot* a un año. En otras palabras, una sorpresa contractiva de política

¹⁶ Nuestros datos Strips parten en 1994, por lo que restringimos el análisis del cuadro 1 al período posterior a 1994. Gürkaynak, Sack y Swanson (2005) reportan resultados muy similares para el período 1990–2002 usando tasas *forward* tomadas de una curva de rendimiento estimada.

¹⁷ A pesar de tener cerca de mil observaciones diarias en cada una de estas regresiones, la mayoría de los elementos de los regresores individuales son cero, ya que las estadísticas macroeconómicas se publican generalmente una vez al mes (el PIB en forma trimestral y las demandas iniciales, semanal). En todas nuestras regresiones nos restringimos a los días en que se publicó alguna cifra macroeconómica o se hizo un anuncio de política monetaria, pero los resultados no son sensibles a esta restricción.

CUADRO 1

**Respuesta de la Tasa *Forward* de EE.UU.
a Noticias Macroeconómicas Internas, 1994–2005^a**

Variable explicativa	Tasa nominal a un año	Tasa nominal <i>forward</i> a diez años	Tasa nominal <i>forward</i> a diez años, de <i>Strips</i>
Utilización de capacidad	1.76*** (3.78)	1.24** (2.05)	0.80 (1.21)
Confianza del consumidor	1.36*** (3.13)	1.04* (1.85)	0.88 (1.43)
Inflación subyacente	1.92*** (3.29)	1.47* (1.94)	1.80** (2.16)
Índice de costo de empleo	1.66** (2.28)	1.87* (1.98)	1.24 (1.20)
PIB real (avance)	1.37* (1.95)	0.36 (0.40)	-0.08 (-0.08)
Inicio reclamos seguro de desempleo	-0.91*** (-4.16)	-0.59** (-2.07)	-0.62** (-2.00)
Encuesta industrial NAPM/ISM	2.40*** (5.58)	2.54*** (4.55)	2.79*** (4.56)
Venta de viviendas nuevas	0.77* (1.88)	0.85 (1.60)	1.01* (1.73)
Planillas no agrícolas	4.63*** (10.24)	2.51*** (4.28)	2.62*** (4.08)
Ventas minoristas (excl. autos)	2.15*** (3.75)	1.69** (2.26)	1.36* (1.66)
Tasa de desempleo	-1.63*** (-3.32)	0.38 (0.60)	-0.52 (-0.74)
Política monetaria	0.30*** (4.78)	-0.17** (-2.14)	-0.24*** (-2.71)
Nº observaciones	1,371	1,371	1,371
R ²	0.16	0.06	0.05
Test conjunto (valor <i>p</i>)	0.000***	0.000***	0.000***

Fuente: Elaboración de los autores.

a. La muestra abarca de enero 1994 a octubre 2005, con frecuencia diaria en las fechas de anuncios macroeconómicos y de política monetaria. Las regresiones incluyen una constante, una *dummy* Y2K que toma el valor 1 el primer día hábil del año 2000, y una *dummy* para fin de año que toma el valor de 1 el primer día hábil de cualquier año (no se reportan coeficientes). Los anuncios sorpresa de cifras macroeconómicas son normalizados por su desviación estándar, de manera que los coeficientes representan un punto base por una desviación estándar de respuesta. Las sorpresas de política monetaria están en puntos base, por tanto estos coeficientes representan un punto base por punto base de respuesta. El test conjunto (valor *p*) es para la hipótesis de que todos los coeficientes (salvo la constante y las variables *dummy*) son cero. Entre paréntesis, estadísticos *t*.

* Estadísticamente significativo al 10 por ciento. ** Estadísticamente significativo al 5 por ciento. *** Estadísticamente significativo al 1 por ciento.

monetaria produce una caída de las tasas nominales *forward* de muy largo plazo, resultado en línea con las conclusiones de Gürkaynak, Sack y Swanson (2005) para sus muestras de 1990–2002 y 1994–2002. También es coherente con que los mercados financieros esperen un traspaso desde la proyección inflacionaria de corto plazo a la inflación de largo plazo, como demostramos más adelante en la sección III.

La columna de la derecha del cuadro 1 reporta un chequeo a la robustez de los resultados arriba descritos, en los que computamos la respuesta de la tasa *forward* de un año con vencimiento en diez años usando *Strips*¹⁸ del Tesoro de EE.UU. en lugar de datos de la curva suavizada de rendimiento de la Reserva Federal. Los *Strips* son instrumentos cero cupón cuyo rendimiento entrega una medida directa, de mercado, de las tasas *forward*, que no es necesario ajustar ni suavizar (por otro lado, los *Strips* son menos líquidos que los pagarés y bonos del Tesoro por lo tanto tienen *spreads bid-ask* más amplios y mayores costos de transacción, con lo que el precio observado se convierte en una medida menos limpia del verdadero valor sombra de los instrumentos e introduce cierto ruido en nuestras estimaciones). Los resultados que aparecen en la columna de la derecha del cuadro 1 están muy en línea con los de la del medio: siete de los doce comunicados macroeconómicos considerados producen respuestas significativas de las tasas de interés *forward* a muy largo plazo, con magnitudes muy cercanas a las de nuestras estimaciones basadas en la curva de rendimiento, y la hipótesis conjunta de que todos los coeficientes son iguales a cero es también rechazada en niveles extremadamente altos de significancia estadística (un valor p del orden de 10^{-9}). Todas estas observaciones sugieren que nuestros resultados no son atribuibles a ningún artefacto de ajuste de la curva de rendimiento involucrado en el cómputo de tasas *forward* para los documentos del Tesoro cero cupón.

2. SENSIBILIDAD DE TASAS DE INTERÉS Y COMPENSACIÓN INFLACIONARIA A NOTICIAS ECONÓMICAS

El Tesoro de Estados Unidos tiene instrumentos indexados a la inflación desde 1997. La pregunta obvia que surge de nuestras estimaciones anteriores es, entonces, hasta qué punto se pueden atribuir las fuertes respuestas de las tasas de interés *forward* a

muy largo plazo a variaciones de las tasas de interés reales, a diferencia de variaciones de la compensación inflacionaria, esto es, la diferencia entre las tasas de interés nominales y reales. El cuadro 2 investiga esta interesante cuestión.

La mayor desventaja de los instrumentos indexados del Tesoro de EE.UU.—conocidos comúnmente como TIPS— es que se emitieron por primera vez en enero de 1997 y solo en frecuencia anual por los primeros años. Por lo tanto, es imposible calcular una tasa real *forward* a muy largo plazo hasta enero de 1998, lo que nos da una muestra que cubre apenas unos siete años y medio. Sin embargo, la alta frecuencia de los datos nos provee cerca de mil observaciones con las cuales realizar nuestro análisis.

Nuestros datos de tasas de interés reales *forward* implícitas en los TIPS provienen de la Reserva Federal.¹⁹ Definimos compensación inflacionaria *forward* como la diferencia entre la tasa nominal y la tasa real (ambas *forward*) para cada horizonte. Esta medida captura la compensación exigida por los inversionistas tanto por la inflación esperada al horizonte dado como por el riesgo o incertidumbre asociada con dicha inflación.²⁰

En las primeras dos columnas del cuadro 2, repetimos las regresiones de la tasa *spot* de un año y la tasa a un año diez años adelante sobre nuestras sorpresas macroeconómicas en la muestra de TIPS (1998–2005). Nuestros resultados con esta muestra son muy similares a los del cuadro 1, aunque se reduce la significancia

¹⁸ Los Strips (*Separate Trading of Registered Interest and Principal Securities*) se crean desacoplando el cupón individual y pagos de principal de los pagarés y bonos del Tesoro de EE.UU., quedando como instrumentos cero cupón. Ver Sack (2000) para detalles y para la posible utilidad de los Strips en la estimación de la curva de rendimiento del Tesoro. En este artículo computamos la tasa *forward* de un año con vencimiento en diez años usando un Strips de nueve años y el Strips de diez años y aplicando la ecuación (1).

¹⁹ La Reserva Federal entrega estimaciones reales para la curva de rendimiento desde enero 1999. Aquí ampliamos hacia atrás la serie de tasas *forward* de nueve a diez años hasta enero de 1998 tomando las tasas TIPS a nueve y diez años y computando la tasa *forward* implícita entre ambas usando la aproximación de Shiller, Campbell y Schoenholtz (1983).

²⁰ Las tasas reales *forward*, las tasas nominales y la compensación inflacionaria también pueden verse afectadas por otros factores, tales como premios por plazo y premios por liquidez. En la sección siguiente se revisa la robustez de todos nuestros resultados con respecto a estos tipos de premios por riesgo.

CUADRO 2

**Respuesta de la Tasa *Forward* de EE.UU.
a Noticias Macroeconómicas Internas, 1998–2005^a**

Variable explicativa	Tasa nominal a un año	Tasa nominal <i>forward</i> a diez años	Tasa real <i>forward</i> a diez años	Compensación inflacionaria <i>forward</i> a diez años
Utilización de capacidad	1.55*** (2.92)	0.91 (1.33)	0.51 (1.31)	0.40 (0.66)
Confianza del consumidor	1.34** (2.57)	0.50 (0.75)	0.18 (0.47)	0.32 (0.55)
Inflación subyacente	1.01 (1.58)	1.25 (1.53)	-0.37 (-0.80)	1.63** (2.28)
Índice de costo de empleo	1.14 (1.48)	1.13 (1.15)	-0.10 (-0.17)	1.23 (1.43)
PIB real (avance)	2.37*** (2.92)	1.91* (1.84)	0.02 (0.04)	1.89** (2.08)
Inicio reclamos seguro de desempleo	-1.06*** (-4.25)	-0.74** (-2.32)	-0.20 (-1.09)	-0.54* (-1.94)
Encuesta industrial NAPM/ISM	2.26*** (4.39)	2.96*** (4.49)	1.74*** (4.59)	1.22** (2.12)
Venta de viviendas nuevas	0.23 (0.51)	0.67 (1.15)	-0.32 (-0.94)	0.99* (1.93)
Planillas no agrícolas	4.45*** (8.02)	1.79** (2.52)	1.26*** (3.07)	0.54 (0.88)
Ventas minoristas (excl. autos)	1.60*** (2.55)	1.52* (1.88)	0.68 (1.46)	0.84 (1.18)
Tasa de desempleo	-1.20* (-1.95)	0.89 (1.13)	0.84* (1.85)	0.05 (0.07)
Política monetaria	0.36*** (4.35)	-0.01 (-0.13)	0.01 (0.18)	-0.02 (-0.26)
Nº observaciones	950	950	950	950
R ²	0.15	0.06	0.04	0.04
Test conjunto (valor <i>p</i>)	0.000***	0.000***	0.000***	0.010**

Fuente: Elaboración de los autores.

a. La muestra abarca de enero 1998 a octubre 2005, con frecuencia diaria en las fechas de anuncios macroeconómicos y de política monetaria. Las regresiones incluyen una constante, una *dummy*Y2K que toma el valor 1 el primer día hábil del año 2000, y una *dummy* para fin de año que toma el valor de 1 el primer día hábil de cualquier año (no se reportan coeficientes). Los anuncios sorpresa de cifras macroeconómicas son normalizados por su desviación estándar, de manera que los coeficientes representan un punto base por una desviación estándar de respuesta. Las sorpresas de política monetaria están en puntos base, por tanto estos coeficientes representan un punto base por punto base de respuesta. La compensación inflacionaria es la diferencia entre las tasas nominales y reales. El test conjunto (valor *p*) es para la hipótesis de que todos los coeficientes (salvo la constante y las variables *dummy*) son cero. Entre paréntesis, estadísticos *t*.

* Estadísticamente significativo al 10 por ciento. ** Estadísticamente significativo al 5 por ciento. *** Estadísticamente significativo al 1 por ciento.

estadística de nuestros coeficientes estimados para las dos regresiones. Por ejemplo, solo cinco de nuestros doce coeficientes para la tasa nominal diez años adelante resultan significativos en la muestra más corta, comparados con nueve de doce en el cuadro 1, aunque la hipótesis conjunta de que todos los coeficientes son cero en dicha regresión sigue siendo rechazada para niveles muy altos de significancia estadística.²¹ Los signos y magnitudes de los coeficientes de estas dos columnas también son muy similares a los que estimamos para el período más largo, de 1994 a 2005.

En las columnas tercera y cuarta del cuadro 2, descomponemos la respuesta de las tasas *forward* nominales entre la parte real y la compensación inflacionaria que la conforman. Encontramos alguna evidencia de que parte de la respuesta estimada de las tasas *forward* nominales se debe en realidad a los movimientos de las tasas de interés reales, en particular en los datos de la encuesta industrial NAPM/ISM y de planillas de trabajo no agrícola.²² En la mayoría de los casos, sin embargo, la respuesta de las tasas de interés nominales de largo plazo se debe —al menos en parte— a cambios en la compensación inflacionaria. Cinco de nuestros doce coeficientes estimados son estadísticamente significativos, y la hipótesis conjunta de que todos los coeficientes son cero se rechaza con un valor p cercano a 1 por ciento.

III. POSIBLES EXPLICACIONES PARA EL COMPORTAMIENTO DE LAS TASAS LARGAS DE EE.UU.

En estado estacionario, la tasa de interés nominal de corto plazo, i , es igual a la tasa de interés real de estado estacionario, r^* , más el nivel de inflación de estado estacionario, π^* , según la ecuación de Fisher:

$$i^* = r^* + \pi^* . \quad (5)$$

Como ya se mencionó, la teoría estándar de determinación de precios de activos indica que la tasa *forward* a un horizonte lo suficientemente largo —esto es, $f_t^{(N)}$ para un N grande, donde $f_t^{(N)}$ es la tasa *forward* con vencimiento a N años— es igual a la tasa de corto plazo esperada en estado estacionario más un premio por riesgo, ρ :

$$f_t^{(N)} = r^* + \pi^* + \rho . \quad (6)$$

El hecho de que $f_t^{(N)}$ responda a muchas publicaciones de cifras macroeconómicas y sorpresas de política monetaria indica que uno (o más) de los términos r^* , π^* , y ρ está cambiando en respuesta a dichas sorpresas.

1. Algunas No-Explicaciones para el Puzle de Exceso de Sensibilidad: r^* y ρ

En nuestra búsqueda de una solución al puzle de exceso de sensibilidad documentado más arriba consideramos, pero al final descartamos, dos causas posibles: un cambio en r^* (la tasa de interés real de equilibrio de largo plazo) y un cambio en ρ (el premio por riesgo). Aunque r^* es un componente de las tasas cortas de estado estacionario potencialmente variante en el tiempo, nuestros resultados para las tasas *forward* nominales probablemente no obedecen a una respuesta de r^* a alguna sorpresa. Tenemos dos razones para descartar la variación temporal de las tasas reales de estado estacionario como principal responsable. Una, que los TIPS entregan una medida de las tasas *forward* reales a muy largo plazo, y la sensibilidad de las tasas nominales estadounidenses a las noticias económicas casi siempre se puede atribuir a cambios en la compensación inflacionaria, antes que a variaciones de las tasas reales (cuadro 2). La otra, que muchas de las respuestas estimadas de la tasa de interés nominal son difíciles de interpretar en términos de variaciones de r^* . Por ejemplo, no es fácil explicar por qué una pequeña alza sorpresa de la inflación (sea del IPC o del IPP) habría de conducir al mercado a corregir al alza su estimación

²¹ La significancia de la respuesta negativa de las tasas *forward* nominales frente a sorpresas de política monetaria brilla por su ausencia en esta última muestra, quizá reflejando el que tales sorpresas por lo general se hacen más pequeñas y menos frecuentes en la parte final de nuestra muestra (Swanson, 2005). Otra explicación posible para el menor número de coeficientes significativos en la muestra posterior es que tasas largas de EE.UU. gradualmente se van anclando mejor en Estados Unidos. Lo dejamos planteado como un tema interesante de estudio futuro.

²² No tomamos partido en cuanto a la razón por la que las tasas reales a muy largo plazo podrían moverse en respuesta a las noticias económicas, pero una posible explicación es que los mercados perciben esta publicación de datos en particular como informativa respecto de la tasa de crecimiento de largo plazo de la productividad de la economía y, en consecuencia, sobre la tasa de interés real de equilibrio.

de r^* .²³ De modo similar, una contracción sorpresa de la política monetaria probablemente no hará que el mercado corrija a la baja su estimación de r^* . Presumiblemente, una contracción sorpresiva, en la medida en que entregue información sobre r^* , indica que el FOMC percibe que r^* es más alto que la estimación del mercado.

Esto no quiere decir necesariamente que los cambios de percepción del mercado respecto de r^* no son importantes. De hecho, un cambio en r^* puede haber tenido cierto efecto sobre las tasas largas de la muestra, en particular a fines de los años noventa, cuando el aumento estimado de productividad en el largo plazo de Estados Unidos estaba en constante evolución. Sin embargo, explicar nuestros resultados empíricos solo a partir de un cambio en r^* , es probablemente difícil, dadas las razones antes descritas.

También se podría argumentar que la explicación más probable de nuestro hallazgo de exceso de sensibilidad en las tasas de interés de largo plazo son cambios en el premio por riesgo, ρ . Mientras algunos autores encuentran muy poca evidencia de variación temporal de los premios por riesgo en los datos (por ejemplo, Bekaert, Hodrick y Marshall, 2001), varios estudios prominentes (como Fama y Bliss, 1987; Campbell y Shiller, 1991) documentan violaciones severas de la hipótesis de expectativas para una amplia variedad de muestras y papeles financieros, y sugieren que los premios por riesgo contenidos en el rendimiento de los bonos de largo plazo pueden efectivamente variar mucho en el tiempo. Un premio por riesgo variante en el tiempo a menudo se enarbola como explicación del puzle de volatilidad excesiva y como un probable causante de que la hipótesis de expectativas falle para plazos más largos.

Para nuestro análisis, sin embargo, en la medida en que la variación del premio por riesgo sea lo bastante pequeña en las altas frecuencias consideradas, la variación del rendimiento de los bonos a lo largo del día efectivamente permite eliminar el premio por riesgo en cada punto de la muestra, lo que nos permite interpretar que dicha variación responde principalmente a un cambio de expectativas. Si bien a priori no hay razón para que el premio por riesgo varíe solo en frecuencia baja, los predictores del exceso de retorno en los bonos destacado en los estudios arriba citados por lo general tienen

esta característica, esto es, que la variación de un día para otro es muy baja, mientras que las grandes variaciones en los premios estimados por ellos ocurren a frecuencia mucho menor, particularmente el ciclo económico (Cochrane y Piazzesi, 2005; Piazzesi y Swanson, 2004). Por lo tanto, la falla de la hipótesis de expectativas no basta por sí sola para poner en tela de juicio nuestro análisis.

En todo caso, el premio por riesgo no es muy bien comprendido, de modo que el que las estimaciones previas del riesgo variante en el tiempo hayan encontrado cierta capacidad de predicción solo en frecuencias bajas no implica que no podrían cambiar de manera apreciable de un día para otro. Para que las variaciones del premio por riesgo expliquen nuestros resultados, habría que explicar por qué se movería de manera sistemática en la forma que documentamos aquí, correlacionado positivamente con las noticias de producto e inflación y moviéndose en dirección contraria a las sorpresas de política monetaria.²⁴ Más aun, tendríamos que explicar por qué no encontramos movimientos similares en el premio por riesgo del Reino Unido o de Suecia, como se documenta en Gürkaynak, Levin y Swanson (2006) —si algo, se podría esperar que el premio por riesgo fuera más importante en estos mercados más pequeños y menos líquidos— o por qué cambiaría el premio por riesgo en el Reino Unido luego de que el Banco de Inglaterra obtuviera del Parlamento su autonomía en 1997 (Gürkaynak, Sack y Swanson, 2003; Gürkaynak, Levin y Swanson, 2006).

Dado que la teoría corriente pone poca estructura en el comportamiento del premio por plazo, se puede formular un modelo ad hoc del premio por plazo que calce con nuestros resultados empíricos.

²³ *Aun si tomamos las sorpresas de inflación como informativas sobre el aumento de la productividad a fines de los noventa, la historia habitual es que una inflación sorprendentemente baja era una indicación de alto crecimiento de la productividad, lo que se relacionaría, a su vez, con una tasa real de equilibrio más alta, r^* .*

²⁴ *Cochrane y Piazzesi (2005) y Piazzesi y Swanson (2004) encuentran que los premios por riesgo de los instrumentos del Tesoro y a futuro de la tasa de interés se mueven en sentido contrario al ciclo económico. Esta es exactamente la dirección opuesta a la que se necesitaría para explicar nuestra conclusión de que las tasas de interés forward de Estados Unidos y el Reino Unido anteriores a la independencia del BCCh tienen un comovimiento positivo con las sorpresas de producto y empleo.*

Sin embargo, el no haber observado una respuesta contundente de las tasas de interés reales a las noticias económicas en Estados Unidos sugiere que si los cambios en el premio por riesgo es responsable del exceso de sensibilidad de las tasas *forward* nominales, dicho riesgo parece estar más relacionado con la compensación inflacionaria que con las tasas reales. Esto está en línea con nuestra interpretación de que es la *distribución* percibida de la inflación futura (no necesariamente la media y nada más) la que está desanclada.

2. Una Explicación Posible para el Exceso de Sensibilidad: Cambios en π^*

Aunque no queremos restarle importancia a los cambios de percepción del mercado respecto de r^* o a los cambios en el premio por riesgo que no tienen que ver con la inflación, ambos los encontramos insuficientes para explicar por sí solos todos nuestros resultados empíricos. Ahora mostramos que un cambio de la percepción del mercado respecto de π^* , el objetivo inflacionario de largo plazo del banco central, ayuda a explicar todos nuestros resultados. De modo que el cambio en π^* no solo es necesario para explicar al menos parte de nuestros resultados, es también suficiente.²⁵

Modelo con π^ variante temporal e información perfecta*

Demostremos la suficiencia del cambio en π^* aumentando el modelo de referencia de la sección I a fin de incluir una ecuación adicional que permite que el objetivo inflacionario del banco central varíe a través del tiempo, sin pronunciarnos por qué sucede. En esta especificación alternativa, la inflación pasada afecta el objetivo. Nuestro supuesto para la forma funcional de π^* variante en el tiempo es

$$\pi_t^* = \pi_{t-1}^* + \theta(\bar{\pi}_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + \varepsilon_t^{\pi^*}, \quad (7)$$

donde $\bar{\pi}_{t-1}$ es el promedio móvil de la inflación para los cuatro trimestres previos. Así, una inflación persistentemente baja (alta) tenderá a reducir (incrementar) en el tiempo el objetivo inflacionario de largo plazo del banco central.²⁶ Los cambios exógenos del objetivo inflacionario del banco central, π^* , son capturados por el *shock* $\varepsilon_t^{\pi^*}$.

Entonces, nuestro modelo de referencia con π^* variante en el tiempo toma la forma:

$$\pi_t = \mu_\pi E_t \pi_{t+1} + (1 - \mu_\pi) A_\pi(L) \pi_t + \gamma y_t + \varepsilon_t^\pi, \quad (8)$$

$$y_t = \mu_y E_t y_{t+1} + (1 - \mu_y) A_y(L) y_t - \beta(i_t - E_t \pi_{t+1}) + \varepsilon_t^y, \quad (9)$$

$$i_t = (1 - c) [\bar{\pi}_t + a(\bar{\pi}_t - \pi_t^*) + b y_t] + c i_{t-1} + \varepsilon_t^i, \quad (10)$$

$$\pi_t^* = \pi_{t-1}^* + \theta(\bar{\pi}_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + \varepsilon_t^{\pi^*}, \quad (11)$$

donde ahora la ecuación (10) reconoce explícitamente la existencia de un objetivo inflacionario que varía en el tiempo. Usamos los mismos valores para los parámetros del modelo que en la especificación de Rudebusch en la sección I, y seleccionamos un valor para θ que permita a nuestras funciones de impulso respuesta cuadrar aproximadamente con la respuesta estimada de las tasas *forward* de largo plazo en nuestros datos. Resulta que necesitamos valores relativamente pequeños para θ (la carga del objetivo inflacionario del banco central sobre la inflación del año pasado) para reproducir la evidencia sobre la estructura de plazos. Luego fijamos $\theta = 0.02$ para las simulaciones de más abajo, lo que sugiere que la inflación un punto porcentual más alta que el objetivo lleva al banco central a subir la meta en dos puntos base. Esto puede parecer infinitesimal, pero la persistencia de la inflación —en particular el promedio móvil de los cuatro trimestres previos en la ecuación (11)— produce efectos acumulativos en π^* que no son nada infinitesimales, como mostramos ahora.

El gráfico 2 describe los impulsos respuesta de la inflación, la brecha de producto, la tasa de interés de corto plazo y π^* frente a un *shock* de 1% a cada ecuación de la (8) a la (11).²⁷ Los rasgos cualitativos de

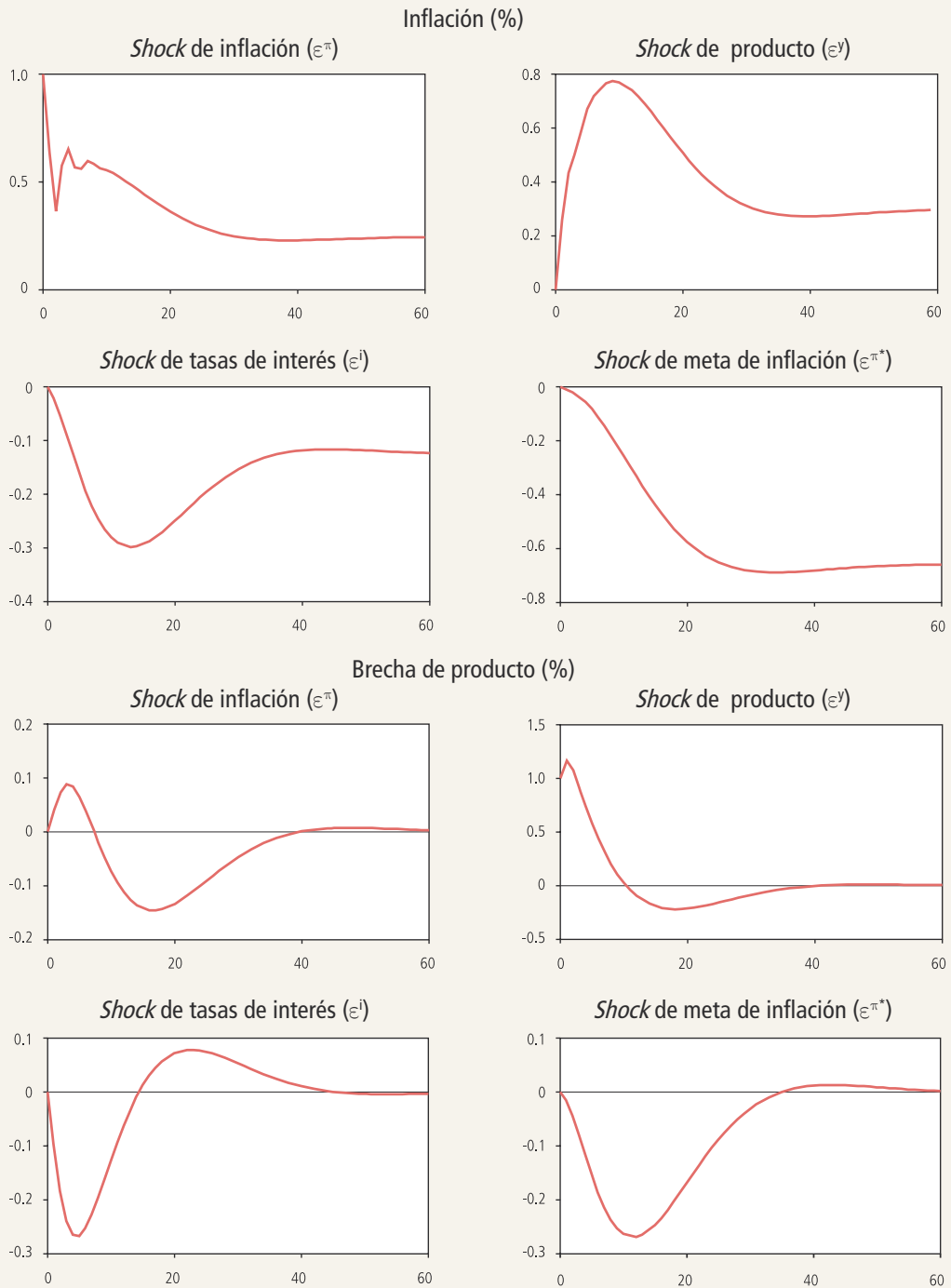
²⁵ Aunque el modelo presentado más adelante se basa en las variaciones en el tiempo de la media percibida de la distribución de la inflación de estado estacionario, los resultados pasarían si otros momentos de dicha distribución también fueran variantes en el tiempo, y se reflejarían en el premio por plazo de la inflación.

²⁶ Esto tiene algunas similitudes con la idea de desinflación oportunista descrita en Orphanides y Wilcox (2002).

²⁷ El modelo no tiene indexación a la inflación de estado estacionario, de modo que π^* no entra directamente en las ecuaciones del sector privado. Más bien entra de modo indirecto a través de las predicciones de π_{t+1} y y_{t+1} , por parte del sector privado, que dependen de la trayectoria actual y esperada para la tasa de interés futura (que depende de π^*).

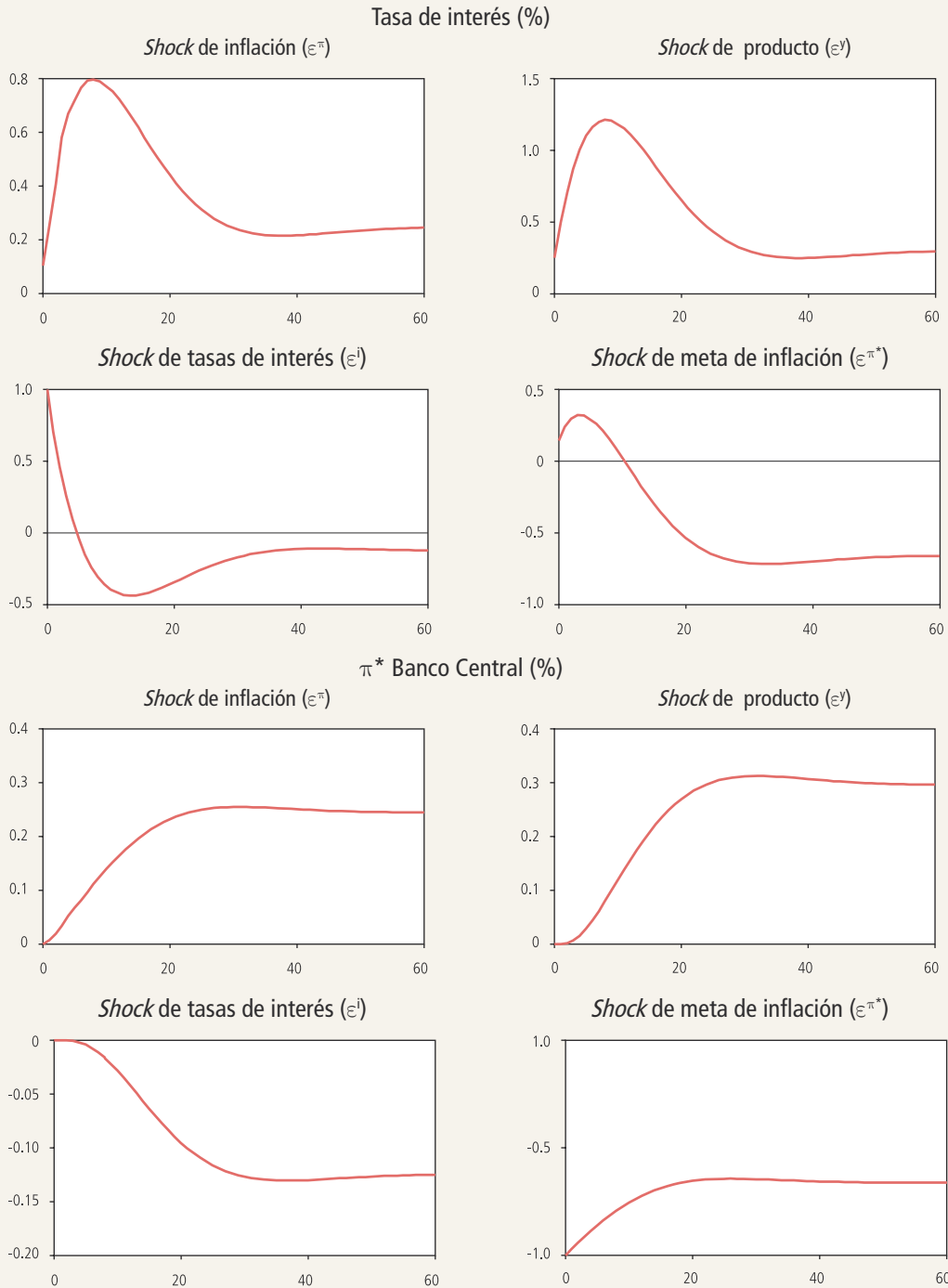
GRÁFICO 2

Impulso Respuestas con π^* Variante Temporal e Información Perfecta



continuación GRÁFICO 2

Impulso Respuestas con π^* Variable e Información Perfecta



Fuente: Elaboración de los autores.

nuestros resultados empíricos se reproducen bastante bien. Por ejemplo, después de un *shock* de inflación de 1% (primera columna), la tasa de interés nominal de corto plazo sube gradualmente, alcanzando un máximo dentro de unos pocos años, para luego regresar al nivel de estado estacionario que es del orden de 35 puntos base mayor que el estado estacionario original. Esto se debe a que los mayores niveles inflacionarios de la transición hacen subir el objetivo de largo plazo del banco central, π^* . Una respuesta similar de las tasas cortas nominales y de la inflación se puede ver frente a un *shock* de 1% en el producto (segunda columna). Ante un *shock* a los fondos federales (tercera columna), como la inflación cae en respuesta a la contracción monetaria en la economía, el objetivo de largo plazo del banco central, π^* , cae gradualmente también. En el largo plazo, la tasa de interés nominal de corto plazo y la inflación se establecen por debajo de su nivel inicial, produciendo exactamente el tipo de relación inversa entre las tasas *forward* a muy largo plazo y las tasas cortas que encontramos en los datos.

Modelo con π^ variable e información imperfecta*

El modelo anterior también se puede ampliar para incluir el caso en el que el sector privado no observa directamente el objetivo inflacionario del banco central, π^* , de modo que lo tiene que inferir de sus acciones (Kozicki y Tinsley, 2001; Ellingsen y Soderstrom, 2001; Erceg y Levin, 2003). Las ventajas de un modelo con información imperfecta son tres. Primero, enfatiza que la estructura de plazos se comporta siguiendo las expectativas del sector privado sobre resultados futuros, que en el caso de información imperfecta puede diferir del verdadero impulso respuesta a un *shock* en particular (no observado u observado en forma imperfecta). Segundo, un modelo con información imperfecta provee una descripción más realista del comportamiento de la tasa de interés de largo plazo en Estados Unidos, ya que el objetivo inflacionario de largo plazo de la Fed π^* , es desconocido para los mercados financieros. Tercero, la presencia de información imperfecta acrecienta la importancia y los efectos del *shock* de política monetaria en el modelo, lo que permite calibrar mejor nuestros resultados empíricos en comparación con el modelo con información perfecta.

Para tener en cuenta el caso de información imperfecta, se deben aumentar las ecuaciones (8) a (11) e incluir una ecuación del filtro de Kalman para el sector privado:

$$\pi_t^* = \pi_{t-1}^* + \theta \left(\bar{\pi}_{t-1} - \pi_{t-1}^* \right) - \kappa \left(i_t - i_t^e \right). \quad (12)$$

Para simplificar y por facilidad, suponemos que la forma de las ecuaciones (8) a (11), los valores de todos los parámetros, y los *shocks* ε^{π^*} y ε^y son perfectamente observables por el sector privado. Solo π^* , ε^{π^*} y ε^i no son observables. Los agentes privados actualizan su estimación del objetivo inflacionario del banco central, representado por $\hat{\pi}_t^*$, usando la ecuación (12).²⁸ En particular, los agentes observan la desviación de la tasa de interés de su expectativa, $i_t - \hat{i}_t$, donde \hat{i}_t se obtiene sustituyendo $\pi_{t-1}^* = \hat{\pi}_{t-1}^*$ y $\varepsilon_t^i = 0$ en la ecuación (10), y actualizan π_t^* en un monto determinado por el parámetro de ganancia de Kalman, κ . Nuevamente escogemos (no estimamos) un valor para κ de 0.1, que tiene el propósito de ser ilustrativo y calza con los datos.²⁹

El gráfico 3 presenta las impulso-respuestas esperadas a la inflación, la brecha de producto, la tasa de interés de corto plazo, y el objetivo inflacionario del banco central, luego de un *shock* a las ecuaciones (8) a (11). Dado que esta versión del modelo contempla información imperfecta, las impulso respuestas esperadas por el sector privado al impacto pueden diferir de las verdaderas impulso respuestas de un *shock*. En particular, inicialmente el sector privado es incapaz de distinguir entre el *shock* temporal, ε^i , y el *shock* permanente de preferencia del banco central, ε^{π^*} . Por lo tanto, las impulso respuestas esperadas a ambos *shocks* son idénticas (hasta un factor de escala), aunque las verdaderas impulso respuestas a estos dos *shocks* se comportan de manera bastante distinta a través del tiempo.³⁰

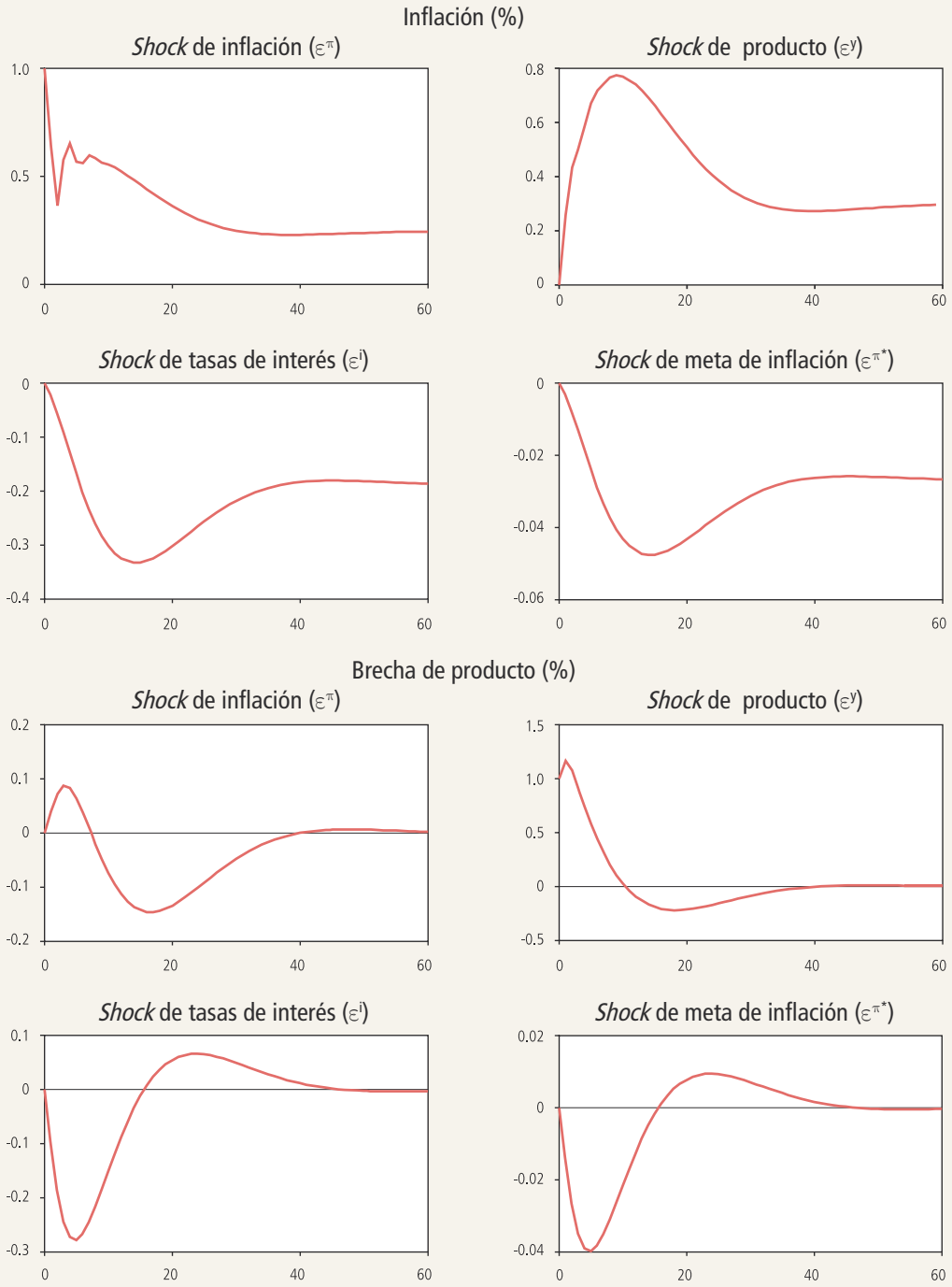
²⁸ Este procedimiento es óptimo bajo los supuestos de distribución normal de los shocks y una conjetura de distribución normal para el objetivo inflacionario. Para shocks con otras distribuciones, el procedimiento óptimo de inferencia lineal es el filtro de Kalman.

²⁹ Alternativamente, se podría derivar el valor óptimo de κ a partir de la varianza de los shocks ε^{π^*} y ε^i , pero este valor tendría que inferirse en forma indirecta de todos modos, ya que ε^{π^*} es inobservable. El valor de 0.1 que usamos para κ corresponde a un ratio de $\sigma^i / \sigma^{\pi^*} = 3$.

³⁰ Para el detalle del cálculo de los impulsos respuesta esperados y efectivos con información imperfecta, ver Apéndice 2.

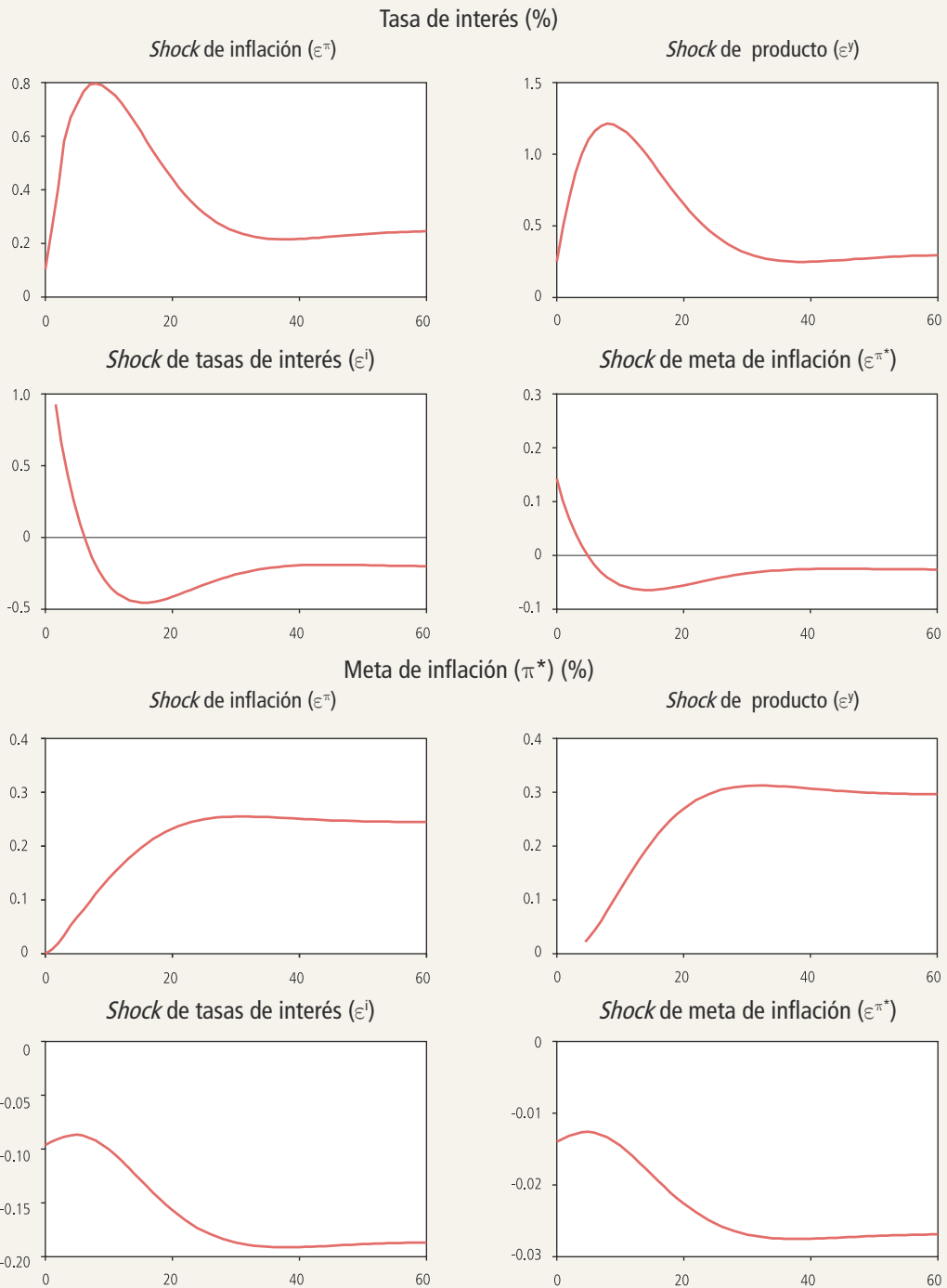
GRÁFICO 3

Impulso Respuestas Esperadas con π^* Variable e Información Imperfecta



continuación GRÁFICO 3

Impulso Respuestas Esperadas con π^* Variable e Información Imperfecta



Fuente: Elaboración de los autores.

Nuevamente, las impulso respuestas esperadas reproducen bastante bien los rasgos cualitativos de nuestros resultados empíricos (gráfico 3). Las respuestas a un *shock* de inflación (primera columna) o de producto (segunda columna) son idénticas al caso de información perfecta (gráfico 2), porque hemos supuesto que el sector privado tiene información perfecta respecto de estas dos variables. Para el caso del *shock* de la tasa de los fondos federales (tercera columna), sin embargo, aparecen dos efectos. Primero, cuando el sector privado percibe la contracción sorpresiva de las tasas de interés de corto plazo no puede distinguir si el *shock* es enteramente transitorio (ε^i) o refleja un cambio más permanente de π^* , entonces, responde al *shock* corrigiendo parcialmente hacia abajo su estimación del π^* del banco central. La inflación cae en la economía como reacción tanto a la contracción monetaria como a la baja en las expectativas inflacionarias, por lo que sus efectos son mayores que en el caso de información perfecta. Y segundo, el objetivo de largo plazo del banco central, π^* , baja con el correr del tiempo a medida que la inflación cae por debajo de la meta, como sucedía cuando había información perfecta. La consecuencia del canal adicional que surge de la información imperfecta es un aumento del tamaño relativo y de la importancia de los efectos del *shock* de tasa de interés sobre la estructura de plazos, permitiendo una calibración mejor de nuestros resultados empíricos y entregando un modelo más realista para las tasas de interés de largo plazo de Estados Unidos.

Obsérvese que la información imperfecta respecto de la meta del banco central, π^* , juega un papel únicamente en las columnas tercera y cuarta del gráfico. Un modelo basado solo en información imperfecta o en credibilidad imperfecta, como los de Kozicki y Tinsley (2001) o Erceg y Levin (2003), es incapaz de reproducir el exceso de sensibilidad que encontramos en las tasas de interés de EE.UU. frente a sorpresas de producto e inflación, si se observan los *shocks* ε^i y ε^y .

Como referencia, las impulso respuestas efectivas del modelo (ecuaciones 7 a 12) se ilustran en el gráfico 4. El gráfico describe cómo se manifiestan a través del tiempo los distintos efectos de los *shocks* a i y a π^* . La quinta fila muestra la evolución de la estimación del sector privado, $\hat{\pi}^*$, en respuesta a cada *shock*. Los *shocks* a inflación o producto, para los que no hay información imperfecta, provocan respuestas de

$\hat{\pi}^*$ idénticas a las de π^* , mientras que para los casos de *shocks* sobre i y a π^* , observados de manera imperfecta, evolucionan en forma distinta.

Finalmente, nuestra hipótesis de que las expectativas del sector privado respecto del objetivo inflacionario de largo plazo del banco central, π^* , han variado en el tiempo, también es coherente con las medidas de estas expectativas que se deducen de las encuestas. Por ejemplo, la mediana de la proyección de inflación a diez años para el IPC de la encuesta a analistas profesionales que levanta la Reserva Federal de Filadelfia (*Survey of Professional Forecasters*) cayó de 4% el cuarto trimestre de 1991 (la primera vez que se consultó sobre la proyección de largo plazo) a poco menos de 2.5% a fines del 2002. Esta caída de alrededor de 1.5 puntos porcentuales se compara con la caída de 2.5 puntos porcentuales en las tasas de interés nominales *forward* a diez años en el mismo período.

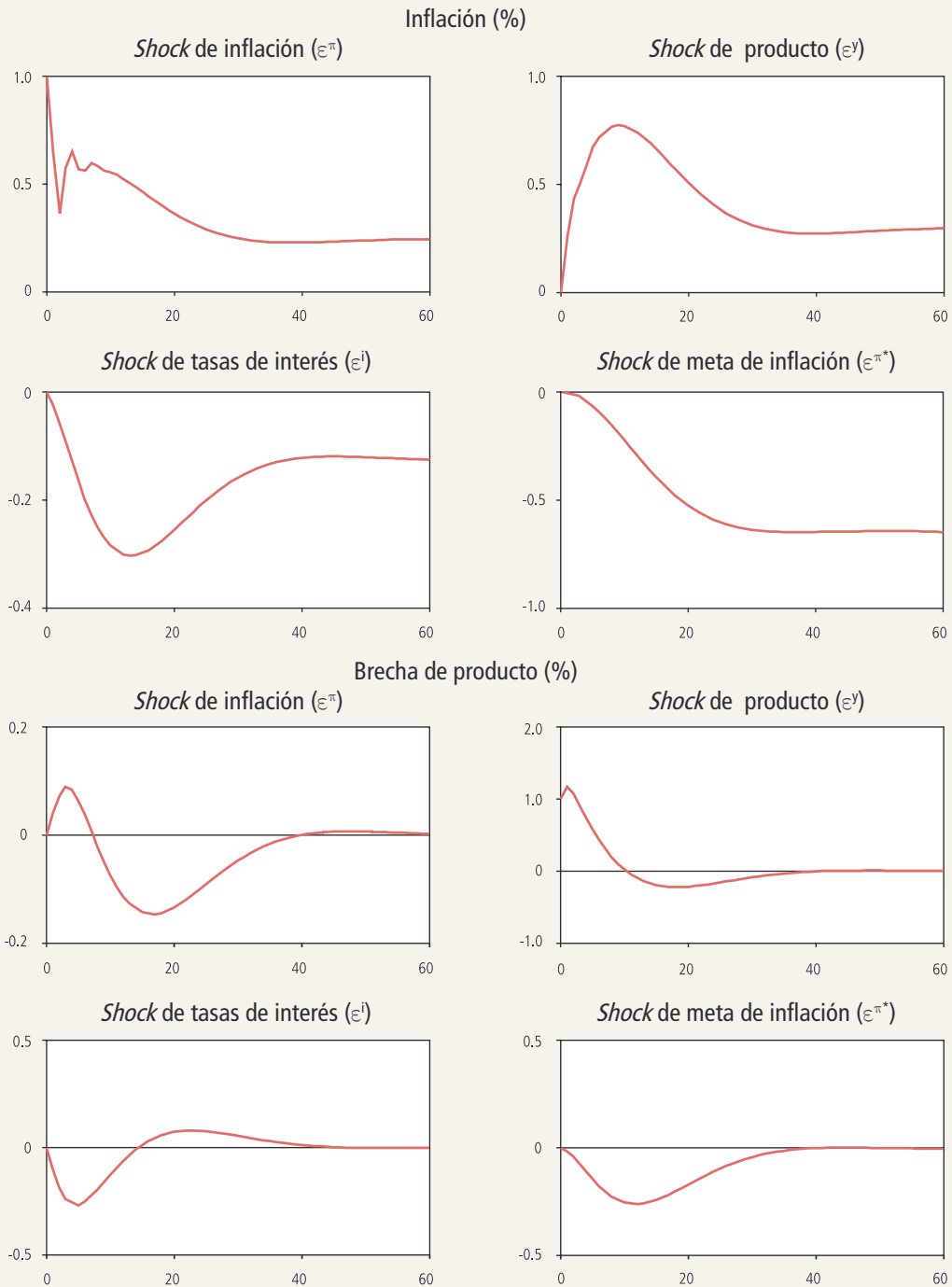
IV. SENSIBILIDAD DE LAS TASAS DE INTERÉS DE LARGO PLAZO EN CANADÁ Y CHILE

Hemos demostrado que las tasas largas de EE.UU. tienen una respuesta excesiva a las noticias económicas, lo que claramente obedece a cambios en la percepción del mercado financiero respecto de que el objetivo inflacionario de largo plazo de Estados Unidos no está bien anclado. Ahora exploramos si las tasas de interés de largo plazo son más estables en países que siguen metas de inflación explícitas. Gürkaynak, Levin y Swanson (2006) estudian los casos de Suecia y el Reino Unido y encuentran que las tasas de interés *forward* a muy largo plazo están mucho mejor ancladas que en Estados Unidos. En este documento, ampliamos la comparación a Canadá y Chile, que han seguido una política de metas de inflación la mayor parte de los años noventa y hasta hoy.³¹ A pesar de la corta extensión de los períodos

³¹ Canadá y Chile adoptaron esquemas de metas de inflación que al comienzo no tenían la meta firmemente anclada, pero la bajaron gradualmente durante un período de transición. Canadá adoptó el esquema en 1991, pero la meta no se estabilizó en su actual nivel de 1–3% sino hasta comienzos de 1995. Chile adoptó el sistema de meta inflacionaria en 1991, pero la estabilizó en el rango actual de 2–4% a principios del 2001. Para nuestros propósitos, estas fechas son las que importan. Para concluir, la adopción de un rango en lugar de un punto hace muy poca diferencia en teoría, porque la política monetaria óptima siempre apunta al centro del rango (Orphanides y Wieland, 2000).

GRÁFICO 4

Impulso Respuestas Efectivas con π^* Variable e Información Imperfecta

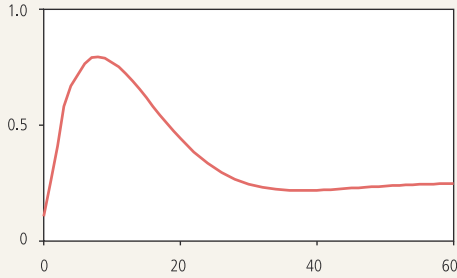


continuación GRÁFICO 4

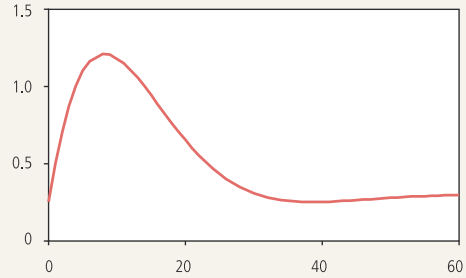
Impulso Respuestas Efectivas con π^* Variable e Información Imperfecta

Tasa de Interés (%)

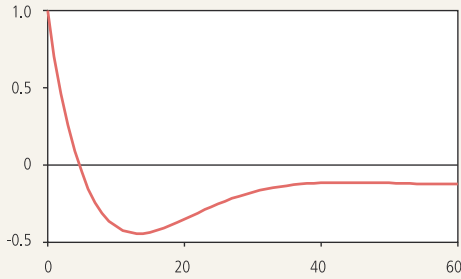
Shock de inflación (ε^π)



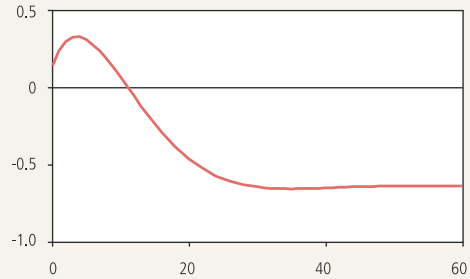
Shock de producto (ε^y)



Shock de tasas de interés (ε^i)

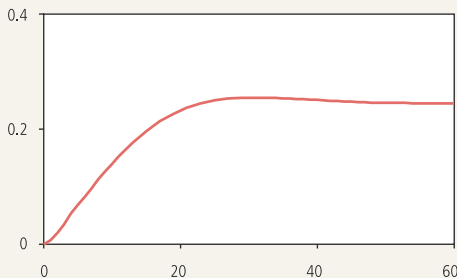


Shock de meta de inflación (ε^{π^})*

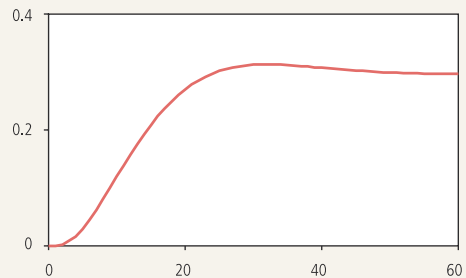


Meta de inflación (π^*) (%)

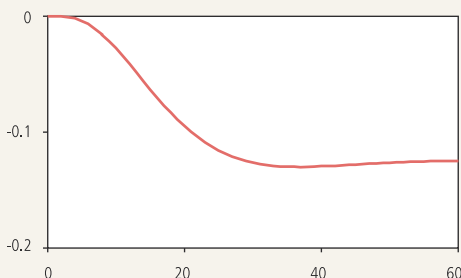
Shock de inflación (ε^π)



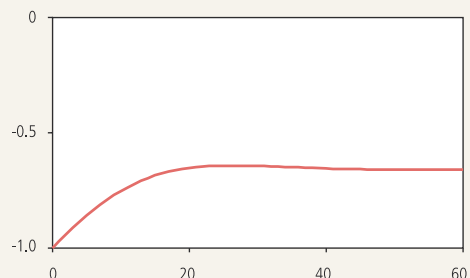
Shock de producto (ε^y)



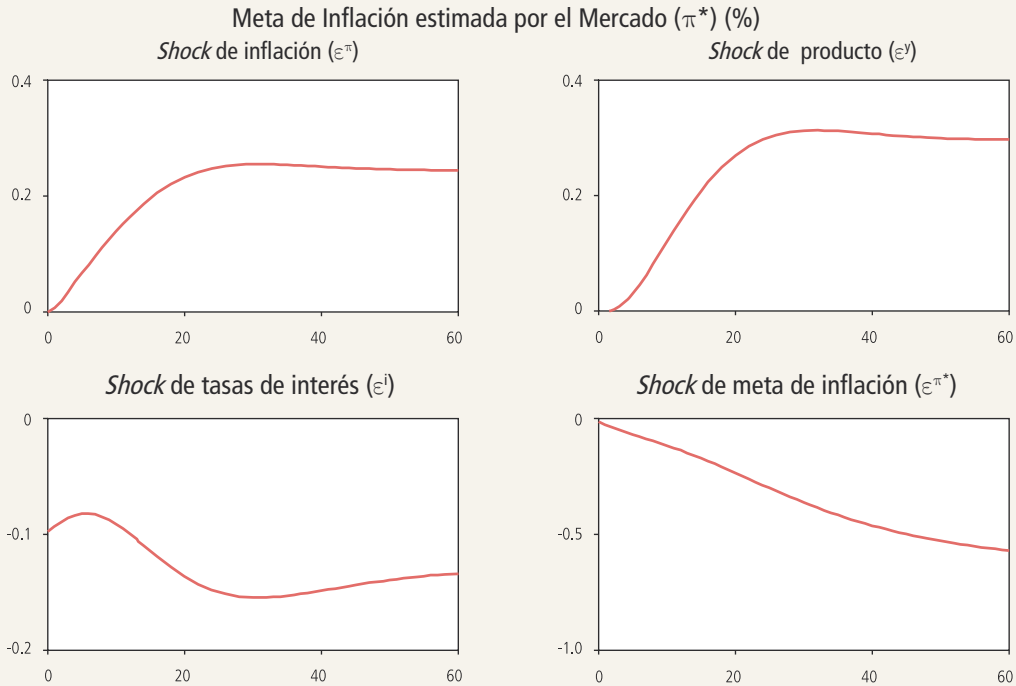
Shock de tasas de interés (ε^i)



Shock de meta de inflación (ε^{π^})*



continuación GRÁFICO 4

Impulso Respuestas Efectivas con π^* Variable e Información Imperfecta

Fuente: Elaboración de los autores.

muestrales, nuestra metodología de alta frecuencia nos ofrece para nuestro análisis varios cientos y hasta mil observaciones para cada uno de estos países.

1. Canadá

Los datos para Canadá de las nuevas cifras macroeconómicas y las expectativas del mercado financiero respecto de dichas cifras se obtuvieron de dos fuentes: *Money Market Services* y *Bloomberg*.³² Cuando ambos conjuntos de datos se traslapan, son muy similares. Entre las dos fuentes, conseguimos datos sobre comercio mayorista, empleo, el índice de precios al consumidor, el índice de precios al consumidor subyacente, PIB real, tasa de desempleo, utilización de capacidad y ventas minoristas. La mayoría de estas series se remontan hasta 1996, y algunas incluso más atrás.³³ Para medir el componente sorpresa de los anuncios de política monetaria

canadiense, obtuvimos las fechas de cuando el Banco de Canadá cambió la tasa interbancaria desde 1995 de su sitio de internet, y medimos el componente sorpresa de estos cambios como la variación del bono del Tesoro de Canadá a tres meses en las fechas de dichos cambios de la tasa de política monetaria.

El rendimiento de los bonos nominales provino del sitio de internet del Banco de Canadá, y el de los bonos reales, de *Bloomberg*. El Banco de Canadá proporciona estimaciones para la curva de rendimiento

³² Tuvimos libre acceso a los datos de Bloomberg gracias a una suscripción al Sistema de la Reserva Federal y al Banco de la Reserva Federal de San Francisco. Sin embargo, *Money Market Services* (nuestra fuente de datos para Estados Unidos) tenía información para varias series canadienses no cubiertas por Bloomberg y que nos parecieron importantes, de modo que se las compramos (ver apéndice).

³³ Para el detalle de los datos, ver apéndice.

nominal cero-cupón desde la década de 1980. La disponibilidad de información sobre bonos indexados canadienses es más limitada: Canadá emitió su primer bono reajutable en 1991 y el segundo en 1996, por lo que no se puede computar una tasa *forward* real hasta 1996. Más aun, Canadá tiene bonos indexados solo a treinta años plazo. Por lo tanto, estos instrumentos tienen una duración extrema y apuntan principalmente a fondos de pensiones, compañías de seguros e inversionistas individuales, lo que se traduce en un mercado secundario poco líquido, altos costos de transacción, y ruido en las tasas de interés reales observadas, en especial en los primeros años de la muestra.³⁴ De ahí que, para reducir el ruido de los datos y facilitar la comparación con Estados Unidos decidimos comenzar nuestro análisis de Canadá en enero de 1998.³⁵

Los resultados se presentan en los cuadros 3 y 4. El cuadro 3 investiga la sensibilidad de las tasas de interés *forward* canadienses a muy largo plazo y la compensación inflacionaria a las noticias económicas locales. Al igual que en los cuadros anteriores para Estados Unidos, la primera columna reporta la respuesta de la tasa nominal *spot* canadiense a un año a la difusión de noticias locales. Las tasas cortas responden en forma significativa a varios de los estadísticos que consideramos, y su signo y magnitud es coherente con nuestras estimaciones anteriores para Estados Unidos. En fuerte contraste con este, sin embargo, las tasas nominales *forward* a muy largo plazo de Canadá (segunda columna) no responden significativamente a casi ninguno de estos comunicados de noticias: únicamente el coeficiente de las sorpresas de política monetaria es significativo al nivel de 10%, y dicho resultado es determinado por apenas una o dos observaciones al comienzo de la muestra. Encontramos resultados muy similares al mirar la compensación inflacionaria a un horizonte largo (cuarta columna). Aquí, una vez más, solo un coeficiente es estadísticamente significativo a nivel marginal (el del IPC subyacente), e incluso ese coeficiente parece estar determinado por una no explicada relación negativa entre las tasas de interés reales y noticias de IPC subyacente a horizontes largos. La hipótesis conjunta de que todos los coeficientes de la regresión son iguales a cero en estas dos regresiones no es rechazada en ningún nivel estándar de significancia.

En el cuadro 4, exploramos si las tasas de interés *forward* a muy largo plazo y la compensación inflacionaria canadienses responden a la difusión de cifras económicas y anuncios de política monetaria en Estados Unidos. Dado que Canadá es una economía abierta relativamente pequeña, es razonable pensar que las tasas de interés de corto plazo e incluso de largo plazo reales pueden estar muy influidas por los eventos del resto del mundo, especialmente de su vecino. Aun así esperaríamos que los valores de las variables puramente nominales, tales como la inflación y las expectativas inflacionarias, estuvieran determinadas en primer lugar por la política monetaria interna, y con mayor razón en los horizontes largos que estudiamos aquí. Por tanto, si bien cabría esperar que las tasas de corto plazo y tal vez las tasas largas reales de Canadá respondieran a las noticias económicas de EE.UU., aun así esperaríamos que la compensación inflacionaria a un horizonte largo y tal vez las tasas nominales permanecieran en gran medida invariantes, si los mercados financieros percibieran la distribución de las expectativas inflacionarias a largo plazo de Canadá como bien anclada.

Las regresiones del cuadro 4 incluyen los anuncios de cifras macroeconómicas y de política monetaria tanto

³⁴ Para computar tasas *forward* reales a muy largo plazo para Canadá, usamos todos los datos disponibles sobre rendimiento de bonos cupón con vencimiento en 2021, 2026, 2031 y 2036 en cualquier fecha específica y para las tasas *forward* entre pares de valores a muy largo plazo, usamos la aproximación de Shiller, Campbell y Schoenholtz (1983). Para nuestras regresiones, tomamos la variación diaria de estas tasas *forward*. Utilizamos un horizonte más largo (20 a 30 años) como proxy de la tasa *forward* nueve años adelante de Canadá, simplemente porque no tenemos datos de bonos indexados nueve años adelante. Si bien podríamos usar un horizonte a 20 ó 30 años para las tasas *forward* nominales canadienses, juzgamos que la menor liquidez y los mayores costos de transacción de estos instrumentos de horizonte más largo más que contrarrestarían las ventajas de contar con un calce preciso de plazos.

³⁵ En 1996 y 1997, hay en Canadá 7 cambios de 100 puntos base o más en un solo día en la tasa *forward* real, y 17 cambios de 50 puntos base o más. Pensamos que estas observaciones se deben a un volumen bajo de transacciones y poca liquidez para estos instrumentos, antes que a un cambio de percepción sobre los fundamentos económicos. Después de enero 1998, no se ven cambios de 50+ puntos base. Aunque el ruido y la baja liquidez pueden seguir siendo relevantes en los datos de bonos indexados después de esa fecha, encontramos que los problemas relativos a observaciones extremas en las regresiones se eliminaron esencialmente restringiendo la atención al periodo post 1997. Más aun, este periodo calza con nuestra muestra para Estados Unidos, y hace más comparables nuestros resultados para EE.UU. y Canadá.

para Canadá como para Estados Unidos, aunque no se reportan los coeficientes de los anuncios canadienses por razones de espacio (son muy similares a los del cuadro 3). La primera columna del cuadro 4 muestra que las tasas de interés de corto plazo de Canadá sí son afectadas significativamente por los anuncios de política monetaria y por muchas publicaciones de

cifras macroeconómicas en Estados Unidos. Aun así, las tasas *forward* nominales a muy largo plazo (segunda columna) no tienen una respuesta sustantiva a estos comunicados de noticias económicas de EE.UU. Tres coeficientes exhiben solo un grado marginal de significancia estadística. La hipótesis conjunta de que todos los coeficientes son cero en

CUADRO 3

**Respuesta de la Tasa *Forward* de Canadá
a Noticias Macroeconómicas Internas, 1998–2005^a**

Variable explicativa	Tasa nominal a un año	Tasa nominal <i>forward</i> a diez años	Tasa real <i>forward</i> a diez años	Compensación inflacionaria <i>forward</i> a diez años
Utilización de capacidad	0.19 (0.16)	0.61 (0.39)	0.59 (0.85)	0.02 (0.01)
CPI	1.49* (1.68)	-0.27 (-0.24)	-0.79 (-1.61)	0.53 (0.47)
Inflación subyacente	1.22 (1.58)	-0.23 (-0.23)	-1.07** (-2.49)	0.84 (0.86)
Empleo	3.07*** (4.48)	0.65 (0.75)	0.34 (0.90)	0.31 (0.35)
PIB real	-1.01 (-0.58)	-2.35 (-1.08)	0.25 (0.26)	-2.60 (-1.19)
Ventas minoristas	1.48** (2.28)	-0.29 (-0.36)	0.00 (0.01)	-0.30 (-0.36)
Tasa de desempleo	0.31 (0.50)	-0.29 (-0.37)	0.11 (0.32)	-0.40 (-0.51)
Comercio mayorista	0.09 (0.13)	-0.55 (-0.59)	-0.28 (-0.69)	-0.27 (-0.29)
Política monetaria	0.81*** (5.77)	-0.28 (-1.57)	-0.06 (-0.761)	-0.22 (-1.25)
Nº observaciones	327	327	327	327
R ²	0.19	0.02	0.10	0.03
Test conjunto (valor <i>p</i>)	0.000***	0.806	0.006***	0.732

Fuente: Elaboración de los autores.

a. La muestra abarca de enero 1998 a octubre 2005, con frecuencia diaria en las fechas de anuncios macroeconómicos y de política monetaria. Las regresiones incluyen una constante, una *dummy* Y2K que toma el valor 1 el primer día hábil del año 2000, y una *dummy* para fin de año que toma el valor de 1 el primer día hábil de cualquier año (no se reportan coeficientes). Los anuncios sorpresa de cifras macroeconómicas son normalizados por su desviación estándar, de manera que los coeficientes representan un punto base por una desviación estándar de respuesta. Las sorpresas de política monetaria están en puntos base, por tanto estos coeficientes representan un punto base por punto base de respuesta. La compensación inflacionaria es la diferencia entre las tasas nominales y reales. El test conjunto (valor *p*) es para la hipótesis de que todos los coeficientes (salvo la constante y las variables *dummy*) son cero. Entre paréntesis, estadísticos *t*.

* Estadísticamente significativo al 10 por ciento. ** Estadísticamente significativo al 5 por ciento. *** Estadísticamente significativo al 1 por ciento.

CUADRO 4

**Respuesta de la Tasa *Forward* de Canadá
a Noticias Macroeconómicas de EE.UU., 1998–2005^a**

Variable explicativa	Tasa nominal a un año	Tasa nominal <i>forward</i> a diez años	Tasa real <i>forward</i> a diez años	Compensación inflacionaria <i>forward</i> a diez años
Utilización de capacidad en EE.UU.	1.42** (2.13)	0.72 (0.81)	0.12 (0.26)	0.60 (0.63)
Confianza del consumidor en EE.UU.	1.35* (1.91)	-0.00 (-0.00)	0.62 (1.32)	-0.62 (-0.61)
Inflación subyacente en EE.UU.	0.96 (1.22)	2.07** (1.98)	-0.30 (-0.59)	2.37** (2.10)
Índice de costo de empleo en EE.UU.	1.11 (1.13)	2.09 (1.60)	0.62 (0.96)	1.47 (1.04)
PIB real (avance) en EE.UU.	2.40** (2.49)	0.40 (0.32)	-0.06 (-0.09)	0.46 (0.34)
Inicio reclamos seguro de desempleo en EE.UU.	-0.99*** (-2.85)	-0.72 (-1.56)	-0.27 (-1.20)	-0.45 (-0.89)
Encuesta industrial NAPM/ISM en EE.UU.	1.72** (2.18)	1.88* (1.79)	1.18** (2.27)	0.69 (0.61)
Venta de viviendas nuevas en EE.UU.	-0.66 (-1.22)	0.60 (0.85)	-0.52 (-1.47)	1.12 (1.46)
Planillas no agrícolas en EE.UU.	4.32*** (6.63)	1.66* (1.92)	1.78*** (4.16)	-0.13 (-0.14)
Ventas minoristas (excl. autos) en EE.UU.	1.12 (1.39)	0.47 (0.44)	0.18 (0.35)	0.29 (0.25)
Tasa de desempleo en EE.UU.	-1.04 (-1.31)	-1.72 (-1.63)	0.42 (0.80)	-2.13* (-1.87)
Política monetaria en EE.UU.	0.37*** (3.52)	-0.20 (-1.45)	0.14** (2.03)	-0.34** (-2.27)
Nº observaciones	939	939	939	939
R ²	0.16	0.03	0.06	0.02
Test conjunto (valor <i>p</i>)	0.000***	0.148	0.001***	0.361

Fuente: Elaboración de los autores.

a. La muestra abarca de enero 1998 a octubre 2005, con frecuencia diaria en las fechas de anuncios macroeconómicos y de política monetaria. Las regresiones incluyen una constante, una *dummy* Y2K que toma el valor 1 el primer día hábil del año 2000, y una *dummy* para fin de año que toma el valor de 1 el primer día hábil de cualquier año (no se reportan coeficientes). Los anuncios sorpresa de cifras macroeconómicas son normalizados por su desviación estándar, de manera que los coeficientes representan un punto base por una desviación estándar de respuesta. Las sorpresas de política monetaria están en puntos base, por tanto estos coeficientes representan un punto base por punto base de respuesta. La compensación inflacionaria es la diferencia entre las tasas nominales y reales. El test conjunto (valor *p*) es para la hipótesis de que todos los coeficientes (salvo la constante y las variables *dummy*) son cero. Entre paréntesis, estadísticos *t*.

* Estadísticamente significativo al 10 por ciento. ** Estadísticamente significativo al 5 por ciento. *** Estadísticamente significativo al 1 por ciento.

esta regresión sobre la tasa *forward* nominal a muy largo plazo no es rechazada a ningún nivel estándar de significancia estadística. En general, las mismas observaciones siguen siendo válidas al mirar la compensación inflacionaria *forward* a muy largo plazo (cuarta columna): aunque este período incluye tres comunicados de cifras estadounidenses que están significativamente relacionadas con la compensación inflacionaria *forward* canadiense a muy largo plazo al nivel de 10% o mejor, el test conjunto de que todos los coeficientes son cero no es rechazado a ningún nivel estándar de significancia.

Estos resultados para Canadá evocan los reportados por Gürkaynak, Levin y Swanson (2006) para el Reino Unido y Suecia, que aplicaron un régimen de metas de inflación por gran parte de la década de 1990. En dicho análisis, el Reino Unido y Suecia mostraron un anclaje mucho mayor de las tasas de interés nominales *forward* y de la compensación inflacionaria a muy largo plazo como respuesta a noticias económicas que Estados Unidos. Por último, en el caso del Reino Unido, el Banco de Inglaterra obtuvo la independencia operacional del Parlamento en 1998. Gürkaynak, Levin y Swanson muestran que, mientras el Reino Unido ha tenido las expectativas inflacionarias de largo plazo mucho más ancladas que Estados Unidos desde ese año, los datos para los comienzos de la década muestran una sensibilidad de las tasas nominales *forward* y de la compensación inflacionaria muy similar a la observada en Estados Unidos. Todos estos resultados apoyan la conclusión de que un esquema creíble de metas de inflación contribuye en forma significativa a anclar la percepción del sector privado respecto de la distribución de la inflación futura a horizontes largos.

2. Chile

Chile tiene un conjunto mucho menor de comunicados macroeconómicos mensuales que países industrializados como Estados Unidos o Canadá. Obtuvimos del Banco Central de Chile datos de dichos comunicados y la percepción ex ante respecto de los mismos, para cuatro series estadísticas: inflación del IPC, anuncios de política monetaria, crecimiento del PIB real en el trimestre en curso, y crecimiento del PIB real en el trimestre previo. Sin embargo, mientras los datos de proyecciones en

Estados Unidos y Canadá tienen a lo sumo unos pocos días de antigüedad cuando se publican, los de Chile pueden tener dos semanas y hasta tres cuando se hacen públicos, ya que las proyecciones macroeconómicas del sector privado se recogen a intervalos de varias semanas. Así, es probable que nuestra medida de sorpresas macroeconómicas en Chile tenga error de medición, lo que disminuirá nuestra posibilidad de encontrar efectos estadísticamente significativos de los comunicados de tasas de interés aun en la parte corta de la curva de rendimiento.³⁶

El Banco Central de Chile también nos proporcionó datos sobre la curva de rendimiento real y nominal. En contraste con Estados Unidos y Canadá, no había bonos de gobierno nominales de largo plazo en el mercado en Chile sino hasta el 2002, pues toda la deuda de gobierno hasta esa fecha estaba en certificados indexados, al menos por los últimos treinta años. Presumiblemente, esta carencia de instrumentos de deuda a largo plazo en pesos refleja la renuencia del gobierno chileno a pagar los altos premios por riesgo que habrían demandado los inversionistas para adquirir pasivos nominales a largo plazo durante un período en el que los mercados percibían al gobierno y al Banco Central como más riesgosos con respecto al crédito y a la inflación que como los ven hoy. Por tanto, nuestra muestra para Chile se restringe al período 2002–05, el cual, aunque muy breve, es capaz de entregarnos alrededor de cuatrocientas observaciones para nuestro análisis, gracias a la alta frecuencia de los datos. Por lo demás, aun con datos ideales, sería difícil alargar la muestra más allá del 2001: aunque Chile adoptó formalmente el esquema de metas de inflación en 1991, el objetivo inflacionario propiamente tal se corrigió a la baja a lo largo de toda la década y se asentó en el actual rango de 2 – 4% el primer trimestre de 2001. Por último, las curvas de rendimiento chilenas se basan en un número bastante bajo de instrumentos, dado el menor tamaño del sistema financiero chileno, de manera que las tasas *forward* implícitas para Chile por lo general tienen

³⁶ Nuestra información sobre comunicados de cifras macroeconómicas en EE.UU. está relativamente libre de errores de medición, sin embargo. Consideramos la respuesta de las tasas de interés chilenas a estos comunicados, tal como hicimos para Canadá en la sección anterior.

mucho más ruido que en Estados Unidos y Canadá, lo que plantea un nuevo reto al análisis empírico.

Los resultados de nuestro análisis para Chile se reportan en los cuadros 5 y 6. El cuadro 5 muestra la respuesta de las tasas de interés y de la compensación inflacionaria chilena a las noticias económicas locales. La primera columna del cuadro refleja las respuestas estimadas de las tasas de interés de corto plazo chilenas a las noticias económicas durante el período. Solo uno de los cuatro comunicados macroeconómicos —anuncios de política monetaria— es estadísticamente significativo, lo que es coherente con la idea de que el error de medición y una muestra pequeña dificultan la estimación. Ese único estadístico es altamente significativo, sin embargo, y con signo y magnitud similares a nuestras estimaciones para Estados Unidos. Además, el test conjunto

de la hipótesis de que todos los coeficientes de la regresión son cero se puede rechazar al nivel de significancia de 1%. Así, tenemos evidencia de que nuestro análisis mantiene su fortaleza a pesar de las limitaciones de los datos. Sin embargo, en contraste con las tasas cortas, ni las tasas *forward* nominales a muy largo plazo ni la compensación inflacionaria tienen una respuesta significativa a los anuncios de política monetaria en Chile, lo que indica algún grado de anclaje. La hipótesis de que todos los coeficientes de estas regresiones son cero no se puede rechazar a ningún nivel estándar de significancia.

El cuadro 6 aborda la respuesta de las tasas de interés chilenas a los anuncios de política monetaria y cifras macroeconómicas de EE.UU. Se estima que unas cuantas estadísticas tienen efectos significativos en las tasas cortas chilenas, aunque el signo de algunos de los coeficientes (de salarios no agrícolas y desempleo

CUADRO 5

Respuesta de la Tasa *Forward* de Chile a Noticias Macroeconómicas Internas, 2002–05^a

Variable explicativa	Tasa nominal a un año	Tasa nominal <i>forward</i> a diez años	Tasa real <i>forward</i> a diez años	Compensación inflacionaria <i>forward</i> a diez años
CPI	0.40 (0.64)	1.86 (0.84)	-1.37 (-0.53)	3.23 (0.97)
PIB real	0.25 (0.30)	1.10 (0.38)	2.13 (0.62)	-1.03 (-0.23)
PIB real, trimestre anterior	-0.69 (-0.49)	1.91 (0.39)	2.83 (0.49)	-0.92 (-0.13)
Política monetaria	0.15*** (3.92)	0.22 (1.61)	0.06 (0.37)	0.16 (0.78)
Nº observaciones	98	98	98	98
R ²	0.16	0.04	0.02	0.02
Test conjunto (valor <i>p</i>)	0.005***	0.406	0.703	0.773

Fuente: Elaboración de los autores.

a. La muestra abarca de agosto 2002 a octubre 2005, con frecuencia diaria en las fechas de anuncios macroeconómicos y de política monetaria. Las regresiones incluyen una constante, una *dummy* Y2K que toma el valor 1 el primer día hábil del año 2000, y una *dummy* para fin de año que toma el valor de 1 el primer día hábil de cualquier año (no se reportan coeficientes). Los anuncios sorpresa de cifras macroeconómicas son normalizados por su desviación estándar, de manera que los coeficientes representan un punto base por una desviación estándar de respuesta. Las sorpresas de política monetaria están en puntos base, por tanto estos coeficientes representan un punto base por punto base de respuesta. La compensación inflacionaria es la diferencia entre las tasas nominales y reales. El test conjunto (valor *p*) es para la hipótesis de que todos los coeficientes (salvo la constante y las variables *dummy*) son cero. Entre paréntesis, estadísticos *t*.

* Estadísticamente significativo al 10 por ciento. ** Estadísticamente significativo al 5 por ciento. *** Estadísticamente significativo al 1 por ciento.

CUADRO 6

**Respuesta de la Tasa *Forward* de Chile
a Noticias Macroeconómicas de EE.UU., 2002–05^a**

Variable explicativa	Tasa nominal a un año	Tasa nominal <i>forward</i> a diez años (<i>Strips</i>)	Tasa real <i>forward</i> a diez años	Compensación inflacionaria <i>forward</i> a diez años
Utilización de capacidad en EE.UU.	-0.16 (-0.23)	2.27 (1.02)	-1.06 (-0.39)	3.33 (0.96)
Confianza del consumidor en EE.UU.	-0.05 (-0.08)	-0.59 (-0.27)	-0.02 (-0.01)	-0.57 (-0.17)
Inflación subyacente en EE.UU.	0.86 (1.11)	2.12 (0.85)	-4.19 (-1.39)	6.31 (1.63)
Índice de costo de empleo en EE.UU.	0.78 (0.81)	0.65 (0.21)	4.00 (1.07)	-3.35 (-0.70)
PIB real (avance) en EE.UU.	-0.44 (-0.32)	-4.92 (-1.14)	2.95 (0.57)	-7.87 (-1.17)
Inicio reclamos seguro de desempleo en EE.UU.	-0.36 (-0.93)	0.80 (0.66)	-0.65 (-0.44)	1.46 (0.76)
Encuesta industrial NAPM/ISM en EE.UU.	-0.60 (-0.66)	-0.26 (-0.09)	5.23 (1.50)	-5.49 (-1.22)
Venta de viviendas nuevas en EE.UU.	0.38 (0.80)	0.38 (0.25)	-2.53 (-1.39)	2.92 (1.24)
Planillas no agrícolas en EE.UU.	-1.35* (-1.72)	1.55 (0.62)	-3.50 (-1.16)	5.06 (1.30)
Ventas minoristas (excl. autos) en EE.UU.	1.68** (2.20)	-2.46 (-1.01)	0.48 (0.16)	-2.94 (-0.77)
Tasa de desempleo en EE.UU.	3.78*** (4.20)	-8.70*** (-3.03)	2.98 (0.86)	-11.68*** (-2.61)
Política monetaria en EE.UU.	0.25 (1.46)	-0.81 (-1.51)	0.67 (1.04)	-1.48* (-1.77)
No. observaciones	399	399	399	399
R ²	0.10	0.05	0.03	0.05
Test conjunto (valor <i>p</i>)	0.001***	0.234	0.688	0.167

Fuente: Elaboración de los autores.

a. La muestra abarca de agosto 2002 a octubre 2005, con frecuencia diaria en las fechas de anuncios macroeconómicos y de política monetaria. Las regresiones incluyen una constante, una *dummy* Y2K que toma el valor 1 el primer día hábil del año 2000, y una *dummy* para fin de año que toma el valor de 1 el primer día hábil de cualquier año (no se reportan coeficientes). Los anuncios sorpresa de cifras macroeconómicas son normalizados por su desviación estándar, de manera que los coeficientes representan un punto base por una desviación estándar de respuesta. Las sorpresas de política monetaria están en puntos base, por tanto estos coeficientes representan un punto base por punto base de respuesta. La compensación inflacionaria es la diferencia entre las tasas nominales y reales. El test conjunto (valor *p*) es para la hipótesis de que todos los coeficientes (salvo la constante y las variables *dummy*) son cero. Entre paréntesis, estadísticos *t*.

* Estadísticamente significativo al 10 por ciento. ** Estadísticamente significativo al 5 por ciento. *** Estadísticamente significativo al 1 por ciento.

en EE.UU.) es talvez confuso. La hipótesis conjunta de que todos los coeficientes de la regresión de tasas cortas son cero se rechaza al nivel de 1%. Una vez más, en contraste con las tasas cortas, las tasas nominales *forward* a muy largo plazo y la compensación inflacionaria no responden en Chile a la difusión de casi ningún comunicado macroeconómico, con la excepción de las cifras de desempleo y talvez de sorpresas de la política monetaria estadounidense. La hipótesis de que todos los coeficientes de la regresión son cero tampoco es rechazada a niveles estándares de significancia en uno u otro caso. Aunque los datos chilenos tienen claramente mucho más ruido y son más problemáticos que los de países más industrializados como Canadá, Suecia, el Reino Unido y Estados Unidos, todos nuestros resultados para Chile son coherentes con los de los mencionados países. El ejercicio sugiere que el compromiso del Banco Central con un objetivo inflacionario de largo plazo creíble, presta una importante ayuda para anclar las expectativas del sector privado respecto de la inflación futura a largo plazo.

3. Comportamiento de Series de Tiempo para Tasas *Forward* en Canadá, Chile y Estados Unidos

Nuestro análisis de las secciones previas se ha centrado en la volatilidad condicional de las tasas *forward* de Canadá, Chile y Estados Unidos, por lo que entendemos el movimiento de estas tasas en reacción a comunicados específicos de datos. Aunque nos preocupamos de incluir tantas variables como nos fuera posible y todo comunicado de cifras macroeconómicas que pareciera importante, nuestras regresiones han omitido muchos factores que influyen el comportamiento diario de las tasas de interés tanto en la parte corta como en la parte larga de la curva de rendimiento. Los R^2 de nuestras regresiones son siempre menores de 20%, incluso para las tasas de interés de corto plazo.³⁷ Considerando nuestro argumento de que la capacidad relativa de respuesta de las tasas *forward* de diferentes países a comunicados de cifras macroeconómicas y anuncios de política monetaria se debe al distinto grado de estabilidad de las expectativas inflacionarias de largo plazo del sector privado, no sería raro ver que otras noticias de relevancia económica omitidas aquí llevarán a un contraste similar en el comportamiento

de la tasa de interés *forward* a muy largo plazo entre los tres países que nos ocupan. En otras palabras, sería de prever que las tasas *forward* de Estados Unidos tendieran a ser más volátiles tanto incondicional como condicionalmente, en la medida en que las expectativas inflacionarias de largo plazo de Estados Unidos estuvieran desancladas.

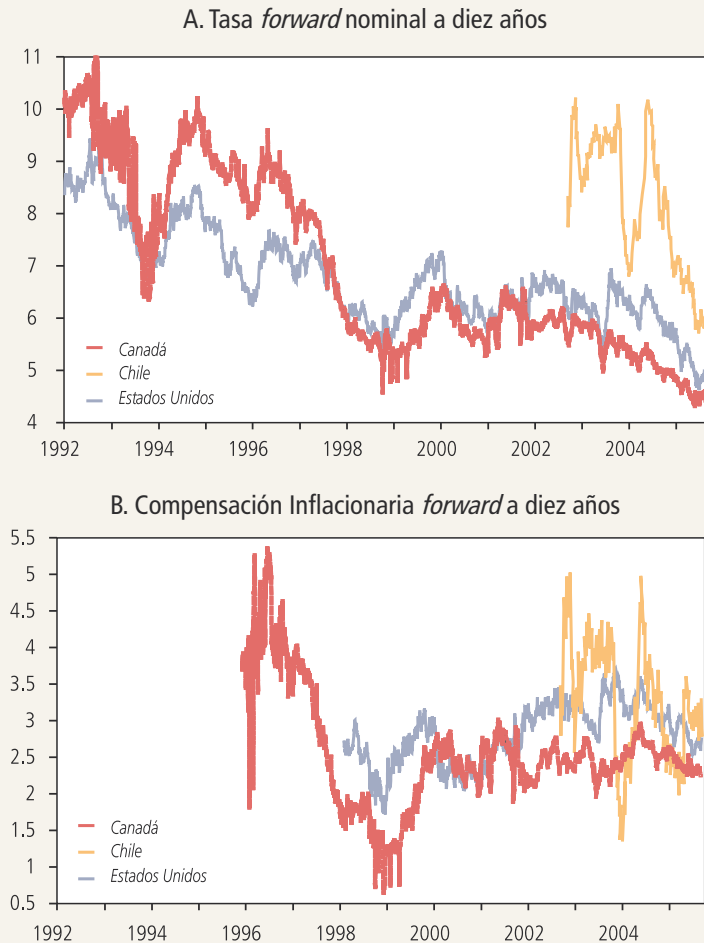
El gráfico 5 presenta las series de tiempo incondicionales de las tasas de interés nominales *forward* a muy largo plazo y de la compensación inflacionaria para Canadá, Chile y Estados Unidos. Cabe hacer algunas observaciones interesantes. Primero, las tasas nominales a muy largo plazo y la compensación inflacionaria no son completamente estables en ninguno de los tres países. Tanto las frecuencias altas como las cortas exhiben una clara variación, aunque queda abierta la pregunta sobre su origen. Entre las posibles explicaciones están: los altos costos de transacción en los mercados canadiense y chileno, que alejan los precios observados de sus verdaderos valores sombra, y los errores en la estimación de la curva de rendimiento que se originan dado el bajo número de valores disponibles en el mercado;³⁸ premios por riesgo o liquidez variantes en el tiempo; variaciones en la

³⁷ Esta observación es todavía más notable teniendo en cuenta que hemos restringido la atención en la regresión solo a los días en que al menos una de las variables de la derecha fue distinta de cero; los valores de R^2 son aun menores (aunque nuestros coeficientes estimados son bastante parecidos) si corremos la regresión para todos los días. Por tanto, incluso en los días en los que se divulgaron noticias macroeconómicas importantes, solo podemos explicar una fracción menor de la varianza de las tasas de interés incluso en el extremo corto de la curva de rendimiento. Una razón para los bajos valores de R^2 es que los comunicados de cifras macroeconómicas a menudo contienen mucha más información que la cifra principal en la que debemos centrar nuestro análisis. Por ejemplo, los anuncios de política monetaria que hace la Fed suelen contener largas declaraciones sobre lo que motivó la decisión, e incluso una proyección de la política monetaria futura; cuando se publica el PIB se incluye información de sus diversos componentes, lo que puede ejercer una influencia independiente sobre las predicciones privadas del producto futuro; los comunicados sobre inflación contienen un desglose detallado de sus componentes, que puede influir por sí mismo las estimaciones de inflación futura.

³⁸ Como mencionan las secciones precedentes, Chile tiene apenas un puñado de bonos de gobierno nominales y reajustables, mientras Canadá tiene solo unos pocos instrumentos de gobierno reajustables muy ilíquidos. Esto produce ruido en la estimación de las tasas *forward* de ambos países, en particular en Chile y en los primeros años de indexación en Canadá, cuando había solo dos bonos de muy baja liquidez (un tercer bono real canadiense fue introducido en 1999, y la liquidez de ese mercado ha aumentado sostenidamente desde entonces).

GRÁFICO 5

Series de Tiempo de Tasas de Interés Nominales y Compensación Inflacionaria *Forward*



Fuente: Banco de Canadá, Banco Central de Chile, Reserva Federal, *Bloomberg*.

percepción del mercado financiero respecto de la credibilidad del Banco Central y su compromiso con el objetivo inflacionario de largo plazo; cambios en el propio objetivo inflacionario oficial (tanto Canadá como Chile bajaron la meta varias veces a comienzos de los noventa) o la percepción de que el objetivo del Banco Central podría cambiar en el futuro; modificaciones a la tasa tributaria o la percepción del mercado de que dicha tasa podría cambiar en el futuro; la percepción del mercado de que la medida de inflación preferida por el Banco Central podría cambiar en el futuro; y diferencias entre el deflactor de consumo del inversionista marginal y el índice de precios al que apunta el Banco Central.

Segundo, a pesar de la variación de nuestras estimaciones de tasas de interés nominales *forward* a muy largo plazo y compensación inflacionaria, las tasas de Canadá han mostrado una mejora espectacular en contraste con Estados Unidos. En la primera mitad de los noventa, las tasas *forward* a muy largo plazo de Canadá eran clara y consistentemente más altas y más volátiles que en Estados Unidos. A partir de entonces la situación dio un vuelco: las tasas nominales *forward* a muy largo plazo y la compensación inflacionaria en Canadá, han sido clara y consistentemente menores y menos volátiles que en Estados Unidos. Esto es más digno de destacar si se considera que Canadá tiene menor liquidez y mayores costos de transacción, y un número muy inferior de instrumentos en el mercado con los que se pueda estimar una curva de rendimiento. Por lo tanto, todo lo demás constante, cabría esperar que los premios por riesgo y el error de medición produjeran tasas *forward* mucho más volátiles en Canadá. Estas observaciones son un paralelo exacto de los resultados de Gürkaynak, Levin y Swanson (2006) para el Reino Unido y Suecia. El período muestral para nuestros datos chilenos es más corto, pero también muestra una caída notoria de estas tasas *forward* a muy largo plazo

a través del tiempo, que las acerca a niveles cada vez más comparables a los de Estados Unidos.

Tercero, el régimen de metas de inflación en sí mismo no es una bala de plata que sorpresivamente reduce y estabiliza las tasas nominales *forward* a muy largo plazo y la compensación inflacionaria. Canadá adoptó oficialmente un régimen de metas de inflación en febrero de 1991, pero las verdaderas ganancias en las tasas *forward* a muy largo plazo y en la compensación inflacionaria parecen haber llegado en forma gradual. Por qué esto es así sigue siendo una interrogante, pero puede deberse en parte al hecho de que, aunque Canadá haya adoptado un esquema formal de metas de inflación en 1991, el objetivo

inflacionario oficial fue corregido a la baja en varias oportunidades a comienzos de los años noventa. Nadie esperaría que las expectativas inflacionarias de largo plazo estuvieran ancladas alrededor de la meta del Banco Central si el propio objetivo fuera percibido por los mercados como en tránsito a un nivel de largo plazo desconocido. Así, la verdadera fecha de adopción de un objetivo inflacionario de largo plazo fijo en Canadá podría establecerse en 1995, año en el que el actual rango de 1 a 3% fue adoptado y visto como con probabilidad de persistir (Mishkin y Schmidt-Hebbel, en el libro, hacen esta consideración para una variedad de países que adoptaron metas de inflación).³⁹ Además, el anuncio inicial de un régimen de metas de inflación en Canadá y el primer anuncio del rango meta de 1–3% pueden haber sido recibidos con cierto escepticismo en el mercado financiero, y la factibilidad y el compromiso del Banco de Canadá con estos fue ganando credibilidad poco a poco. Estos factores pueden ayudar a explicar por qué en Chile las tasas nominales *forward* a muy largo plazo y la compensación inflacionaria todavía son volátiles y han descrito una tendencia algo decreciente en los últimos años.

Por último, el gráfico muestra evidencia directa que contradice la crítica de Ball y Sheridan (2003), que las metas de inflación no traen ningún beneficio visible cuando se toman en cuenta las condiciones iniciales y la reversión a la media. El argumento de Ball y Sheridan predeciría, entonces, que Canadá, que partió con expectativas inflacionarias muy altas en los primeros años de los noventa, tendría que converger a los niveles de Estados Unidos a través de la década. Sin embargo, los hechos contradicen la predicción, ya que las expectativas inflacionarias de Canadá alcanzaron a las de Estados Unidos en 1997, para luego mostrar un mejor desempeño durante los siguientes ocho años. Este es un desempeño mucho más sólido del que puede atribuirse simplemente a una tendencia de reversión a la media.

V. CONCLUSIONES

Al igual que Gürkaynak, Sack y Swanson (2005) y Gürkaynak, Levin y Swanson (2006), este estudio encuentra que las tasas de interés nominales *forward* a largo plazo y la compensación inflacionaria de EE.UU. son excesivamente sensibles a los

comunicados de cifras macroeconómicas y anuncios de política monetaria. En contraste, encontramos que en Canadá ambas variables son mucho menos sensibles a las noticias económicas, mientras la volatilidad incondicional de estas series durante la última década ha sido marcadamente menor que en Estados Unidos. Estos resultados son coherentes con los de Gürkaynak, Levin y Swanson (2006) para Suecia y el Reino Unido, dos países que también han mantenido objetivos inflacionarios explícitos en los últimos años.

Para Chile, el período muestral posible es corto y tiene una disponibilidad limitada de comunicados macroeconómicos. No obstante, nuestro análisis empírico no revela sensibilidad excesiva de las tasas de interés *forward* a muy largo plazo ni de la compensación inflacionaria, lo que es coherente con la hipótesis de que el esquema de metas de inflación ha logrado anclar las expectativas inflacionarias de largo plazo con éxito razonable. La volatilidad incondicional de estas series, sin embargo, parece ser mucho más alta que en Canadá y Estados Unidos, quizá reflejando hasta qué punto la economía chilena está todavía en el proceso de converger a las condiciones económicas y financieras de las economías más industrializadas. En particular, apenas un puñado de instrumentos del Gobierno chileno se transa en forma activa en los mercados de bonos, y su retorno puede ser bastante sensible a las variaciones de la liquidez y otras fricciones de mercado. Aunque no son concluyentes del todo, estos resultados sugieren que la presencia de un objetivo inflacionario transparente y creíble puede cumplir un rol importante en cuanto a anclar las expectativas inflacionarias de largo plazo, tanto en los mercados emergentes como en las economías industrializadas.

Nuestros resultados sugieren que las posibles ganancias de bienestar de reducir la volatilidad del mercado de bonos serían un buen tema para investigación futura. Aunque no hemos demostrado aquí tales ganancias de bienestar, la teoría macroeconómica y financiera

³⁹ La adopción de un rango (y no un punto) para la meta no basta para explicar la variabilidad de las expectativas inflacionarias a largo plazo, ya que la política monetaria óptima siempre apunta al centro del rango, como ya hemos dicho aquí y examinan en detalle Orphanides y Wieland (2000).

vigente identifica varias posibilidades contundentes, como por ejemplo: desviaciones menos persistentes de la inflación de la meta de corto y mediano plazo, a causa de un mayor anclaje de las expectativas en el largo plazo (Woodford, 2003); mayor capacidad del banco central para controlar la inflación a corto y mediano plazo (ibíd.); tasas de interés nominales de largo plazo menos volátiles, y menor premio por riesgo en las tasas nominales, lo que aumentaría la eficiencia de las decisiones de inversión (Ingersoll y Ross, 1992); y menos posibilidades de experimentar una trampa de expectativas inflacionarias al estilo de los años setenta (Albanesi, Chari y Christiano, 2003) o un temor de inflación causado por información imperfecta (Orphanides y Williams, 2005). En la medida en que estos beneficios sean tan importantes en la práctica como en la teoría, la adopción de un objetivo inflacionario más explícito podría mejorar el desempeño económico y la política monetaria de EE.UU. aun más allá de los éxitos de los últimos veinte años.

REFERENCIAS

- Albanesi, S., V.V. Chari y L.J. Christiano (2003). "Expectations Traps and Monetary Policy." *Review of Economic Studies* 70(4): 715-41.
- Andersen, T.G., T. Bollerslev, F.X. Diebold y C. Vega (2003). "Micro Effects of Macro Announcements: Real-Time Price Discovery in Foreign Exchange." *American Economic Review* 93(1): 38-62.
- Balduzzi, P., E.J. Elton y T.C. Green (2001). "Economic News and Bond Prices: Evidence from the U.S. Treasury Market." *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 36(4): 523-43.
- Ball, L. y N. Sheridan (2003). "Does Inflation Targeting Make a Difference?" En *The Inflation Targeting Debate*, editado por B. Bernanke y M. Woodford. Chicago, IL, EE.UU.: University of Chicago Press.
- Bekaert, G., R.J. Hodrick y D.A. Marshall (2001). "Peso Problem Explanations for Term Structure Anomalies." *Journal of Monetary Economics* 48(2): 241-70.
- Bernanke, B.S., T. Laubach, F.S. Mishkin y A.S. Posen (1999). *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*. Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.
- Bernanke, B.S. y F.S. Mishkin (1997). "Inflation Targeting: A New Framework for Monetary Policy?" *Journal of Economic Perspectives* 11(2): 97-116.
- Brunner, A. (2000). "On the Derivation of Monetary Policy Shocks: Should We Throw the VAR Out with the Bath Water?" *Journal of Money, Credit, and Banking* 32(2): 254-79.
- Campbell, J.Y. y R.J. Shiller (1991). "Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Bird's Eye View." *Review of Economic Studies* 58(3): 595-14.
- Clarida, R., J. Galí y M. Gertler (2000). "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory." *Quarterly Journal of Economics* 115(1): 147-80.
- Cochrane, J.H. y M. Piazzesi (2005). "Bond Risk Premia." *American Economic Review* 95(1): 138-60.
- Ellingsen, T. y U. Soderstrom (2001). "Monetary Policy and Market Interest Rates." *American Economic Review* 91(5): 1594-607.
- Erceg, C. y A. Levin (2003). "Imperfect Credibility and Inflation Persistence." *Journal of Monetary Economics* 50(4): 915-44.
- Ertürk, B. y Ü. Özlale (2005). "Do Inflation Targeting Regimes Affect Inflation Expectations and Uncertainty?" Mimeo, Bilkent University.
- Estrella, A. y J. Fuhrer (2002). "Dynamic Inconsistencies: Counterfactual Implications of a Class of Rational Expectations Models." *American Economic Review* 92(4): 1013-28.
- Fama, E.F. y R.R. Bliss (1987). "The Information in Long-Maturity Forward Rates." *American Economic Review* 77(4): 680-92.
- Fuhrer, J.C. (1997). "The (Un)Importance of Forward-Looking Behavior in Price Specifications." *Journal of Money, Credit, and Banking* 29(3): 338-50.
- Galí, J. y T. Monacelli (2005). "Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy." *Review of Economic Studies* 72(3): 707-34.
- Gürkaynak, R.S., A.T. Levin y E.T. Swanson (2006). "Does Inflation Targeting Anchor Long-run Inflation Expectations? Evidence from Long-term Bond Yields in the U.S., U.K., and Sweden." Documento de Trabajo N°2006-04. Federal Reserve Bank of San Francisco.
- Gürkaynak, R.S., B. Sack y E.T. Swanson (2002). "Market-Based Measures of Monetary Policy Expectations." Documento de Trabajo N°2002-40, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Gürkaynak, R.S., B. Sack y E.T. Swanson (2003). "The Excess Sensitivity of Long-Term Interest Rates: Evidence and Implications for Macroeconomic Models." *Finance and economics discussion paper* N°2003-50. Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Gürkaynak, R.S., B. Sack y E.T. Swanson (2005). "The Sensitivity of Long-Term Interest Rates to Economic News: Evidence and Implications for Macroeconomic Models." *American Economic Review* 95(1): 425-36.

- Gürkaynak, R.S., B. Sack y J.H. Wright (2005). "The U.S. Treasury Yield Curve." Mimeo, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Ingersoll, J.E. Jr. y S.A. Ross (1992). "Waiting to Invest: Investment and Uncertainty." *Journal of Business* 65(1): 1–29.
- Kozicki, S. y P.A. Tinsley (2001). "Shifting Endpoints in the Term Structure of Interest Rates." *Journal of Monetary Economics* 47(3): 613–52.
- Krueger, J.T. y K.N. Kuttner (1996). "The Fed Funds Futures Rate as a Predictor of Federal Reserve Policy." *Journal of Futures Markets* 16(8): 865–79.
- Kuttner, K.N. (2001). "Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fed Funds Futures Market." *Journal of Monetary Economics* 47(3): 523–44.
- Leiderman, L. y L.E.O. Svensson, eds. (1995). *Inflation Targets*. Londres, R.U.: Centre for Economic Policy Research.
- Levin, A. y J. Piger (2002). "Is Inflation Persistence Intrinsic in Industrial Economies?" Documento de Trabajo N°2002–023. Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Orphanides, A. y V. Wieland (2000). "Inflation Zone Targeting." *European Economic Review* 44(7): 1351–87.
- Orphanides, A. y D. Wilcox (2002). "The Opportunistic Approach to Disinflation." *International Finance* 5(1): 47–71.
- Orphanides, A. y J.C. Williams (2005). "Inflation Scares and Forecast-Based Monetary Policy." *Review of Economic Dynamics* 8(2): 498–527.
- Piazzesi, M. y E.T. Swanson (2004). "Futures Prices as Risk-Adjusted Forecasts of Monetary Policy." NBER Working paper N°10547.
- Roberts, J.M. (1997). "Is Inflation Sticky?" *Journal of Monetary Economics* 39(2): 173–96.
- Rudebusch, G. (1998). "Do Measures of Monetary Policy in a VAR Make Sense?" *International Economic Review* 39(4): 907–31.
- Rudebusch, G. (2001). "Is the Fed Too Timid? Monetary Policy in an Uncertain World." *Review of Economics and Statistics* 83(2): 203–17.
- Rudebusch, G. (2002). "Term Structure Evidence on Interest Rate Smoothing and Monetary Policy Inertia." *Journal of Monetary Economics* 49(6): 1161–87.
- Sack, B. (2000). "Using Treasury STRIPS to Measure the Yield Curve." *Finance and Economics discussion paper 2000-42*. Sistema de la Reserva Federal de EE.UU.
- Shiller, R., J.Y. Campbell y K. Schoenholtz (1983). "Forward Rates and Future Policy: Interpreting the Term Structure of Interest Rates." *Brookings Papers on Economic Activity* 1983(1): 173–217.
- Svensson, L.E.O. (1994). "Estimating and Interpreting Forward Interest Rates for Sweden." Discussion paper N°1051. Londres, R.U.: Centre for Economic Policy Research.
- Svensson, L.E.O. (1997). "Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets." *European Economic Review* 41(6): 1111–46.
- Swanson, E.T. (2005). "Have Increases in Federal Reserve Transparency Improved Private Sector Interest Rate Forecasts?" *Journal of Money, Credit, and Banking* 38(3): 791–819.
- Woodford, M. (2003). *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.

APÉNDICE 1

Origen de los Datos

Las cifras de los comunicados y proyecciones de estadísticas macroeconómicas para Estados Unidos provienen de *Money Market Services* (MMS) hasta julio del 2003, en que dicha empresa se fusionó con una institución financiera más grande. A partir de diciembre del 2003, la misma encuesta fue reanudada por *Action Economics* (AE). Ambas series pueden verse en la página de *Haver Analytics*, www.haver.com. Los datos faltantes en la encuesta de MMS/AE entre agosto y noviembre del 2003, los rellenamos con publicaciones y proyecciones reportadas en *Bloomberg Financial Services*. Para más detalle de las series macroeconómicas individuales, ver Gürkaynak, Sack y Swanson (2003).

La información sobre las cifras de los comunicados de noticias macroeconómicas y las respectivas

expectativas previas del mercado financiero para Canadá provienen de dos fuentes: MMS y *Bloomberg*, como vimos en la sección IV. Cuando ambas bases de datos se superponen, prácticamente no difieren. Juntando las dos, tenemos datos de desempleo, empleo, índice de precios al consumidor, inflación subyacente, PIB real, utilización de capacidad y ventas minoristas y al por mayor. La mayoría de estas series abarca desde 1996, y algunas desde antes. Para medir el componente sorpresa de los anuncios de política monetaria canadienses, usamos las fechas en que el Banco de Canadá cambió la tasa interbancaria desde 1995, que publica en su sitio de internet, y medimos el componente sorpresa de dichos cambios usando la variación en el bono del Tesoro de Canadá a tres meses en las fechas de tales cambios en la tasa de política monetaria. Las cifras exactas que hemos usado, incluyendo los códigos de *Bloomberg* y MMS para cada serie, se reportan en el cuadro A1.

CUADRO A.1

Fuentes de Datos para Canadá

Serie	Fuente	Código ^a	Notas
Utilización de capacidad	MMS	{L,D,M}156CU	Nivel, porcentaje
Índice de precios al consumidor	Bloomberg	cacpiyoy	Variación año a año, porcentaje
Inflación subyacente	MMS	{L,D,M}156CPXY	Variación año a año, porcentaje
Empleo	MMS	{L,D,M}156ED	Variación mes a mes, miles de personas
PIB real	MMS	{L,D,M}156GPA	Variación trimestre a trimestre, porcentaje
Ventas minoristas	Bloomberg	carsmom	Variación mes a mes, porcentaje
Tasa de desempleo	Bloomberg	caunemp	Nivel, porcentaje
Ventas mayoristas	Bloomberg	cawtmom	Variación mes a mes, porcentaje
Política monetaria	Banco de Canadá		Cálculo de los autores sobre fechas de cambio de política y tasa del bono del Tesoro de Canadá a tres meses

a. Esta columna reporta el código observado en las bases de datos de *Bloomberg* para series obtenidas de *Bloomberg* y de MMS para las series obtenidas de *Money Market Services*.

APÉNDICE 2

Cálculo de Impulso-Respuestas con Información Imperfecta

El cálculo de los impulsos respuesta esperados y efectivos con información imperfecta se realiza de la siguiente forma: Si, partiendo del estado estacionario, el modelo es impactado por un *shock* sobre i , o y , el sector privado observa ambos *shocks*, de modo que no hay información imperfecta y los impulsos respuesta son los mismos que con información perfecta. En cambio, si hay un *shock* sobre i ó el objetivo inflacionario del banco central (π^*), entonces el sector privado no observa el *shock* verdadero y debe estimarlo a partir del cambio en i . El sector privado asigna óptimamente parte del cambio en i a ε^i , y parte a ε^{π^*} . Conociendo la verdadera estructura de la economía, el sector privado proyecta entonces la economía hacia delante, usando las dos estimaciones anteriores para los *shocks* a i y π^* . Esto da las funciones de impulso respuesta esperadas en el momento t . Esta solución también entrega el verdadero equilibrio del modelo al momento t (y solo t). En $t+1$, la economía evolucionará en forma

algo distinta de la que el sector privado esperaba en el período previo (pues no observó los verdaderos *shocks* a i y π^*). En particular, i será otra vez algo diferente de lo que el sector privado esperaba, de modo que los agentes pensarán que su anterior estimación de π^* puede haber sido errónea o que talvez hubo otro *shock* a i o a π^* (obviamente, en una función de impulso respuesta, no impactamos el modelo con ningún *shock* adicional, pero esto el sector privado no lo sabe). Así, el sector privado vuelve a actualizar óptimamente su estimación de π^* , y a hacer proyecciones económicas usando la estructura verdadera. Esta solución entrega el equilibrio del modelo al momento $t+1$ (y solo $t+1$). En $t+2$, la economía evolucionará de manera algo distinta de la que el sector privado esperaba un periodo atrás, y así sucesivamente. Repetimos el procedimiento para obtener toda la respuesta verdadera de las tasas de interés al *shock* (gráfico 4). Nuevamente, la estimación de π^* por parte del sector privado no entra directamente en las ecuaciones, sino a través de las proyecciones del sector privado para π_{t+1} y y_{t+1} , que dependen de la trayectoria corriente y esperada de la tasa de interés, que dependen de la estimación privada de π^* .

RÉGIMEN DE METAS DE INFLACIÓN Y CREDIBILIDAD DE LA POLÍTICA MONETARIA EN CHILE*

Luis F. Céspedes C.**
Claudio Soto G.***

I. INTRODUCCIÓN

Tras una larga historia de inflación alta y volátil, a comienzos de los años noventa el Banco Central de Chile (BCCCh) empezó a implementar su política monetaria anunciando metas anuales para la inflación. Aun cuando el BCCCh continuó estableciendo objetivos explícitos para el tipo de cambio nominal (banda cambiaria), este nuevo esquema constituyó un primer paso hacia la adopción de un régimen puro de metas de inflación (MI). Un año antes de que la primera meta para la inflación fuese anunciada en 1990, el Banco Central obtuvo la plena autonomía a través de una ley especial que estableció como objetivo primordial para la política monetaria la estabilidad de precios.

Algunos autores han argumentado que al aumentar la credibilidad de la política monetaria, este nuevo arreglo institucional ha contribuido de manera fundamental a reducir la inflación a sus niveles actuales en torno a 3% (Corbo, 1998; Morandé, 2002; Schmidt-Hebbel y Werner, 2002).¹ En términos concretos, la credibilidad de la política monetaria afecta la dinámica del ajuste de precios y, en general, el proceso subyacente que determina la inflación. Esta también determina los *tradeoff* que enfrenta la autoridad monetaria cuando implementa su política. En particular, una autoridad que es más creíble debería enfrentar un mejor *tradeoff* entre la estabilización del producto y la inflación, haciendo menos costosos los procesos de estabilización.

En este artículo, entregamos nueva evidencia respecto de los cambios en la dinámica de la inflación en Chile en años recientes. Basados en la curva de Phillips de los Nuevos Keynesianos, mostramos que la rigidez de precios ha aumentado en el último tiempo, mientras

que el grado de indexación a la inflación pasada ha decrecido. También mostramos que el traspaso de variaciones del tipo de cambio a la inflación de bienes transables ha caído. Nuestros resultados son coherentes con la idea de que la credibilidad de la política monetaria ha aumentado a través del tiempo. Argumentamos que, en la medida en que la política monetaria se ha vuelto más creíble, el proceso de ajustes de precios —que es costoso— se ha vuelto menos frecuente, y que la prevalencia de la indexación a la inflación pasada ha decrecido.

Estos cambios en el proceso inflacionario, producidos por la mayor credibilidad de la política monetaria, pueden haber tenido implicancias importantes en la forma como esta se implementa en Chile. Tal como mostramos en Céspedes y Soto (2005), cuando la credibilidad es baja, un banco central preocupado de la razón de sacrificio durante un proceso de desinflación puede ser menos agresivo al momento de implementar su política monetaria como forma de evitar grandes pérdidas de producto. A medida que gana credibilidad, el banco central puede combatir las desviaciones de la inflación de la meta con más rigor.

Este artículo presenta evidencia de un quiebre estructural en la regla de política que caracteriza la conducción de la política monetaria en Chile. Nuestra evidencia es coherente con la idea de que en años recientes la política monetaria ha venido operando en un ambiente de mayor credibilidad. Mostramos que la regla de política mira más hacia adelante y es más agresiva al momento de

* Agradecemos los valiosos comentarios de Douglas Laxton, Felipe Morandé y Carl Walsh, así como también la eficiente colaboración de Marcelo Ochoa. Las visiones en este artículo no necesariamente representan las del Ministerio de Hacienda o del Banco Central de Chile. Todos los errores remanentes son nuestros.

** Ministerio de Hacienda.

*** Gerencia de Análisis Macroeconómico, Banco Central de Chile.

¹ Otros posibles factores en el éxito del proceso desinflacionario en Chile son shocks favorables de productividad en el período analizado. Ver, por ejemplo, De Gregorio (2003).

enfrentar desviaciones de la inflación respecto de su meta.

El artículo se organiza como sigue: La siguiente sección describe brevemente las diferentes fases del régimen de política monetaria en Chile desde que el Banco Central obtuvo su independencia, con énfasis en las dos fases del régimen de metas de inflación adoptado en 1991. En la sección II, discutimos el concepto de credibilidad y presentamos evidencia preliminar de cambios en el grado de credibilidad del BCCh. En la sección III mostramos cómo este cambio en el grado de credibilidad parece haber afectado la forma en que se determinan los precios y el grado de prevalencia de la indexación a la inflación pasada. La sección IV presenta estimaciones de la regla de política para diferentes subperíodos, y la sección V concluye.

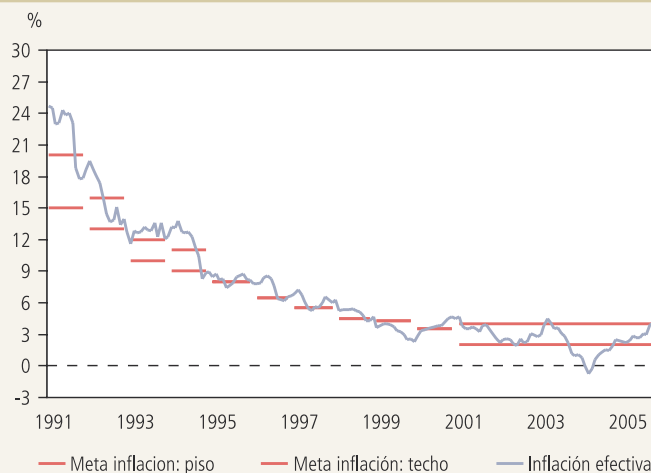
II. EVOLUCIÓN DEL RÉGIMEN DE METAS DE INFLACIÓN EN CHILE

En el período 1991–2005, la economía chilena creció a un promedio anual de 5.7%. La inflación cayó desde alrededor de 30% a comienzos de los noventa hasta valores cercanos a 3% hacia finales de la década. Desde entonces ha fluctuado en torno a esa cifra (ver gráfico 1). Durante ese período, el BCCh comenzó a anunciar metas explícitas para la inflación, una práctica señalada como clave para proveer de una guía clara y precisa para la conducción de la política monetaria.² Sin embargo, el marco general de la política monetaria sufrió importantes cambios a lo largo de los años. En una primera fase (1991–99), el marco de la política macroeconómica incluía no solo metas para la inflación sino también una banda para el tipo de cambio y objetivos (no explícitos) para la cuenta corriente. En la segunda fase (2000 a la fecha), el Banco Central implementó lo que puede considerarse un régimen de metas de inflación puro, en el cual la inflación es el principal objetivo para la política monetaria, y no hay otros objetivos explícitos.

El Banco Central anunció por primera vez una meta para la inflación en septiembre de 1990, después de que le fuera concedida su autonomía en 1989. La meta inicial, un rango de 15–20% anual a diciembre

GRÁFICO 1

Chile 1991 – 2005: Inflación Efectiva y Rango Meta para la Inflación



Fuente: Elaboración propia en base a cifras del Banco Central.

de 1991, fue definida para la inflación del IPC para un horizonte relativamente corto de tiempo, y representó una importante señal del compromiso del Banco Central con la reducción de la inflación. El corto horizonte para la meta respondió a la necesidad de generar credibilidad para el nuevo régimen. Hasta entonces, tasas de inflación altas y volátiles habían significado un extendido uso de mecanismos de indexación, y generado expectativas de inflación elevadas (Schmidt-Hebbel y Tapia, 2002). Por lo mismo, y como una forma de evitar grandes costos en términos de producto, debido al uso generalizado de mecanismos de indexación y a la baja credibilidad inicial, el proceso de estabilización de la inflación fue lento y gradual (Massad, 2003).

En una primera fase, entre 1991 y 1999, el Banco Central de Chile implementó, junto con las metas anuales para la inflación, una banda para el tipo de cambio nominal. Esta banda cambiaria fue percibida como el instrumento adecuado para lograr el normal funcionamiento de los pagos externos. Adicionalmente, la autoridad monetaria estableció metas para el déficit en cuenta corriente. En este período, el país se vio enfrentado a fuertes entradas de capital. Por lo mismo, y como una manera de mantener la capacidad de implementar política monetaria independiente con un

² Sobre los efectos de las metas de inflación en la dinámica inflacionaria durante los noventa, ver Corbo (1998).

tipo de cambio semi fijo, el BCCh introdujo regulaciones a la cuenta de capital, entre las que se destacó el encaje no remunerado a los flujos de capital de corto plazo. Asimismo, se condujeron intervenciones cambiarias para dar sustentabilidad a la banda del tipo de cambio. A lo largo de este período se hicieron importantes modificaciones a esta banda cambiaria, tales como realineamientos y cambios al rango.

Desde el año 2000, Chile ha operado bajo un régimen de metas de inflación flexible, donde el objetivo para la inflación es que se ubique entre 2 y 4% en un horizonte de dos años. El cambio hacia la implementación completa del marco de metas de inflación fue visto como el paso natural después de que la inflación había alcanzado niveles considerados suficientemente bajos y estables, y cuando el Banco Central ya había logrado establecer la credibilidad de sus políticas. Este cambio fue desencadenado, en parte, por los efectos macroeconómicos perjudiciales que produjo la Crisis Asiática. Entre 1998 y 1999 la tasa de crecimiento del PIB se redujo de manera significativa, mientras la inflación caía abruptamente: desde 4.6% en 1998 a 2.3% en 1999. Estos eventos llevaron a la autoridad monetaria a ampliar y mejorar de manera sustantiva su marco de política. El principal cambio fue la adopción de un sistema de tipo de cambio completamente flexible, la profundización del mercado de instrumentos derivados, y la apertura total de la cuenta de capitales (Morandé, 2002). Adicionalmente, la transparencia del manejo monetario fue aumentada de manera significativa con la publicación regular del *Informe de Política Monetaria* y la publicación de minutas con el contenido y la discusión de las reuniones de política monetaria.

III. ¿HA MEJORADO LA CREDIBILIDAD EN CHILE?

Esta es una pregunta difícil, toda vez que no existen medidas directas de credibilidad. La literatura no ha llegado a un firme consenso respecto de una definición de credibilidad, y la mayoría de las propuestas en tal sentido contienen importantes elementos subjetivos. Por lo mismo, medidas cuantitativas concretas de credibilidad no existen.

1. ¿Qué Significa Credibilidad?

La literatura académica relaciona la credibilidad de un banco central con la compatibilidad de sus incentivos, con los compromisos previos que este posea, o con su

aversión a la inflación. Barro y Gordon (1983) sostienen que un banco central es creíble si obtiene un mayor beneficio cuando sigue las acciones que promete que cuando reniega de ellas. Así, los agentes económicos esperarán que el banco central cumpla exactamente lo que promete puesto que ello va en su directo beneficio. Esta lógica está tras la propuesta de Carl Walsh para un contrato óptimo para banqueros centrales donde se penalicen las desviaciones de la inflación respecto de la meta (Walsh, 1995). Esto, según la propuesta de Walsh, haría más eficiente la lucha contra la inflación. Al hacer compatibles los incentivos del banquero central con la meta de inflación a través de un contrato explícito, este mecanismo asegura la credibilidad de las políticas anunciadas por la autoridad monetaria. En la ausencia de este tipo de contratos, la credibilidad podría lograrse mediante una tecnología (creíble) de pre-compromiso. Sin embargo, esta podría requerir arreglos institucionales no siempre disponibles. Finalmente, la credibilidad ha sido asociada con una fuerte aversión a la inflación por parte del banquero central. Esta definición, sin embargo, es algo tautológica: no es posible determinar si una autoridad realmente tiene una fuerte aversión a la inflación a menos que se pueda establecer cuán creíble es dicha aversión. Más aún, tener una fuerte aversión a la inflación no asegura que el banco central tenga los medios necesarios para lograr sus objetivos.

Blinder (1999) encuestó a un grupo de banqueros centrales y académicos para explorar por qué la credibilidad es importante y qué pueden hacer los bancos centrales para aumentarla. Aunque él no pidió a los participantes que definieran credibilidad, preguntó acerca de la relación entre el concepto de credibilidad y la “dedicación a la estabilidad de precios.” Cerca del 90% de los encuestados señalaron que los dos conceptos estaban íntimamente relacionados.

El principal argumento de por qué el Banco Central de Chile puede haber ganado credibilidad en los noventa descansa precisamente en esta noción de credibilidad. La nueva ley orgánica constitucional de 1989 no solo garantizó la autonomía del Banco Central respecto del gobierno, sino también estableció explícitamente como uno de los objetivos para el instituto emisor el de estabilizar el valor de la moneda. En otras palabras, uno de los objetivos explícitos para el Banco es la estabilidad de precios.

La autonomía, sin embargo, puede no ser suficiente para garantizar la credibilidad. Posen (1998) y Fischer (1994), por ejemplo, encuentran correlación positiva entre la razón de sacrificio y un índice de independencia de bancos centrales. Este resultado parece sugerir que bancos centrales más autónomos no necesariamente son más creíbles. Puede que sea más relevante “hacer coincidir palabras con las acciones” (Blinder, 1999).

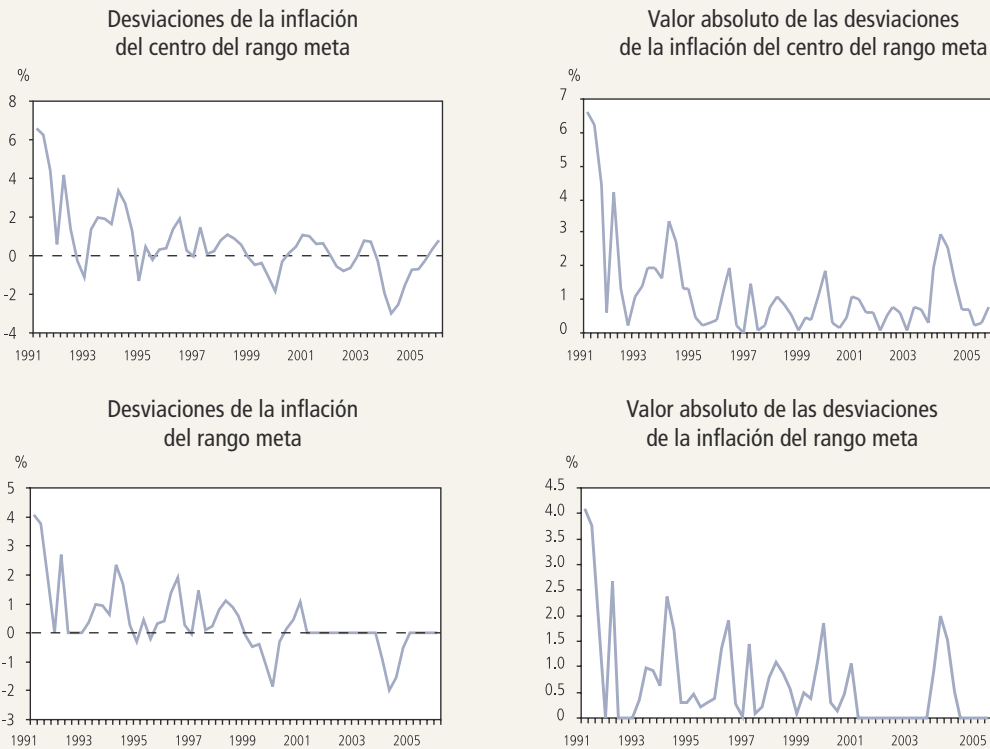
Albagli y Schmidt-Hebbel (2005) realizaron una comparación internacional de los resultados, en términos de inflación, para varios países cuyos bancos centrales implementan su política monetaria con régimen de metas de inflación. Ellos encontraron que para distintas medidas de desviación de la inflación respecto de la meta, Chile se ubicaba dentro de los países con mayor precisión en una muestra de diecinueve países. Al menos, desde una perspectiva internacional, el Banco Central de Chile ha satisfecho sus promesas.

Luego, la pregunta es si este comportamiento ha sido coherente a lo largo del tiempo. El gráfico 2 presenta dos medidas de desviaciones de la inflación respecto de su meta para Chile desde 1991. En un caso, consideramos el centro del rango meta como el objetivo de la autoridad, mientras que en el otro, asumimos que la inflación no se desvía de su objetivo si es que se mantiene en el rango meta. En ambos casos, reportamos la desviación efectiva y el valor absoluto de la desviación. El gráfico claramente ilustra que el Banco Central fue menos riguroso al momento de cumplir la meta a comienzos de los noventa.³ Este mejoró hacia mediados de la década pasada, cuando la economía entró en una fase de crecimiento sostenido y baja inflación. Después de

³ Algunos autores normalizan las desviaciones de la inflación respecto de su meta por el nivel de la meta.

GRÁFICO 2

**Chile 1991-2005:
Desviaciones de la Inflación respecto de la Meta**



Fuente: Elaboración propia en base a cifras del Banco Central.

la Crisis Rusa, el Banco Central falló de manera más aguda en alcanzar el centro del rango meta. De hecho, en el 2004 la inflación cayó por debajo de 2%, el piso del rango meta. Durante los últimos años, sin embargo, el Banco Central ha logrado mantener la inflación dentro del rango meta.

2. Una Medida Directa de Credibilidad

Una medida directa de credibilidad es la diferencia entre las expectativas privadas de la inflación futura y la meta anunciada por la autoridad. Esta medida de credibilidad es coherente con la medida discutida por Faust y Svensson (2001) y Cukierman y Meltzer (1986). Este último artículo define credibilidad con el valor absoluto de la diferencia entre los planes de hacedor de política y las creencias del sector privado acerca de esos planes. Mientras menos sea esa diferencia, mayor es la credibilidad respecto de los planes.

Para construir esta medida de credibilidad, consideramos dos medidas de expectativas de inflación. La primera se basa en los diferenciales de tasa de mercado entre tasas nominales y reales. La segunda es una medida de expectativas tomada de datos de encuestas. El gráfico 3 muestra la evolución de la diferencia entre las expectativas de inflación, construidas usando el diferencial de tasas de interés de mercado, y la meta anunciada por la autoridad monetaria. El gráfico muestra que a credibilidad aumentó a comienzos de los noventa. Sin embargo, durante la Crisis Asiática, el valor esperado de la inflación estuvo bastante por sobre la meta anunciada por el Banco Central, señalizando un posible descenso en la credibilidad. Desde fines de los años noventa, la inflación esperada ha sido menor que el centro del rango meta, pero se ha ubicado dentro del mismo con excepción del año 2004. En otras palabras, la credibilidad de la meta parece haber aumentado en los últimos años.

GRÁFICO 3

Chile 1991-2005: Credibilidad de la Meta de Inflación (inflación esperada medida como el diferencial entre tasas de interés nominales y reales)

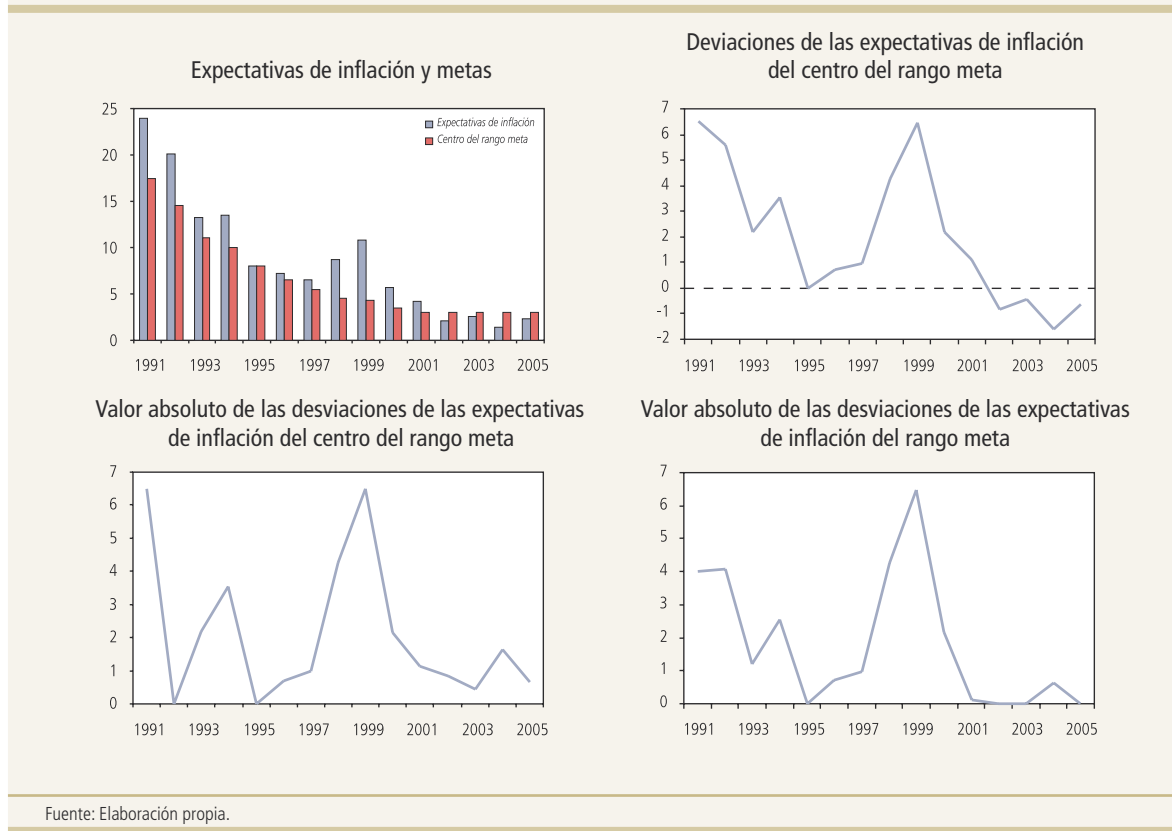


GRÁFICO 4

Chile 1993-2005: Credibilidad de la Meta de Inflación (Inflación esperada de acuerdo con *Consensus Forecast*)



Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Central y *Consensus Forecast*.

Esta medida de credibilidad, basada en expectativas de mercado extraídas de diferenciales de tasas de interés, está sujeta a dos críticas importantes. Primero, el nivel y la volatilidad de la inflación fueron mucho mayores a comienzos de los noventa que hacia fines de esa década. Esto implica que el premio implícito en las tasas de interés nominales por la incertidumbre inflacionaria fue también mayor a comienzos de los noventa. Consecuentemente, la diferencia entre la inflación esperada —bien medida— y la meta puede no haber disminuido a lo largo del tiempo. Segundo, aunque instrumentos nominales han existido por un largo tiempo, la profundidad y liquidez de los mercados donde estos se transan fueron muy bajas hasta el año 2001, cuando la política monetaria fue nominalizada.⁴ Por lo tanto, los precios no necesariamente reflejan las expectativas de mercado respecto de las expectativas de inflación.

El gráfico 4 muestra la diferencia entre las expectativas privadas de inflación y la meta anunciada usando datos de encuestas. Estos datos de encuestas a analistas

de expectativas de inflación futura, tomados de *Consensus Forecast*, están disponibles para Chile solo desde 1993. Cuando se utiliza esta medida de expectativas, se observa que la inflación esperada ha estado, generalmente, más cerca del centro del rango meta para la inflación. Hasta el año 2002, la inflación esperada estuvo por sobre el centro del rango meta, excepto en 1999. Desde ese año, la inflación esperada ha sido menor que el centro del rango meta de 3% y ha estado siempre dentro de este rango.⁵

⁴ Adicionalmente, junto con definir la tasa nominal de corto plazo (overnight) como su instrumento de política, en agosto del 2001 el Banco Central introdujo un conjunto de instrumentos nominales para ayudar a definir precios de referencia (benchmarks) para este tipo de instrumentos.

⁵ Para facilitar la comparación con periodos previos, consideramos las expectativas de inflación a un año plazo. Sin embargo, después de la introducción de una meta estacionaria y de largo plazo en 2001, la autoridad monetaria explícitamente estableció como objetivo mantener la inflación dentro de un rango en torno a la meta en un horizonte de doce a veinticuatro meses.

IV. FRECUENCIA DE AJUSTE DE PRECIOS, CREDIBILIDAD E INDEXACIÓN

La evidencia preliminar presentada en la sección anterior sugiere que podría, en efecto, haber habido ganancias en la credibilidad de la política monetaria durante el proceso desinflacionario llevado a cabo por el Banco Central en los noventa. En esta sección, hacemos un análisis más detallado de cómo cambios en el entorno macroeconómico pueden haber cambiado la dinámica inflacionaria. Partimos estimando un curva de Phillips de los Nuevos Keynesianos para Chile, y procedemos a realizar test de estabilidad para algunos parámetros claves. Luego, evaluamos si es que el grado de rigidez de precio para los bienes importados ha cambiado de una manera coherente con la hipótesis de que la credibilidad de la política monetaria en Chile ha aumentado. Nuestra evidencia a continuación tiende a dar soporte a la idea de que el coeficiente de traspaso del tipo de cambio a precios ha caído en el último tiempo.⁶

1. La Curva de Phillips y la Persistencia de la Inflación

Estimamos una curva de Phillips de los Nuevos Keynesianos (NKPC), en la cual los parámetros tienen una interpretación (semi) estructural. Enfatizamos que los parámetros no son completamente estructurales, pues cambios en el ambiente macroeconómico parecen haber afectado algunos de sus valores (ver también Rudd y Whelan, 2003 y 2005). En concreto, la fracción de las firmas que ajustan óptimamente sus precios en cada período cayó hacia finales de los años noventa, y el peso dado a la meta de inflación por todas aquellas firmas que ajustan pasivamente sus precios parece haber aumentado en años recientes. Argumentamos que esta evidencia es coherente con la idea de que la mayor credibilidad del Banco Central en su compromiso de mantener una inflación baja y estable cambió la forma en que las firmas ajustan sus precios.

La formulación teórica de la NKPC se basa en un modelo estándar de competencia monopolística donde, siguiendo a Clavo (1983), las firmas ajustan sus precios de manera infrecuente al momento de recibir una señal.⁷ En este artículo extendemos el modelo básico desarrollado por Galí y Gertler (1999) de manera tal de permitir un ajuste pasivo para todas aquellas firmas que no puedan

optimizar en un período determinado. Las firmas, por lo tanto, cambian precios cada período, ya sea de manera óptima o bien siguiendo una regla de ajuste pasivo. La lógica tras este proceso dual de ajuste de precios es que los costos de menú que inhiben un ajuste más frecuente de precios no están relacionados con los costos mismos de cambiar precios, sino que más bien dicen relación con todos aquellos costos involucrados en el proceso de optimización (tales como recopilar información respecto de las condiciones del mercado, de los costos de producción y/o distribución y de las proyecciones de estas variables en el tiempo). Dados esos costos de menú, las firmas optimizarán solo de manera infrecuente (ver Christiano, Eichenbaum, y Evans, 2005).

Este marco es el apropiado para describir la dinámica inflacionaria en Chile por dos motivos. Primero, la noción de ajuste pasivo es bastante plausible en un ambiente de alta inflación, tal como en Chile a comienzos de la década de 1990, de donde es difícil extraer el contenido informativo de los precios.⁸ Segundo, este supuesto de ajuste pasivo permite introducir formalmente un mecanismo de indexación en la curva de Phillips. En el caso de Chile, la indexación ha sido un fenómeno generalizado en la economía por muchos años (Landerretche, Lefort y Valdés, 2002).

El mecanismo de ajuste pasivo para aquellas firmas que no ajustan óptimamente sus precios consiste en ajustar precios de manera proporcional a un promedio geométrico entre la inflación pasada y la meta de inflación anunciada por la autoridad monetaria. Este mecanismo se puede representar a partir de la siguiente expresión:

$$\Gamma_{t,i} = \prod_{j=1}^i (1 + \pi_{t+j-1})^{\kappa} (1 + \pi_{t+j}^{tar})^{1-\kappa}, \quad (1)$$

donde $\Gamma_{t,i}$ es el cambio porcentual en el precio de una firma que no ajusta óptimamente su precio entre t y $t+i$, π_{t+j-1} es la tasa de inflación en $t+j-1$, y π_{t+j}^{tar} es la meta de inflación definida por la autoridad para el

⁶ *García y Restrepo (2001) y Schmidt-Hebbel y Werner (2002) documentan la existencia de un cambio en el grado de traspaso del tipo de cambio a precios en la economía Chilena.*

⁷ *Ver Galí y Gertler (1999) para una derivación completa de la NKPC.*

⁸ *Calvo, Celasun y Kumhof (2003) y Mankiw y Reiss (2002) desarrollan modelos en los cuales la estrategia de ajuste de precios puede basarse en mecanismos de ajuste pasivo.*

período $t+j$. El parámetro κ mide la ponderación de la inflación pasada en el mecanismo de ajuste pasivo y está asociado a la credibilidad que posea la meta de inflación. Mientras mayor sea este parámetro, más peso se dará a la inflación pasada y menos a la meta de inflación y, por lo tanto, menos creíble será el anuncio de la autoridad monetaria. Este parámetro determina, además, la persistencia de la inflación en la versión ampliada de la curva de Phillips de los Nuevos Keynesianos, dada por:

$$\hat{\pi}_t = \lambda \xi mc_t + \gamma_f E_t \hat{\pi}_{t+1} + \gamma_b \hat{\pi}_{t-1} + \zeta_t, \quad (2)$$

donde $\pi_t = \pi_t - \pi_t^{tar}$ corresponde a la desviación de la inflación respecto de la meta, mc_t representa los costos marginales, $\lambda(\kappa, \theta, \beta) = (1 - \theta)(1 - \theta\beta)/[\theta(1 + \kappa\beta)]$, $\gamma_f(\kappa, \theta, \beta) = \beta/(1 + \kappa\beta)$, y $\gamma_b(\kappa, \theta, \beta) = \kappa/(1 + \kappa\beta)$. El parámetro β es la tasa de descuento subjetiva de los dueños de las firmas. El término ζ_t es una función de los cambios en la meta de inflación.⁹ Tal como se mencionó, el parámetro κ define el componente retrospectivo de la curva de Phillips y corresponde a una medida del grado de indexación a la inflación pasada en la economía.

El parámetro θ es la probabilidad de que una firma no reciba la señal para optimizar su precio en un período determinado. También corresponde a la fracción de las firmas que no ajustan de manera óptima su precio. Suponemos que este parámetro captura, hasta cierto punto, la credibilidad en la política monetaria. En el modelo estándar de Calvo (op. cit.), la probabilidad de ajustar precios —o la fracción de las firmas que ajustan óptimamente cada período— no tiene una interpretación económica más allá de ser una medida del grado de rigidez nominal de los precios. En nuestro caso, suponemos que las firmas van a ajustar precios de manera óptima con más frecuencia cuando la inflación futura sea más incierta y cuando el compromiso del banco central respecto de mantener una inflación baja y estable sea percibido como débil.

Basados en la ecuación (2), estimamos los parámetros θ , β , y κ usando el método generalizado de momentos (GMM) con datos trimestrales para el período 1991:1 – 2005:4. Utilizamos las siguientes condiciones de ortogonalidad:

$$E_t \left\{ \begin{bmatrix} \theta(1 + \theta\beta)\hat{\pi}_t - (1 - \theta)(1 - \theta\beta)\xi mc_t \\ -\theta\beta\hat{\pi}_{t+1} - \theta\kappa\hat{\pi}_{t-1} + \theta(1 + \theta\beta)\zeta_t \end{bmatrix} \mathbf{z}_t \right\} = 0, \quad (3)$$

donde \mathbf{z}_t es un vector de instrumentos que incluye tres rezagos de las desviaciones de la inflación respecto de la meta, las desviaciones de los costos marginales reales respecto de su tendencia, y rezagos de la brecha de producto (desde $t-3$ a $t-5$).¹⁰

Mostramos los valores estimados de los parámetros θ , β , y λ bajo cuatro especificaciones distintas para los costos marginales, suponiendo alternativamente que el capital tiene total movilidad entre firmas o que es específico a cada una de ellas. También reportamos el valor estimado del parámetro κ , que mide el peso que asignan las firmas a la inflación pasada en su mecanismo de indexación automática.

Los valores estimados para el parámetro θ bajo nuestra especificación híbrida de la NKPC se ubican en un rango de 0.8 a 0.9. Estos valores implican que las firmas ajustan sus precios de manera óptima cada siete trimestres, en promedio. En el caso del factor de descuento, β , nuestros resultados empíricos indican que el valor estimado para este parámetro es algo pequeño. Los resultados para la especificación de los costos marginales donde se supone que el capital es específico a la firma. $\xi \neq 1$ dan un menor valor para el parámetro θ , lo cual implica una menor duración para la rigidez de precios, tal como en Galí, Gertler, y López-Salido (2001). Finalmente, las restricciones de sobreidentificación se satisfacen en todos los casos.¹¹

El parámetro κ es coherentemente estimado en el rango de 0.75 a 0.82, lo cual implica que dentro del período muestral las firmas dieron un peso mayor a la inflación pasada que a la meta de inflación al momento de indexar sus precios. Este rango de números sugiere además un rol mucho más importante para la inflación

⁹ En el estado estacionario, con una meta de inflación constante, se tiene que $\zeta_t = 0$.

¹⁰ Para chequear la relevancia del set de instrumentos usados en nuestras regresiones, testeamos la hipótesis nula de que los coeficientes de todos los instrumentos en la primera etapa de la estimación son conjuntamente cero. El estadígrafo F , el valor p asociado, y el R^2 ajustado de la primera etapa de estas regresiones nos permite rechazar la hipótesis nula de que los instrumentos son conjuntamente irrelevantes. En general, el R^2 ajustado es superior a 0.5.

¹¹ Como ejercicio de robustez para evaluar la importancia del componente rezagado de la inflación en la curva de Phillips, incorporamos rezagos adicionales de la inflación en el modelo híbrido (ecuación 3). Rezagos adicionales de la inflación resultaron no ser estadísticamente significativos. Tampoco resultó significativa la suma de rezagos adicionales de la inflación.

CUADRO 1

Estimación Base de la Curva de Phillips

	Especificación de la Tecnología											
	Cobb-Douglas		Trabajo fijo		CES, $\sigma=0.5$		CES, $\sigma=1.5$		CES econ. abierta, $\sigma=0.5$		CES econ. abierta, $\sigma=1.5$	
	$\xi=1$	$\xi \neq 1$	$\xi=1$	$\xi \neq 1$	$\xi=1$	$\xi \neq 1$	$\xi=1$	$\xi \neq 1$	$\xi=1$	$\xi \neq 1$	$\xi=1$	$\xi \neq 1$
θ	0.910 (0.05)	0.679 (0.04)	0.927 (0.04)	0.721 (0.03)	0.916 (0.04)	0.659 (0.04)	0.930 (0.04)	0.809 (0.04)	0.921 (0.03)	0.669 (0.03)	0.932 (0.03)	0.802 (0.03)
β	0.973 (0.16)	0.973 (0.16)	0.966 (0.13)	0.966 (0.13)	0.973 (0.15)	0.973 (0.15)	0.970 (0.15)	0.970 (0.15)	0.969 (0.14)	0.969 (0.14)	0.951 (0.12)	0.951 (0.12)
κ	0.776 (0.11)	0.776 (0.11)	0.730 (0.09)	0.730 (0.09)	0.732 (0.08)	0.732 (0.08)	0.760 (0.11)	0.760 (0.11)	0.727 (0.10)	0.727 (0.10)	0.737 (0.09)	0.737 (0.09)
λ	0.006 (0.00)	0.090 (0.03)	0.005 (0.00)	0.068 (0.03)	0.005 (0.00)	0.108 (0.06)	0.004 (0.00)	0.029 (0.02)	0.005 (0.00)	0.102 (0.06)	0.004 (0.00)	0.034 (0.02)
γ_f	0.554 (0.02)	0.554 (0.02)	0.567 (0.02)	0.567 (0.02)	0.568 (0.03)	0.568 (0.03)	0.558 (0.02)	0.558 (0.02)	0.568 (0.02)	0.568 (0.02)	0.559 (0.02)	0.559 (0.02)
γ_b	0.442 (0.01)	0.442 (0.01)	0.428 (0.01)	0.428 (0.01)	0.427 (0.01)	0.427 (0.01)	0.437 (0.01)	0.437 (0.01)	0.426 (0.01)	0.426 (0.01)	0.433 (0.01)	0.433 (0.01)
τ_1	0.430 (0.07)	0.430 (0.07)	0.414 (0.06)	0.414 (0.06)	0.416 (0.06)	0.416 (0.06)	0.424 (0.07)	0.424 (0.07)	0.413 (0.07)	0.413 (0.07)	0.412 (0.06)	0.412 (0.06)
τ_2	-0.442 (0.01)	-0.442 (0.01)	-0.428 (0.01)	-0.428 (0.01)	-0.427 (0.01)	-0.427 (0.01)	-0.437 (0.01)	-0.437 (0.01)	-0.426 (0.01)	-0.426 (0.01)	-0.433 (0.01)	-0.433 (0.01)
D	11.169 (6.75)	3.121 (0.38)	13.674 (6.86)	3.591 (0.44)	12.022 (6.39)	2.937 (0.35)	14.372 (8.98)	5.226 (0.10)	12.693 (5.93)	3.020 (0.33)	14.632 (6.70)	5.056 (0.90)
Test J	4.505 (0.98)	4.505 (0.98)	4.060 (0.99)	4.060 (0.99)	4.227 (0.98)	4.228 (0.98)	4.063 (0.99)	4.063 (0.99)	4.487 (0.98)	4.487 (0.98)	4.464 (0.98)	4.464 (0.98)
Valor ρ	(0.98)	(0.98)	(0.99)	(0.99)	(0.98)	(0.98)	(0.99)	(0.99)	(0.98)	(0.98)	(0.98)	(0.98)

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Entre paréntesis, errores estándar basados en la matriz de covarianzas de Newey-West, robusta a autocorrelación serial de hasta 12 rezagos. La fila D reporta la duración estimada de la rigidez de precios, y J corresponde al test de Hansen para las restricciones de sobreidentificación (entre paréntesis se reporta el valor ρ). $\xi = 1$: capital móvil; $\xi \neq 1$: capital específico a la firma. El conjunto de instrumentos incluye cinco rezagos de las desviaciones de la inflación respecto de la meta y de las desviaciones del producto respecto de su tendencia, tres rezagos de los costos marginales reales, y cinco rezagos de los términos de intercambio sin tendencia.

pasada en la curva de Phillips que el estimado por Galí y Gertler (1999) y Galí, Gertler, y López-Salido (2001) para la Zona Euro, pero similar al estimado por estos autores para Estados Unidos. Cuando se estima la especificación no estructural de la curva de Phillips se encuentra que γ_b se acerca a 0.45 y es estadísticamente significativo en todas las especificaciones. Este valor es algo menor que el reportado por Agénor y Bayraktar

(2003) para Chile en su estudio de la dinámica inflacionaria en países de ingreso medio. Estos autores estiman una curva de Phillips no estructural que incluye tanto la inflación rezagada como una medida de expectativas de inflación; ellos encuentran un coeficiente de 0.52 para la inflación rezagada. A diferencia de nuestro caso, Agénor y Bayraktar usan varios rezagos de la brecha de producto (hasta tres

en el caso de Chile) como medida de las presiones subyacentes a la inflación.

Ahora nos enfocamos al tema de la estabilidad de los parámetros.¹² Siguiendo a Céspedes, Ochoa, y Soto (2005), consideramos un test de predicción de cambio estructural con quiebre desconocido desarrollado por Ghysels y Hall (1990), Ghysels, Guay y Hall (1997), y Guay (2003). Este test consiste en estimar un vector de parámetros para una primera submuestra y luego evaluar las condiciones de momento para la segunda submuestra con este grupo de parámetros. Luego, la primera submuestra se incrementa en una observación a la vez y se repite el proceso. En cada iteración se construye el estadístico PR (o *predictive test*).¹³

El cuadro 2 presenta los valores de los estadígrafos PR (el supremo: supPR; el promedio: avgPR; y el exponencial: expPR), junto con las fechas en que se obtiene el mayor valor para el estadístico correspondiente que indica el posible quiebre estructural. Los estadígrafos del tipo PR se pueden dividir entre aquellos que permiten hacer un test

de cambio estructural de un conjunto de parámetros y aquellos que permiten testear la estabilidad de las restricciones de sobreidentificación (Sowell, 1996). Reportamos los estadígrafos tipo PR1 que permiten testear la estabilidad tanto de los parámetros

¹² Este tema no ha sido formalmente analizado en la literatura. Jondeau y Le Bihan (2005) testean la estabilidad de sus estimaciones de la curva de Phillips, pero solo examinan los parámetros de forma reducida (especificación lineal) y utilizan test del tipo Wald, los cuales presentan algunos problemas (tal como ellos lo enfatizan).

¹³ Para nuestros propósitos, este enfoque presenta varias ventajas sobre enfoques alternativos tales como los tests del tipo Wald propuestos por Andrews (1993) y Andrews y Ploberger (1994). Primero, solo usamos los parámetros estimados con la primera submuestra, lo cual permite estimar la presencia de un quiebre estructural aun cuando la segunda muestra contenga pocas observaciones y la estimación de parámetros no sea posible (un problema común de los tests tipo Wald es que no permiten detectar quiebres estructurales hacia el final de una muestra). Segundo, no establecemos a priori condiciones de ortogonalidad iguales a cero en la segunda submuestra, a fin de evitar rechazar la hipótesis de estabilidad de parámetros cuando estos son en efecto estables pero hay problemas de especificación (por ejemplo, variables omitidas). Una breve descripción de estos tests se encuentra en Céspedes, Ochoa y Soto (2005).

CUADRO 2

Test PR de Quiebre Estructural en la Curva de Phillips

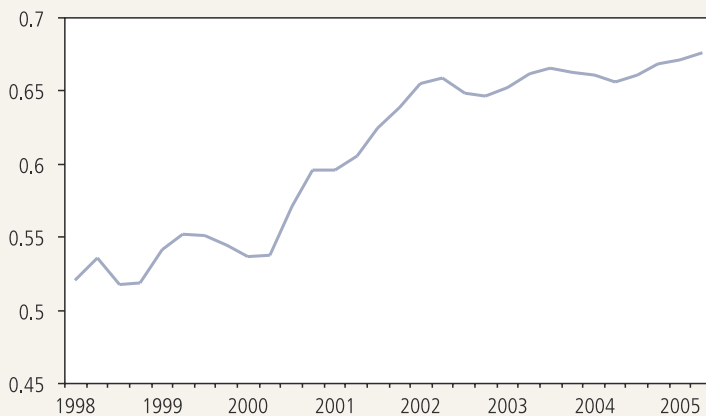
Tecnología	Sup PR1	Avg PR1	Exp PR1	Sup PR2	Avg PR2	Exp PR2
Cobb-Douglas Estadígrafo PR Fecha del punto de quiebre estimado: 2001:3 $\kappa_1 = 0.921$ $D1 = 2.41$	152.63*	32.56*	73.12*	85.86*	17.29*	39.63*
Trabajo fijo Estadígrafo PR Fecha del punto de quiebre estimado: 2001:4 $\kappa_1 = 0.868$ $D1 = 3.18$	117.84*	15.48**	55.62*	81.52*	9.97	37.46*
CES Estadígrafo PR Fecha del punto de quiebre estimado: 2001:4 $\kappa_1 = 0.765$ $D1 = 2.46$	79.40*	20.45**	37.10*	46.98*	10.01	20.21*
CES para economía abierta Estadígrafo PR Fecha del punto de quiebre estimado: 2001:4 $\kappa_1 = 0.768$ $D1 = 2.59$	141.42*	34.50*	67.49*	89.77*	18.17**	41.67*

Fuente: Elaboración propia.

Nota: El cuadro reporta el test predictivo para la hipótesis nula de estabilidad estructural, junto con las fechas estimadas de los puntos de quiebre y los valores del parámetro κ_1 y de la duración estimada de la rigidez de precios para la muestra hasta antes del punto de quiebre (κ_1 y $D1$ respectivamente). Estos valores se obtienen utilizando simulaciones de Monte Carlo con 10,000 repeticiones. La tecnología CES corresponde a una función de producción con elasticidad de sustitución constante.

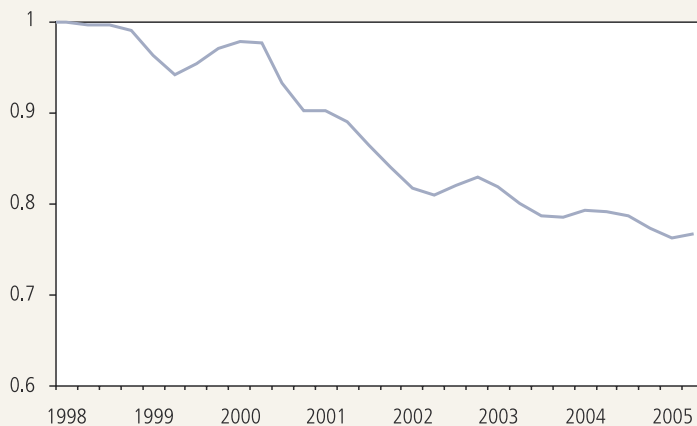
*Indica significancia estadística a un nivel de 1%. ** Indica significancia estadística a un nivel de 5%.

GRÁFICO 5

Rigidez de Precio en la Curva de Phillips (θ)

Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO 6

Peso de la Inflación Pasada en el Mecanismo de Indexación Automática (κ)

Fuente: Elaboración propia.

como de las restricciones de sobreidentificación, y los estadígrafos tipo PR2 que permiten testear solamente la estabilidad de los parámetros. Los resultados muestran que no se puede rechazar la hipótesis de la existencia de un quiebre para las cuatro especificaciones de los costos marginales. Más aún, los estadígrafos PR1 y PR2 estiman coherentemente la fecha del quiebre en el primer trimestre del año 2001, cerca del momento en que la inflación alcanza su nivel de largo plazo en torno a 3%. Reportamos también los valores estimados del parámetro κ y la duración de la rigidez de los precios antes de la fecha del quiebre, κ_1 y D_1 , respectivamente.

En la mayoría de los casos, el valor de en la primera submuestra κ_1 , es mayor que el valor estimado usando la muestra completa. Esto sugiere que, después del quiebre del año 2001, las firmas asignan un mayor peso a la meta de inflación para indexar sus precios. Por último, y tal como esperábamos, encontramos que la duración estimada de los precios antes de ser ajustados óptimamente es menor antes del quiebre.

Los resultados anteriores son coherentes con los de Hutchison y Walsh (1998), quienes entregan evidencia de un posible cambio en el *tradeoff* entre producto e inflación para Nueva Zelanda tras la implementación del *Reserve Bank Act* de 1989 que le dio autonomía a su banco central. En su caso, tanto tests directos de estabilidad de parámetro como la inferencia basada en los errores de proyección de la inflación indican que el Acta de 1989 puede haber alterado alguna de las relaciones económicas fundamentales al modificar el grado de independencia del banco central y su compromiso con la estabilidad de precios.

Para profundizar en el caso de Chile, estimamos una serie de regresiones comenzando en el período 1991:1–1997:4, y luego adicionamos una observación a la vez. Para estas estimaciones utilizamos la medida de costos marginales computada usando una función de producción con trabajo fijo y capital específico a la firma.

Los resultados indican que la rigidez de precios, capturada por el parámetro θ , ha aumentado en los últimos años (ver gráfico 5). Específicamente, la duración estimada de la rigidez de precios (i.e. el período entre ajustes óptimos de precios) subió de dos trimestres en el período previo al año 2000 hasta alrededor de tres trimestres para la muestra completa. También encontramos que el parámetro que mide el peso asignado por las firmas a la inflación pasada en su mecanismo de indexación, (κ), ha caído a lo largo del tiempo (ver gráfico 6). Por lo tanto, el peso dado a la meta de inflación en este mecanismo de indexación ha aumentado a lo largo del tiempo, indicando mayor credibilidad de la misma.

La evidencia aquí presentada es coherente con la idea de que algunos parámetros dependen de las políticas (Rudd y Whelan, 2005). El aumento en la rigidez de precios y la disminución del grado de indexación a la inflación pasada da soporte a la hipótesis de que la política monetaria en Chile se ha vuelto más creíble. Estos resultados también están en línea con la visión, tanto teórica como empírica, de que una política monetaria más creíble está negativamente relacionada con la persistencia de la inflación (Taylor, 2000; Sargent, 1999).

2. Cambios en el Coeficiente de Traspaso del Tipo de Cambio a Precios

Existe amplia literatura empírica que demuestra que el traspaso del tipo de cambio a precios no es completo en el corto plazo. En varios países, el precio de las importaciones se desvía de la *ley de un solo precio* (Campa y Goldberg, 2002), y frecuentemente la respuesta de la inflación del IPC a cambios en el tipo de cambio no es uno a uno en el corto plazo (Borensztein y De Gregorio, 1999; Goldfajn y Werlang, 2000). En esta subsección, presentamos evidencia de la evolución del traspaso del tipo de cambio a los precios en Chile en los últimos quince años, usando una curva de Phillips de los Nuevos Keynesianos como marco analítico (Monacelli, 2003).

El traspaso de variaciones del tipo de cambio a los precios puede no ser completo en el corto plazo por características estructurales de los mercados, como plantea Dornbusch (1977), o debido a rigideces nominales. Dada una estrategia de fijar precios de acuerdo con el mercado donde se vende el producto, o *pricing-to-market* (Betts y Devereux, 1996), si algunos de los precios de los bienes importados son rígidos, entonces un movimiento del tipo de cambio no va a ser completamente traspasado a los precios finales. En otras palabras, el traspaso de tipo de cambio a los precios finales de las importaciones será incompleto. Por lo mismo, un cambio en el grado de rigidez nominal de los precios va a implicar también modificaciones en el grado de traspaso del tipo de cambio.

Dado que estamos interesados en el traspaso del tipo de cambio desde una perspectiva macroeconómica, estimamos el efecto de una variación del tipo de

cambio sobre el precio de los bienes importados basados en un modelo de precios rígidos similar al utilizado para estimar la curva de Phillips en la sección anterior. Siguiendo a Monacelli (2003), suponemos que las firmas distribuidoras locales compran diferentes variedades de bienes importados en el extranjero y luego los venden internamente. Suponemos también que cada firma distribuidora posee poder monopolístico sobre una variedad particular y ajusta su precio de manera óptima en forma ocasional, con una probabilidad de $1-\theta_M$ cada período. El coeficiente θ_M es una medida del grado de rigidez nominal en el sector importador y determina el grado de imperfección en el traspaso del tipo de cambio. Mientras mayor sea este coeficiente, menos frecuente será el ajuste óptimo de precios y menor será el traspaso del tipo de cambio a los precios de bienes importados y a la inflación (ver apéndice).

Consideremos a una firma que distribuye la variedad z_M y que es capaz de ajustar óptimamente su precio en el período t . Esta firma elegirá un nuevo precio, $P_{M,t}^{new}(z_M)$, de manera tal de maximizar el valor presente esperado de su utilidad:

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} \theta_M^i \Lambda_{t,i} \left[\frac{P_{M,t}(z_M) - S_{t+i} P_{M,t+i}^*(z_M)}{P_{t+i}} C_{M,t+i}(z_M) \right],$$

sujeito a la demanda interna por esa variedad. La variable S_t en la expresión anterior es el tipo de cambio nominal, y $P_{M,t}^*(z_M)$ representa el precio internacional de la variedad z_M expresado en moneda externa. De la condición de primer orden para este problema, podemos establecer la siguiente relación entre la inflación de bienes importados, $\pi_{M,t}$ y el logaritmo del precio de bienes importados en el extranjero expresado en moneda doméstica, $s_t + p_{M,t}^*$, relativo al logaritmo del precio de los bienes importados en el mercado interno, $p_{M,t}$:

$$\pi_{M,t} = \frac{(1-\theta_M)(1-\theta_M\beta)}{\theta_M} (s_t + p_{M,t}^* - p_{M,t}) + \beta E_t \pi_{M,t+1}. \quad (4)$$

Estimamos la ecuación (4) por GMM, usando un índice de precios de bienes importados (el *índice de valor unitario de importaciones*, o IVUM) como *proxy* del precio de los bienes importados denominados en moneda extranjera. El precio interno de los bienes importados es aproximado por el índice de precios de

los bienes transables incluido en la canasta del IPC. Nuestra medida de inflación de bienes importados, por lo tanto, corresponde a la variación trimestral del índice de precios de los bienes transables. La especificación de la ecuación (4) presume que el servicio de distribución de las empresas minoristas que venden los bienes importados internamente no requiere de otros insumos. Nuestros resultados indican que el precio relativo en el extranjero de los bienes importados por Chile es un determinante fundamental de la inflación de los bienes transables, y que las expectativas de inflación futura son también muy importantes. Más aun, el coeficiente que mide la rigidez de precios, θ_M , es positivo y estadísticamente significativo (cuadro 3). El valor estimado para este parámetro implica que el número esperado de trimestres en los cuales los precios no se ajustarán óptimamente es de alrededor de cinco.

Para evaluar posibles quiebres estructurales, consideramos el test predictivo de cambios estructurales discutido en la sección previa. El test supPR sugiere un quiebre estructural alrededor del primer trimestre del 2001. Nuevamente, para determinar la relevancia de este quiebre estimamos un conjunto de regresiones, comenzando con una regresión para el período 1991:1–1997:4 y luego

agregamos una observación a la vez. El resultado de este ejercicio indica que la rigidez promedio de los noventa fue cerca de 2.5 trimestres (i.e. los precios se ajustaron de manera óptima cada 2.5 trimestres en promedio), la mitad del valor implícito para la muestra completa. El cuadro 3 también presenta resultados para dos submuestras que confirman lo anterior.¹⁴

Estos resultados indican que el traspaso de corto plazo de tipo de cambio a precios ha sido menor desde comienzos de los años 2000 —el período de baja inflación para la economía chilena—, que en el período previo. Taylor (2000) argumenta que el traspaso del tipo de cambio a precios debe ser menor en ambientes donde la inflación es menor, por cuanto la baja inflación está asociada con cambios menos persistentes en los costos. Desde la perspectiva de nuestro marco teórico, argumentamos que la mayor credibilidad en la política monetaria, entendida como un compromiso creíble

¹⁴ Aun cuando el número total de observaciones es pequeño, dividimos la muestra en dos partes: desde 1991:1 a 1997:4 y desde 1998:1 a 2005:4. Encontramos resultados coherentes con la hipótesis de cambio en el grado de rigidez de precios. En particular, la duración promedio de la rigidez de precios en el segundo período es casi el doble.

CUADRO 3

Curva de Phillips para la Inflación de Bienes Transables

	(1)	(2)	(3)
β	0.972 (0.01)***	0.907 (0.00)***	0.919 (0.01)***
θ_M	0.816 (0.05)**	0.649 (0.00)***	0.846 (0.04)**
λ	0.047 (0.03)**	0.223 (0.01)***	0.040 (0.02)**
Test J	4.870	3.229	3.533
Valor p	(0.99)	(1.00)	(1.00)
Muestra	1991:1-2005:4	1991:1-2000:4	1995:1-2005:4
SupPR test	1287.22	276.01	2396.41
Fecha del punto de quiebre estimado	2000:1	1999:4	2003:1

Fuente: Elaboración propia.

* Indica significancia estadística a un nivel de 1%. ** Indica significancia estadística a un nivel de 5%. *** Indica significancia estadística a un nivel de 10%.

por mantener una inflación baja y estable alrededor de 3%, ha reducido la frecuencia de ajuste de los precios.¹⁵

Un aspecto a destacar del cambio en el coeficiente de traspaso en Chile es que este no ocurrió en el momento en que la inflación alcanzó sus valores más bajos alrededor de 1998, sino algunos años después. Interpretamos este resultado en el sentido de que el grado de traspaso cambió solo cuando la política monetaria se hizo más creíble. Esta evidencia se relaciona con los resultados de Bailliu y Fujii (2004), quienes reportan que el traspaso del tipo de cambio a precios para un grupo de países industrializados cayó siguiendo la estabilización de la inflación a comienzos de los años noventa, pero este no se redujo siguiendo un episodio similar en los años ochenta. Una interpretación para este resultado es que el proceso desinflacionario de los noventa fue percibido como más creíble y persistente que el episodio de la década anterior.

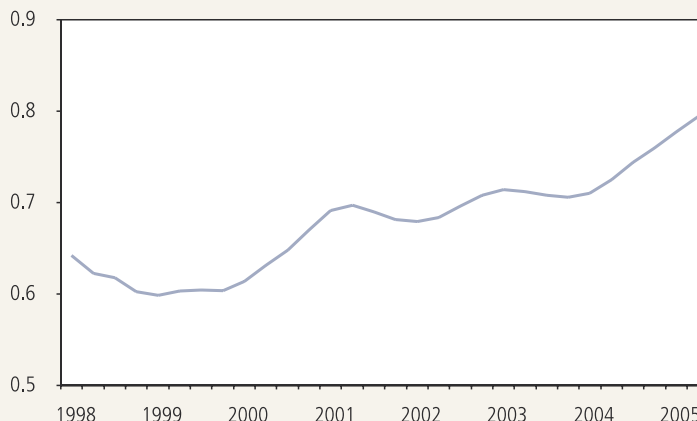
V. CREDIBILIDAD Y POLÍTICA MONETARIA

La sección previa mostraba que la frecuencia de ajuste de precios, el grado de indexación a la inflación pasada y el grado de traspaso del tipo de cambio a precios han caído a lo largo del tiempo, especialmente después del año 2000. Argumentamos que esta evidencia es coherente con nuestra hipótesis de que la política monetaria se ha vuelto más creíble en los últimos años.

Diversos estudios muestran que cuando la política monetaria no es completamente creíble, el *tradeoff* entre la estabilización del producto y la inflación es peor que cuando esta sí es creíble. De hecho, en la versión más simple de la curva de Phillips de los Nuevos Keynesianos, se puede llevar a cabo un proceso de estabilización completamente creíble sin pérdida de producto.

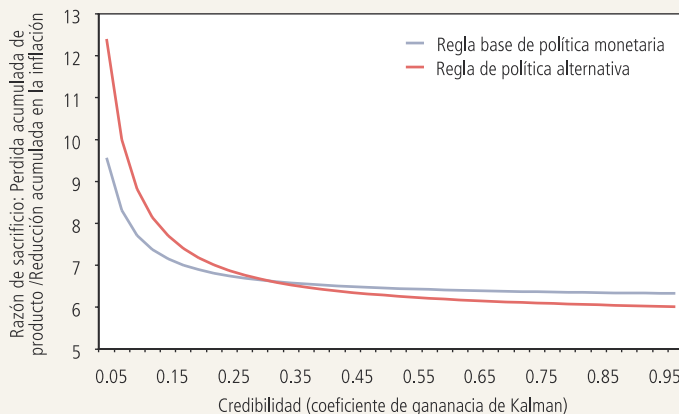
En Céspedes y Soto (2005), presentamos un modelo donde comparamos la razón de sacrificio implícita en distintas reglas de política monetaria bajo diversos niveles de credibilidad respecto de un proceso de

GRÁFICO 7
Rigidez de Precio en la Curva de Phillips para Bienes Transables (θ_M)



Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO 8
Razón de Sacrificio y Credibilidad



Fuente: Céspedes y Soto (2005).

desinflación. Ahí mostramos que si el banco central es estricto en su esfuerzo por alcanzar la meta inflacionaria, entonces el proceso desinflacionario puede generar pérdidas de producto significativas y razones de sacrificio elevadas cuando la credibilidad es baja. El gráfico 8 muestra la razón de sacrificio —esto es, las pérdidas acumuladas de producto relativas a la reducción acumulada en la inflación— para un *shock* desinflacionario como función de la credibilidad,

¹⁵ Céspedes y Valdés (2006) presentan evidencia de que países con bancos centrales más independientes tienen menores grados de traspaso del tipo de cambio a precios.

medida por el coeficiente de ganancia de Kalman, bajo dos reglas de política alternativas: una regla de Taylor y una regla alternativa con una fuerte respuesta de la tasa de interés frente a desviaciones de la inflación respecto de la meta.¹⁶ El gráfico ilustra claramente cómo la razón de sacrificio cae a medida que la credibilidad respecto de la meta de inflación aumenta (esto es, con un coeficiente de ganancia de Kalman mayor). La regla más dura implica una razón de sacrificio mayor que la regla de Taylor cuando la credibilidad es baja. Sin embargo, a medida que la credibilidad aumenta, la razón de sacrificio de la regla alternativa cae por debajo de la que se obtiene con la regla base. En otras palabras, a medida que la credibilidad aumenta, el banco central puede reducir la inflación de manera más rápida sin tener que sacrificar mucho producto.

En lo que sigue investigamos si la forma en que se conduce la política monetaria en Chile ha cambiado en línea con el análisis previo. Estimamos una regla de política monetaria para la tasa de interés para dos

períodos que tienden a coincidir con las dos fases del régimen de metas de inflación descritos arriba. El primero va desde el primer trimestre de 1991 hasta el último trimestre de 1997; el segundo desde el primer trimestre de 1998 hasta el cuarto trimestre del 2005.¹⁷ Como ya se mencionó, la primera fase del régimen de metas de inflación se caracterizó por horizontes de corto plazo para la meta inflacionaria, por un régimen de bandas para el tipo de cambio y por objetivos para la cuenta corriente. Capturamos esas características en el supuesto de que durante la primera fase del régimen de metas de inflación, la tasa de interés real (r_t) utilizada por el Banco Central como su instrumento de política es función de la inflación corriente, la brecha de producto y la diferencia entre el tipo de cambio real y su valor de tendencia. En concreto, estimamos la siguiente relación:

$$r_t = (1 - \rho_0)r + \rho_0 r_{t-1} + (1 - \rho_0)\omega_{\pi,0}(\pi_t - \pi_t^{tar}) + (1 - \rho_0)\omega_{y,0}g_{t-1} + (1 - \rho_0)\omega_{e,0}q_t^{mis} + u_t \quad (5)$$

donde g_{t-1} corresponde a la brecha producto en $t-1$, q_t^{mis} es el desalineamiento del tipo de cambio real y u_t es una combinación lineal de errores de predicción e innovaciones de política.¹⁸ Dado que este término u_t puede estar correlacionado con los valores actuales de la inflación y de la brecha de producto, estimamos esta ecuación utilizando GMM, tal como sugieren Clarida, Galí y Gertler (2000).

Los resultados indican que la especificación de la regla de política en la ecuación (5) es una buena descripción de la forma en que se condujo la política monetaria en el período 1991–97 (cuadro 4). Los

CUADRO 4		
Regla de Política Monetaria: Chile 1991-2005		
Variable dependiente: Tasa de interés real de política		
Parámetro	(1)	(2)
ρ_0, ρ_1	0.630 (0.06)*	0.630 (0.04)*
$\omega_{\pi,0}, \omega_{\pi,1}$	0.350 (0.17)***	1.840 (0.28)*
$\omega_{y,0}, \omega_{y,1}$	0.350 (0.04)*	0.650 (0.24)**
$\omega_{q,0}$	0.150 (0.05)**	
Período	1991:1–1997:4	1998:1–2005:4
R^2	0.81	0.94
Estadístico J	1.92	3.52
Valor p	(0.98)	(0.99)

Fuente: Elaboración propia.
* Indica significancia estadística a un nivel de 1%. ** Indica significancia estadística a un nivel de 5%. *** Indica significancia estadística a un nivel de 10%.
La variable dependiente es la tasa de interés real de política monetaria. Las regresiones se estiman usando GMM. La regresión 1 estima los parámetros con subíndice 1; la regresión 2 estima los parámetros con subíndice 2. El estadístico J es el test de Hansen para restricciones de sobre identificación (valores p entre paréntesis). Errores estándar entre paréntesis.

¹⁶ El modelo de Céspedes y Soto (2005) sigue el enfoque de Erceg y Levin (2003) para modelar credibilidad imperfecta. En particular, suponemos que los agentes deben resolver un problema de extracción de señales para poder determinar si un shock a la meta de inflación es permanente o transitorio. Para ello utilizan el filtro de Kalman. Mientras mayor es el coeficiente de ganancia del filtro, más rápido entienden la naturaleza del shock a la meta. Por lo tanto, mientras mayor es este coeficiente, más creíble es un shock permanente a la meta.

¹⁷ No separamos la muestra exactamente en 1999 para poder tener suficientes observaciones para estimar la regla de política durante la segunda fase.

¹⁸ La brecha producto corresponde a la diferencia entre el producto efectivo y una medida del producto de tendencia. Esta medida de tendencia se obtiene usando el filtro de Hodrick-Prescott (HP). El desalineamiento del tipo de cambio real corresponde a la diferencia entre el tipo de cambio real efectivo y una medida del tipo de cambio de equilibrio computada aplicando el filtro HP. Un valor positivo de q_t^{mis} implica que el tipo de cambio real está subvalorado respecto de su nivel de equilibrio.

coeficientes estimados presentan los signos esperados y son estadísticamente significativos en todos los casos. Según estos resultados, el Banco Central de Chile no respondió con acciones de política solo a las desviaciones de la inflación respecto de su meta sino también a desviaciones del producto respecto de su tendencia y a fluctuaciones del tipo de cambio real. Tal como se discutió más arriba, en este período el Banco Central también respondió a las fluctuaciones de la cuenta corriente.¹⁹

Al incluir el período 1998–2005 en la muestra, nuestra estimación de la regla de política tal como está especificada en la ecuación (5) entrega resultados insatisfactorios. La mayoría de los coeficientes se vuelven no significativos o presentan signos contraintuitivos (o ambos). Esto puede reflejar el cambio en el régimen de metas de inflación hacia fines de los noventa descrito arriba. Para explorar la posibilidad de un quiebre estructural en la conducción de la política monetaria, utilizamos el test predictivo de cambio de régimen discutido arriba en el contexto de la curva de Phillips. Los resultados de este test indican que en efecto hay evidencia de quiebre estructural, el cual habría ocurrido alrededor del primer trimestre del año 2000.²⁰

Por lo tanto, para capturar este cambio en la forma de conducir la política monetaria, reformulamos la ecuación (5) de la siguiente manera:

$$r_t = (1 - \rho_1)r_t + \rho_1 r_{t-1} + (1 - \rho_1)\omega_{\pi,1} [E_t(\pi_{t+4}) - \pi_{t+4}^{tar}] + (1 - \rho_1)\omega_{y,1}g_{t-1} + u_t \quad (6)$$

Estimamos esta nueva ecuación utilizando datos trimestrales para el período 1998:1 a 2005:4.²¹ No dividimos la muestra exactamente en el punto donde se detectó el quiebre estructural como forma de tener mayores grados de libertad en la estimación de la regla en la segunda fase.

Las estimaciones de la regla de política para este segundo subperíodo indican que durante la fase de implementación plena del régimen de metas de inflación, la autoridad monetaria ha mirado más hacia adelante. En contraste con la fase anterior, la evidencia indica que el Banco Central sí está dispuesto a permitir desviaciones de la inflación respecto de la meta siempre que esto no

implique desviaciones a futuro. Adicionalmente, el coeficiente asociado con la inflación, $\omega_{\pi,1}$, es mayor que el estimado con la primera muestra, aunque en rigor ambos no son directamente comparables. Este mayor coeficiente es coherente con la idea de que el Banco Central puede sacar partido del mejor *tradeoff* entre inflación y producto, derivado de la mayor credibilidad de sus políticas y de su compromiso con el control de la inflación.

VI. CONCLUSIONES

En este artículo, presentamos nueva evidencia de cambios en la dinámica del proceso inflacionario en Chile en años recientes. Basados en una curva de Phillips de los Nuevos Keynesianos, mostramos que la rigidez de precios ha aumentado, mientras que el grado de indexación a la inflación pasada ha caído. También mostramos que el grado de traspaso del tipo de cambio a precios ha decrecido. Nuestros resultados son coherentes con la idea de que la credibilidad de la política monetaria ha aumentado a lo largo de los últimos años. A medida que la política monetaria ha ido ganando credibilidad, los ajustes de precios —que son costosos— se han hecho menos frecuentes y la ponderación asignada a la meta de inflación en los mecanismos de indexación ha aumentado, en detrimento de la inflación pasada.

Estos cambios en el proceso inflacionario, generados por el aumento de la credibilidad de la política monetaria, pueden haber tenido importantes repercusiones en la forma en que esta se conduce en Chile. En particular, a medida que el Banco Central ha aumentado su credibilidad, ha podido enfrentar las desviaciones de la inflación respecto de la meta de manera más enérgica, sin tener que sacrificar mucho el producto. Basados en

¹⁹ Para testear cómo esto se pudo haber reflejado en la regla de política, incluimos la cuenta corriente en nuestras estimaciones. El coeficiente asociado con el superávit en cuenta corriente resultó negativo y estadísticamente significativo, indicando que el Banco Central tuvo una respuesta activa a los cambios en esta variable. Resultados disponibles a petición de los autores.

²⁰ Los estadígrafos PR fueron los siguientes: *supPR*: 174.48; *avgPR*: 71.27; y *expPR*: 83.94. Estos estadígrafos fueron calculados usando la matriz de covarianzas de Newey-West, robusta a autocorrelación serial de hasta doce rezagos.

²¹ Usamos una tasa de interés real *ex post* para el período 2000–05.

esta hipótesis, mostramos evidencia de la existencia de un quiebre estructural en la regla de política que caracteriza la conducción de la política monetaria. Encontramos que la regla de política ha tomado más en consideración las expectativas de inflación futura y se ha vuelto más agresiva para enfrentar la inflación.

REFERENCIAS

- Agénor, R.P. y N. Bayraktar (2003). "Contracting Models of the Phillips Curve; Empirical Estimates for Middle-Income Countries." Policy Research Working Paper N°3139, Banco Mundial.
- Albagli, E. y K. Schmidt-Hebbel (2005). "By How Much and Why Do Inflation Targeters Miss Their Targets?" Mimeo, Banco Central de Chile.
- Andrews, D (1993). "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point." *Econometrica* 61(4): 247–52.
- Andrews, D. y W. Ploberger (1994). "Optimal Tests When a Nuisance Parameter is Present Only under the Alternative." *Econometrica* 62(6): 1383–414.
- Bailliu, J. y E. Fujii (2004). "Exchange Rate Pass-through and the Inflation Environment in Industrialized Countries: An Empirical Investigation." Working paper 2004-12. Ottawa: Bank of Canada.
- Barro, R. y D. Gordon (1983). "A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model." *Journal of Political Economy* 91(4): 589–610.
- Betts, C. y M.B. Devereux (1996). "The Exchange Rate in a Model of Pricing-to-Market." *European Economic Review* 40(3–5): 1007–21.
- Blinder, A. (1999). "Central Bank Credibility: Why Do We Care and How Do We Build It?" NBER Working Paper N°7161.
- Borensztein, E. y J. De Gregorio (1999). "Devaluation and Inflation After Currency Crises." Mimeo, Centro de Estudios Aplicados, Universidad de Chile.
- Calvo, G., O. Celasun y M. Kumhof (2003). "Inflation Inertia and Credible Disinflation: The Open Economy Case." NBER Working Paper N°9557.
- Campa, J.M. y L.S. Goldberg (2002). "Exchange Rate Pass-through into Import Prices: A Macro or Micro Phenomenon?" Documento de Investigación N°D/475, IESE, Universidad de Navarra.
- Céspedes, L.F., M. Ochoa y C. Soto (2005). "An Estimated New Keynesian Phillips curve for Chile." Documento de Trabajo N°333, Banco Central de Chile.
- Céspedes, L.F. y C. Soto (2005). "Credibility and Inflation Targeting in an Emerging Market: Lessons from the Chilean Experience." *International Finance* 8(3): 545–75.
- Céspedes, L.F. y R. Valdés (2006). "Autonomía de Bancos Centrales: La Experiencia Chilena." *Economía Chilena* 9(1): 25–45.
- Christiano, L., M. Eichenbaum y C. Evans (2005). "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy." *Journal of Political Economy* 113(1): 1–45.
- Clarida, R., J. Galí y M. Gertler (2000). "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory." *Quarterly Journal of Economics* 115(1): 147–80.
- Corbo, V. (1998). "Reaching One-Digit Inflation: The Chilean Experience." *Journal of Applied Economics* 1(1): 153–64.
- Cukierman A. y A. Meltzer (1986). "A Theory of Ambiguity, Credibility, and Inflation under Discretion and Asymmetric Information." *Econometrica* 54(5): 1099–128.
- De Gregorio, J. (2003). "Productivity Growth and Disinflation in Chile." Documento de Trabajo N°246, Banco Central de Chile.
- Dornbusch, R. (1977). "Inflation, Capital, and Deficit Finance." *Journal of Money, Credit, and Banking* 9(1): 141–50.
- Erceg, C. y A.T. Levin (2003). "Imperfect Credibility and Inflation Persistence." *Journal of Monetary Economics* 50(4): 915–44.
- Faust, J. y L.E.O. Svensson (2001). "Transparency and Credibility: Monetary Policy with Unobservable Goals." *International Economic Review* 42(2): 369–97.
- Fischer, S. (1994). "Modern Central Banking." En *The Future of Central Banking*, editado por F. Capie, C. Goodhart, S. Fischer y N. Schnadt. Cambridge, MA, EE.UU.: Cambridge University Press.
- Galí, J. y M. Gertler (1999). "Inflation Dynamics: A Structural Analysis." *Journal of Monetary Economics* 44(2): 195–222.
- Galí, J. M. Gertler y J.D. López-Salido (2001). "European Inflation Dynamics." *European Economic Review* 45(7): 1237–70.
- García, P. y J.E. Restrepo (2001). "Price Inflation and Exchange Rate Pass-through in Chile." Documento de Trabajo N°128. Santiago: Banco Central de Chile.
- Ghysels, E., A. Guay y A. Hall (1997). "Predictive Tests for Structural Change with Unknown Breakpoint." *Journal of Econometrics* 82(2): 209–33.
- Ghysels, E. y A. Hall (1990). "A Test for Structural Stability of Euler Conditions Parameters Estimated via the Generalized Method of Moments Estimator." *International Economic Review* 31(2): 355–64.

- Goldfajn, I. y S. Werlang (2000). "The Pass-through from Depreciation to Inflation: A Panel Study." Documento de Trabajo N°423, Departamento de Economía, Pontificia Universidade Católica do Rio de Janeiro.
- Guay, A. (2003). "Optimal Predictive Tests." *Econometric Reviews* 22(4): 379–410.
- Hutchison, M.M. y C. Walsh (1998). "The Output-Inflation Tradeoff and Central Bank Reform: Evidence from New Zealand." *Economic Journal* 108(448): 703–25
- Jondeau, E. y H. Le Bihan (2005). "Testing for the New Keynesian Phillips Curve: Additional International Evidence." *Economic Modelling* 22(3): 521–50.
- Landerretche, O., G. Lefort y R. Valdés (2002). "Causes and Consequences of Indexation: A Review of the Literature." En *Inflation Targeting: Design, Performance, Challenges*, editado por N. Loayza y R. Soto, Banco Central de Chile.
- Mankiw, N.G. y R. Reis (2002). "Sticky Information Versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve." *Quarterly Journal of Economics* 117(4): 1295–328.
- Massad, C. (2003). *Políticas del Banco Central de Chile, 1997–2003*. Banco Central de Chile.
- Monacelli, T. (2003). "Monetary Policy in a Low Pass-through Environment." ECB Working Paper N°227, Banco Central Europeo.
- Morandé, F. (2002). "A Decade of Inflation Targeting in Chile." En *Inflation Targeting: Design, Performance, Challenges*, editado por N. Loayza y R. Soto, Banco Central de Chile.
- Posen, A. (1998). "Central Bank Independence and Disinflationary Credibility: A Missing Link?" *Oxford Economic Papers* 50(3): 335–59.
- Rudd, J. y K. Whelan (2003). "Inflation Targets, Credibility, and Persistence in a Simple Sticky-Price Framework." Finance and Economics Discussion Series Paper N°2003-43, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Rudd, J. y K. Whelan (2005). "New Tests of the New Keynesian Phillips Curve." *Journal of Monetary Economics* 52(6): 1167–81.
- Sargent, T.J. (1999). "A Primer on Monetary and Fiscal Policy." *Journal of Banking and Finance* 23(10): 1463–82.
- Schmidt-Hebbel K. y M. Tapia (2002). "Monetary Policy Implementation and Results in Twenty Inflation-Targeting Countries." Documento de Trabajo N°166, Banco Central de Chile.
- Schmidt-Hebbel, K. y A. Werner (2002). "Inflation Targeting in Brazil, Chile, and Mexico: Performance, Credibility, and the Exchange Rate." Documento de Trabajo N°171, Banco Central de Chile.
- Sowell, F. (1996). "Optimal Tests for Parameter Instability in the Generalized Method of Moments." *Econometrica* 64(5): 1085–107.
- Taylor, J. (2000). "Low Inflation, Pass-through, and Pricing Power of Firms." *European Economic Review* 44(7): 1398–408.
- Walsh, C. (1995). "Optimal Contract for Central Bankers." *American Economic Review* 85(1): 150–67.

APÉNDICE

Frecuencia de Ajuste de Precios y Traspaso de Tipo de Cambio a Precios

Del texto principal, tenemos que la inflación de bienes importados está dada por

$$\pi_{M,t} = \frac{(1-\theta_M)(1-\theta_M\beta)}{\theta_M} (s_t + p_{M,t}^* - p_{M,t}) + \beta E_t \pi_{M,t+1}$$

Si normalizamos el precio externo de los bienes importados $p_{M,t}^* = 1$, la ley de movimiento del precio interno de este tipo de bienes está dada por

$$p_{M,t} = \frac{\lambda_M}{1+\lambda_M+\beta} s_t + \frac{1}{1+\lambda_M+\beta} p_{M,t-1} + \frac{\beta}{1+\lambda_M+\beta} p_{M,t+1},$$

donde $\lambda_M = [(1-\theta_M)(1-\theta_M\beta)]/\theta_M$. Para simplificar, supongamos que el tipo de cambio nominal sigue un *paseo aleatorio*. Sean δ_1 y $\delta_2 = (\beta/\delta_1)$ las raíces estables e inestables de la solución para $p_{M,t}$.²² Podemos

reformular la solución para el precio interno de los bienes importados de la siguiente manera:

$$p_{M,t} = \frac{1}{\delta_1} p_{M,t-1} + \frac{\lambda_M}{\delta_1} \frac{1}{1-\delta_2} s_t.$$

El coeficiente de traspaso de corto plazo del tipo de cambio a precios se define como

$$\frac{\partial p_{M,t}}{\partial s_t} = \lambda_M \frac{1}{\delta_1 - \beta}.$$

Bajo precios flexibles, $\lambda_M \rightarrow \infty$, $\delta_1 \rightarrow \infty$, y $(\delta_1/\lambda_M) \rightarrow 1$. Luego, la elasticidad del coeficiente de traspaso es unitaria. Si los precios son completamente rígidos, entonces $\lambda_M = 0$ y $\delta_1 = 1$. En este caso, el coeficiente de traspaso es cero. Utilizando un argumento de continuidad, el coeficiente de traspaso es creciente en λ_M y, por lo tanto, decreciente en θ_M .

²² El coeficiente δ_1 es la solución a $\delta_1^2 - \delta_1(1+\lambda_M+\beta) + \beta = 0$.

MODELOS NEOKEYNESIANOS PARA CHILE DURANTE EL PERÍODO DE METAS DE INFLACIÓN: UN ENFOQUE ESTRUCTURAL

Rodrigo Caputo G.*
Felipe Liendo V.**
Juan Pablo Medina G.***

INTRODUCCIÓN

Los modelos de equilibrio general dinámico y estocástico (DSGE) con rigideces nominales se han convertido, en los últimos años, en una herramienta de uso frecuente en el análisis de política monetaria.¹ El modelo básico, con precios rígidos, se ha extendido como para incluir otras fuentes de rigideces nominales y reales. Estos elementos adicionales se han introducido de manera de generar el grado de persistencia que se observa en la inflación, los salarios reales y el producto.² Este tipo de rigideces es importante también en modelos desarrollados para economías abiertas.³

En este documento, estimamos un modelo DSGE de economía abierta para Chile con el objeto de determinar, a nivel agregado, la extensión y magnitud de las distintas rigideces, tanto nominales como reales, que explican el ciclo económico chileno. Identificar y cuantificar estas rigideces es un paso relevante para el diseño eficiente de la política monetaria. En particular, la existencia (o ausencia) de ciertas rigideces puede tener implicancias muy distintas para el *tradeoff* que enfrentan los bancos centrales entre estabilizar el producto y estabilizar la inflación. Por ejemplo, modelos neokeynesianos estándares con rigideces nominales de precios y salarios flexibles generan una prescripción de política clara (y quizás extrema): el rol de la política monetaria es estabilizar completamente la inflación. La razón de lo anterior es que, en este tipo de modelos, la inflación depende únicamente de la inflación esperada y de la brecha entre el producto efectivo y su nivel natural (que prevalecería en ausencia de rigideces nominales). Así, en este contexto, el banco central no enfrenta un *tradeoff*:

la estabilización de la inflación es equivalente a la estabilización del producto. La ausencia de este *tradeoff* es lo que Blanchard y Galí (2005) denominan la “divina coincidencia” y esta es una característica controversial de los modelos neokeynesianos estándares. Un mecanismo utilizado con frecuencia para evitar esta coincidencia es introducir un choque de costos en la curva de Phillips (ver Clarida, Galí y Gertler, 1999). De esta forma, el banco central enfrenta un *tradeoff* de estabilización y la prescripción de política cambia. Esta solución puede parecer ad hoc porque, como notan Blanchard y Galí (2005), los choques de oferta no aparecen de forma endógena en los modelos neokeynesianos estándares.

Una forma más estructural de lidiar con esta coincidencia es eliminar el supuesto de que los salarios son flexibles. Erceg, Henderson y Levine (2000) encontraron dos resultados importantes cuando ambos, salarios y precios, son rígidos. Primero, la

El modelo presentado aquí es una versión simplificada del modelo de equilibrio general (DSGE) que está siendo desarrollado en el Banco Central de Chile (el proyecto MAS). Agradecemos a los participantes de la novena conferencia anual del Banco Central de Chile, “Política Monetaria Bajo Metas de Inflación”, y en especial a nuestros comentaristas, Renzo Rossini y Raphael Bergoing. Agradecemos también a Sebastián Edwards, Douglas Laxton, Andrew Levin, Claudio Soto y Rodrigo Valdés por sus valiosos comentarios y sugerencias. Las opiniones, errores y omisiones son responsabilidad exclusiva de los autores y no necesariamente reflejan la posición del Banco Central de Chile ni la de sus Consejeros.

* Gerencia de Análisis Macroeconómico, Banco Central de Chile.

** Chilectra. Al escribir este documento, pertenecía al Banco Central de Chile.

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

¹ Importantes ejemplos de modelos con rigideces de precios son Goodfriend y King (1997) y Rotemberg y Woodford (1997).

² Altig et al. (2004), Christiano et al. (2005), y Smets y Wouters (2003b) han argumentado que estos elementos permiten explicar la dinámica conjunta de la inflación, el producto, los salarios reales, el empleo, la inversión y las tasas de interés reales de la economía de Estados Unidos. Modelos de economía abierta con rigideces nominales se desarrollan en Benigno y Benigno (2003), Galí y Monacelli (2005), y Schmitt-Grohé y Uribe (2001).

³ Ver, por ejemplo, Adolfson et al. (2005a, b) y Smets y Wouters (2003a).

función de bienestar de la autoridad monetaria depende de la varianza del producto, de la inflación de precios y de la inflación de salarios; segundo, en este contexto no hay acciones de política que permitan que más de una varianza esté en cero cuando hay choques exógenos. Estos autores demostraron que, a diferencia del modelo nekeynesiano estándar, en este caso existe un *tradeoff* entre estabilizar la brecha del producto, la inflación de precios y la inflación de salarios. Esto significa que, en este caso, el equilibrio eficiente (con precios y salarios flexibles) no se puede alcanzar con política monetaria. De esta forma, la prescripción de política monetaria que sugieren los modelos estándares —estabilizar completamente la inflación de precios— deja de ser la política óptima.

El resultado anterior se puede explicar de la siguiente manera. Por un lado, la existencia de salarios rígidos puede llevar a la dispersión, entre sectores, de las horas trabajadas de los hogares. Esta dispersión involucra un costo en términos de bienestar porque los hogares penalizan la volatilidad del empleo. La función de bienestar social depende entonces no solo de la varianza del producto y la inflación, como en el modelo estándar nekeynesiano, sino también de la volatilidad de la inflación de salarios (que tiene correlación directa con la varianza del empleo). Por lo tanto, las varianzas del producto, de la inflación de precios y de la inflación de salarios tienen un impacto negativo en la función de bienestar. Por otro lado, el hecho de que los salarios sean rígidos implica que la inflación de precios depende no solamente de la inflación de precios esperada y de la brecha del producto, sino también de la diferencia entre el salario real observado y de equilibrio. En consecuencia, cualquier choque que mueva el salario real de largo plazo genera un movimiento en la inflación de precios (porque el salario real efectivo no se ajusta completamente a su nivel de equilibrio). Este movimiento en la inflación de precios puede ser compensado, únicamente, por un cambio en la brecha de producto. Por esta razón, al introducir la rigidez tanto de precios como de salarios, la “divina coincidencia” deja de existir y surge un *tradeoff* entre la estabilización de la inflación de precios y del producto. A diferencia de los modelos estándares, que introducen este *tradeoff* en forma ad hoc, cuando hay rigideces de salarios este *tradeoff* aparece de forma endógena.

Además de introducir rigideces nominales, tanto de precios como de salarios, Blanchard y Galí (2005) consideran también rigideces reales, como la indexación de salarios. En este caso, la existencia de un *tradeoff* de estabilización dependerá tanto del grado de inercia de los salarios como de las rigideces nominales. En este caso, la “divina coincidencia” tampoco se cumple.

En presencia de rigideces de salarios, una regla de política que trata de estabilizar completamente la inflación de precios es subóptima. En particular, este tipo de regla puede exacerbar la volatilidad tanto del producto como de la inflación. En este caso, como muestran Erceg et al. (2000) y Blanchard y Galí (2005), una regla de política alternativa que minimice la volatilidad de un promedio ponderado entre inflación de precios y de salarios puede tener un mejor desempeño. En otras palabras, la recomendación de política óptima depende del conjunto de fricciones que enfrenta la economía y, en especial, de la importancia de las rigideces nominales y reales en el proceso de fijación de precios y salarios.⁴

Los modelos estándares de forma reducida, sin microfundamentos explícitos, son incapaces de identificar, en la práctica, la fuente de fricciones nominales o reales. Por lo tanto, la contribución que estos pueden hacer al análisis de política es más bien limitada. Nosotros especificamos un modelo estructural que contiene fricciones reales y nominales, y lo estimamos para Chile. Este modelo incorpora una función de utilidad del consumo con formación de hábitos, introduce rigideces de precios y salarios y permite un traspaso imperfecto del tipo de cambio a los precios de bienes importados. En este esquema, exploramos formas alternativas para la función de reacción del banco central, evaluando si la política monetaria ha reaccionado a la inflación contemporánea, esperada o pasada. Finalmente, también realizamos un análisis de submuestras para ver si parte de las rigideces relevantes o reacciones de política ha cambiado después de 1999, cuando se introdujo en forma plena

⁴ Además de Erceg et al. (2000) y Blanchard y Galí (2005), otros ejemplos de política monetaria óptima con precios rígidos y una o más fricciones nominales y/o reales se encuentran en Adão et al. (2003), Benigno y Woodford (2004), Kahn et al. (2003), Lama y Medina (2004), Schmitt-Grohé y Uribe (2004, 2005), y Woodford (2001).

el esquema de metas de inflación con tipo de cambio completamente flexible.

En términos prácticos, utilizamos una técnica bayesiana para estimar el modelo. Esta metodología combina los valores a priori que se pueden asignar a los parámetros estructurales con la función de verosimilitud para obtener la distribución —denominada posterior— de estos parámetros. La función de verosimilitud se evalúa utilizando un filtro de Kalman, en tanto la distribución posterior se calcula mediante el algoritmo de Metropolis-Hastings.

Utilizamos un enfoque bayesiano por varias razones.⁵ Primero, porque permite estimar un sistema de ecuaciones simultáneas, ajustando la dinámica de un modelo DSGE a un vector de series de tiempo. Segundo, porque la estimación se basa en la función de verosimilitud generada por el modelo estructural y no en, por ejemplo, la diferencia entre la respuesta de un modelo DSGE y las funciones de impulso-respuesta de un VAR. Tercero, porque es posible incorporar información adicional en la estimación a través de la distribución a priori de los parámetros estructurales. Adicionalmente, esta metodología permite lidiar con posibles errores de especificación y con problemas de identificación de los parámetros de interés. En particular, si en un modelo mal especificado la función de verosimilitud tiene un máximo en un valor poco plausible de un parámetro (de acuerdo con la información que se tiene a priori), entonces la probabilidad a posteriori que se le asignará a ese valor particular será baja. En consecuencia, la distribución a priori permite ponderar la información que los datos entregan respecto de los parámetros. Por otro lado, la falta de identificación puede llevar a una función de verosimilitud que sea plana para algunos de los parámetros. Por lo tanto, si se utiliza solo la función de verosimilitud, no será posible identificar dichos coeficientes. La técnica bayesiana sortea este problema mediante la distribución a priori de los coeficientes. En particular, esta distribución puede introducir curvatura en la función objetivo, la función a posteriori, permitiendo la estimación del resto de los parámetros. Finalmente, como muestran Fernández-Villaverde y Rubio-Ramírez (2004) y Rabanal y Rubio-Ramírez (2005), esta técnica permite comparar modelos alternativos, para lo cual se puede usar la función de verosimilitud marginal de los distintos modelos.

Otra ventaja de utilizar la función de verosimilitud marginal es que al comparar los modelos se penaliza la sobreparametrización de estos.

En años recientes, se han estimado varios modelos macroeconómicos con características keynesianas —por ejemplo, con una curva de Phillips— para la economía chilena, con el objeto de analizar la política monetaria.⁶ En la mayoría de los casos, los parámetros estimados en este tipo de modelos no tienen una interpretación estructural, dado que están basados en la forma reducida de las ecuaciones. En este documento, los parámetros sí tienen una interpretación estructural; de forma similar en Céspedes, Ochoa y Soto (2005) se estima una curva de Phillips estructural para Chile derivada de un modelo nekeynesiano similar al nuestro. No obstante, la estimación la hacen para esta única ecuación, por lo que puede presentar problemas de identificación al no tomar en cuenta la correlación entre la inflación y el resto de las ecuaciones del sistema.⁷ Otros estudios usan modelos de equilibrio general para la economía chilena, cuyos parámetros tienen una interpretación estructural. Sin embargo, en estos modelos el valor de los parámetros es calibrado, no estimado.⁸ Además, estos modelos no consideran rigideces nominales como enfatiza la literatura nekeynesiana. Caputo y Liendo (2005) estiman un modelo de equilibrio general para Chile. Sin embargo, su modelo está basado en Galí y Monacelli (2005), en el cual los salarios son completamente flexibles y el consumo agregado no tiene persistencia y puede ser suavizado a través del tiempo.⁹ Ese modelo tampoco considera un traspaso incompleto desde el tipo de cambio al precio de los bienes importados, lo que sí hace este documento.

⁵ Ver Fernández-Villaverde y Rubio-Ramírez (2004) y Lubik y Schorfheide (2006) para una discusión más profunda de las ventajas de esta metodología.

⁶ Ver Corbo y Tessada (2005), García, Herrera y Valdés (2002), García et al. (2005), y Medina y Valdés (2002). Gallego, Schmidt-Hebbel y Servén (2005) desarrollan un modelo de equilibrio general derivado de primeros principios, pero donde algunas ecuaciones (como la oferta de trabajo) son formas reducidas no completamente coherentes con el resto del modelo.

⁷ Ver Leeper y Zha (2000) para una discusión sobre los problemas de identificación que surgen en la estimación de ecuaciones de forma reducida o en modelos de equilibrio parcial.

⁸ Ver, por ejemplo, Bergoing y Soto (2004) y Duncan (2004).

⁹ Este último resultado se debe a que el modelo contempla que el riesgo se comparte perfectamente en los mercados internacionales y no a que no existen hábitos en el consumo.

Nuestros principales resultados son los siguientes: Primero, los modelos que incorporan rigideces tanto de precios como de salarios se ajustan mejor a los datos chilenos. La presencia de ambas rigideces, como han enfatizado Rabanal y Rubio-Ramírez (2005), es una característica que también permite explicar los datos de Estados Unidos. Ellos muestran, además, que la estimación puntual de rigidez de precios es mayor que la de salarios en la economía estadounidense.¹⁰ En nuestro caso, el grado de rigidez es mayor para salarios que para precios. Nuestras estimaciones muestran que los salarios nominales son reajustados óptimamente cada tres trimestres. Por otro lado, el nivel de precios es reoptimizado cada dos trimestres. El análisis de submuestras sugiere que, después de 1999, tanto los precios como los salarios se han reajustado con menor frecuencia. Este resultado está en línea con Céspedes y Soto (2005), que encuentran que la credibilidad en un régimen de metas de inflación lleva a un ajuste menos frecuente de precios. Otra característica importante de la economía chilena es el traspaso imperfecto del tipo de cambio al precio de los bienes importados. Nuestros resultados sugieren que los precios de los bienes importados se mantienen fijos, en promedio, por dos años con un grado de rigidez que no cambia a través del tiempo.

Un segundo resultado es que añadir indexación de salarios claramente mejora el ajuste del modelo. Este grado de indexación es comparativamente más alto que la indexación de precios, tanto internos como importados. La indexación genera una respuesta de la inflación más persistente y hace que las fluctuaciones de la inflación sean más costosas en términos de producto y empleo.¹¹ Esta rigidez es, como se mencionó, uno de los determinantes del *tradeoff* que enfrenta la política monetaria.

También encontramos que las rigideces reales, como la formación de hábitos, mejoran el ajuste del modelo. Chari et al. (2000) muestran que los modelos con rigideces nominales no generan la persistencia en el producto, después de una innovación monetaria, como la que predicen los VAR semiestructurales en Estados Unidos. La conclusión es que la formación de hábitos en el consumo ha ayudado a generar el nivel de persistencia en el producto que se observa en la práctica.¹² En el caso de Chile, nuestro trabajo confirma la importancia de este tipo de rigidez

real para explicar las fluctuaciones en los ciclos económicos.

Por último, los modelos con reglas de Taylor que reaccionan a la inflación esperada caracterizan mejor la política monetaria en el período estudiado. Al igual que en estudios anteriores, Corbo (2002), Schmidt-Hebbel y Tapia (2004) y Caputo (2005), la respuesta de la política monetaria a la inflación es más grande que la respuesta al producto y al tipo de cambio. Por otro lado, el análisis de submuestras señala que, después de 1999, el grado de persistencia de la tasa de política se ha incrementado. Esto ha ocurrido en un contexto en que la respuesta a la inflación, relativa a la respuesta al producto, ha sido cada vez menos agresiva. Este resultado puede indicar que, en un contexto de mayor credibilidad, la meta de inflación se puede alcanzar con una menor razón de sacrificio.

El resto del documento está organizado de la siguiente forma: La sección I describe la estructura del modelo de equilibrio general dinámico y estocástico para la economía chilena. La sección II explica la estrategia econométrica para estimar los parámetros y comparar los modelos. En esta sección describimos los datos usados, nuestra elección de los valores a priori para los parámetros, así como los parámetros calibrados de manera de construir la distribución posterior. En la sección III presentamos los resultados de la estimación bayesiana. Las conclusiones se presentan en la sección IV.

I. UN MODELO SIMPLE DE ECONOMÍA ABIERTA

En esta sección describimos un modelo de equilibrio general dinámico y estocástico (DSGE) con rigideces nominales y reales. Este modelo microfundado está íntimamente relacionado con los nuevos modelos de economía abierta, y es una versión simplificada de los modelos desarrollados por Medina y Soto (2005) para la economía chilena. En lo que sigue, y para que este documento sea autocontenido, describimos la estructura del modelo y los problemas de decisión de los agentes.

¹⁰ Los valores calibrados que utilizan Christiano et al. (2005) sugieren un grado mayor de rigidez de precios que de salarios.

¹¹ Ver Jadresic (2002).

¹² Ver Fuhrer (2000).

Se supone que la economía nacional es abierta al comercio internacional y es pequeña respecto del resto del mundo. El último supuesto implica que los precios internacionales, las tasas de interés externas y la demanda externa no son afectados por los agentes nacionales. Las principales rigideces del modelo base son las siguientes: precios y salarios rígidos, indexación de precios y salarios a la inflación pasada, y formación de hábitos de consumo. Los bienes de consumo son vendidos en el mercado nacional e internacional. También suponemos que estos bienes son un sustituto imperfecto de los bienes importados.

Se supone la existencia de dos tipos de empresas: productores y comercializadores, ambos de bienes intermedios. Los primeros producen bienes intermedios diferenciados. Por simplicidad, suponemos que el trabajo es el único insumo variable utilizado en la producción. Estas firmas tienen poder monopólico sobre la variedad de bienes que producen. El segundo tipo de empresa lo constituyen comercializadores competitivos que combinan bienes intermedios para producir los bienes finales.

Los hogares proveen trabajo diferenciado y reciben la compensación laboral correspondiente. Cada hogar tiene poder monopólico sobre el tipo de trabajo que ofrece. Además, estos son dueños de las empresas que producen bienes intermedios, y, por lo tanto, reciben el ingreso correspondiente a las rentas monopólicas que estas generan.

La política monetaria se modela mediante una regla *à la Taylor* que incorpora inercia a la tasa de interés. En particular, la tasa de interés reacciona a la inflación, al crecimiento del PIB y a sus propios rezagos. La regla ha sido expandida de forma de incluir una respuesta al movimiento del tipo de cambio nominal. Además se testeó si, a partir de los datos, la política monetaria reacciona a la inflación contemporánea o esperada.

Suponemos que la productividad del trabajo crece a una tasa g_y , y que, en estado estacionario, la tasa de inflación es una variable exógena determinada por la autoridad monetaria, y su valor es distinto de cero.

1. Hogares

La economía nacional está habitada por un continuo de hogares indexados por $j \in [0,1]$. El valor esperado de la utilidad de estos hogares está dado por:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \log [C_t(j) - b(1 + g_y)C_{t-1}] - \zeta_t \frac{[l_t(j)]^{1+\sigma_L}}{1 + \sigma_L} + \frac{\varpi}{u+1} \left(\frac{M_t(j)}{P_t} \right)^{u+1} \right\}, \quad (1)$$

donde $l_t(j)$ corresponde al esfuerzo de trabajar, $C_t(j)$ es el consumo total, y $M_t(j)$ corresponde al saldo nominal que poseen al inicio del período t . σ_L es el inverso de la elasticidad de la oferta de trabajo respecto a los salarios reales, ζ_t es el choque a las preferencias que mueven la oferta de trabajo, mientras que ϖ representa la importancia de los saldos reales, $\frac{M_t(j)}{P_t}$, en la función de utilidad y u es la elasticidad de la demanda de dinero. Las preferencias presentan formación de hábitos, medida por el parámetro b . Los bienes de consumo, $C_t(j)$, incorporan bienes nacionales, $C_{H,t}(j)$, e importados, $C_{F,t}(j)$:

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

donde η es la elasticidad de sustitución entre bienes nacionales e importados y α es la proporción de bienes importados en la canasta de consumo del país. Para todo nivel de consumo, cada hogar compra bienes tanto nacionales como importados de manera tal de minimizar el costo total de su canasta de consumo. Por lo tanto, cada hogar minimiza $P_{H,t}C_{H,t}(j) + P_{F,t}C_{F,t}(j)$, sujeto a la ecuación (2), donde $P_{H,t}$ y $P_{F,t}$ son los precios de los bienes nacionales e importados, respectivamente. En consecuencia, la demanda por bienes nacionales e importados está dada por:

$$C_{H,t} = (1-\alpha) \left(\frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t; \quad C_{F,t} = \alpha \left(\frac{P_{F,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \quad (3)$$

El precio del bien de consumo se define como

$$P_t = \left[(1-\alpha)P_{H,t}^{1-\eta} + \alpha P_{F,t}^{1-\eta} \right]^{1/(1-\eta)}. \quad (4)$$

Se elimina la tendencia y se log-linealizan las expresiones (3) y (4), obteniéndose:¹³

$$\hat{c}_{H,t} = \hat{c}_t - \eta (\hat{P}_{H,t} - \hat{P}_t), \quad (\log 1)$$

¹³ Las variables en minúscula con ^ muestran la distancia porcentual respecto de los valores de estado estacionario.

$$\hat{c}_{F,t} = \hat{c}_t - \eta (\hat{p}_{F,t} - \hat{p}_t), \text{ y} \quad (\log 2)$$

$$\hat{p}_t = (1-\alpha)\hat{p}_{H,t} + \alpha (\hat{p}_{F,t}). \quad (\log 3)$$

Los hogares tienen acceso a tres diferentes tipos de activos: dinero $M_t(j)$, bonos internacionales no contingentes a un período $B_t^*(j)$ y bonos nacionales contingentes a un período $d_{t+1}(j)$ que paga una unidad de moneda nacional en un estado particular. No hay costos de ajuste por recomposición de portafolio. Sin embargo, cada vez que un hogar se endeuda con el exterior, debe pagar un premio sobre el precio internacional de los bonos. Este premio se introduce en el modelo de modo de obtener un estado estacionario bien definido para la economía.¹⁴ Entonces, la restricción presupuestaria de los hogares viene dada por:

$$P_t C_t(j) + E_t [q_{t,t+1} d_{t+1}(j)] + \frac{e_t B_t^*(j)}{(1+i_t^*) \Theta \left(\frac{e_t B_t^*}{P_{X,t} X_t} \right)} + M_t(j) = \quad (5)$$

$$W_t(j) l_t(j) + d_t(j) + e_t B_{t-1}^*(j) + M_{t-1}(j) + \Pi_t + T_t,$$

donde Π_t son las utilidades que reciben las empresas nacionales, e_t es el tipo de cambio nominal, $W_t(j)$ es el salario nominal que fija el hogar j , y T_t son transferencias de suma alzada per cápita del gobierno. El término

$$\Theta \left(\frac{e_t B_t^*}{P_{X,t} X_t} \right)$$

corresponde al premio que deben pagar los hogares cada período por endeudarse en bonos del exterior, donde

$$B_t^* = \int_0^1 B_t^*(j) dj$$

son los activos internacionales netos de la economía y $P_{X,t} X_t$ es el valor nominal de las exportaciones.¹⁵ Por otro lado, $q_{t,t+1}$ corresponde al precio de los bonos contingentes en el período t , normalizados por la probabilidad de ocurrencia de ese estado, suponiendo que la existencia de un conjunto completo de bonos contingentes asegura que el consumo de todos los hogares es el mismo, independientemente del ingreso proveniente del trabajo que reciben en cada período.¹⁶

Suponemos que el premio depende de la posición neta de activos internacionales de la economía. Esto implica que los hogares toman $\Theta(\cdot)$ como dado

cuando deciden su portafolio óptimo. Puesto de otra forma, los hogares no internalizan el efecto del premio frente a cambios en su posición de activos internacionales. En estado estacionario, la función $\Theta(\cdot)$ está parametrizada como:

$$\Theta \left(\frac{eB^*}{P_X X} \right) = \Theta \text{ y } \frac{\Theta' (eB^*/P_X X)}{\Theta (eB^*/P_X X)} \frac{eB^*}{P_X X} = \mu.$$

Aquí B^* corresponde a la posición neta de activos internacionales en estado estacionario, mientras $P_X X$ es el nivel de estado estacionario de las exportaciones. Cuando el país como un todo es un deudor neto, m es la elasticidad de oferta (que tiene pendiente positiva) de fondos internacionales.

Decisiones de consumo y ahorro

Los hogares eligen el consumo y la composición de sus portafolios de manera de maximizar la ecuación (1) sujeto a la ecuación (5). Las condiciones de optimalidad se pueden combinar para obtener las expresiones log-lineales de la ecuación de Euler y la condición de paridad de intereses descubierta:

$$\hat{c}_t = \frac{1}{1+b} E_t (\hat{c}_{t+1}) + \frac{b}{1+b} \hat{c}_{t-1} \text{ y} \quad (\log 4)$$

$$-\frac{1-b}{1+b} \left[\hat{i}_t - E_t (\hat{\pi}_{t+1}) \right]$$

$$\hat{i}_t = \hat{i}_t^* + E_t (\Delta \hat{e}_{t+1}) + \mu \left[\widehat{rer}_t + \hat{b}_t - (\hat{p}_{X,t} - \hat{p}_t) - \hat{x}_t \right], \quad (6)$$

donde \hat{e}_t es el tipo de cambio nominal y $\widehat{rer}_t = \hat{e}_t + \hat{p}_{F,t} - \hat{p}_t$ es el tipo de cambio real (ambos medidos como desviación de sus respectivos valores de estado estacionario). Usando la definición

¹⁴ Ver Schmitt-Grohé y Uribe (2003) para diferentes maneras de obtener un estado estacionario independiente de las condiciones iniciales en un modelo de economía pequeña y abierta.

¹⁵ Dado que en estado estacionario la economía está creciendo, la posición neta también crece en el largo plazo. Por lo tanto, para obtener un premio por riesgo estacionario es necesario que este premio sea función de la razón entre la posición neta de activos y alguna variable que crezca a la misma tasa en estado estacionario. Elegimos las exportaciones porque estas representan una forma de colateral internacional (ver Caballero y Krishnamurthy, 2001).

¹⁶ Esto, en definitiva, motiva la exclusión del índice j en las expresiones (log.1) y (log.2).

del tipo de cambio real, el tipo de cambio nominal se puede definir como:

$$\hat{e}_t = \widehat{rer}_t - \widehat{rer}_{t-1} - \hat{\pi}_t + \hat{\pi}_t^* \quad (\log 5)$$

donde $\hat{\pi}_t^*$ es la inflación internacional (en moneda externa).

Decisiones de oferta de trabajo y fijación de salarios

Cada hogar j es un oferente, con poder monopólico, de servicios de trabajo diferenciado. Hay un conjunto de empresas que compiten perfectamente por el trabajo, el que es contratado desde los hogares y combinado en una unidad de trabajo agregado, l_t , que es luego usada para producir bienes intermedios. La unidad de trabajo se define como:

$$l_t = \left[\int_0^1 l_t(j)^{(\varepsilon_L-1)/\varepsilon_L} dj \right]^{\varepsilon_L/(\varepsilon_L-1)} \quad (7)$$

donde ε_L representa la elasticidad de sustitución del trabajo ofrecido por distintos hogares. La composición óptima de esta unidad de trabajo se obtiene minimizando su costo, dados los salarios diferenciados establecidos por distintos hogares. Así, la demanda por el trabajo que provee un hogar j es:

$$l_t(j) = \left[\frac{W_t(j)}{W_t} \right]^{-\varepsilon_L} l_t, \quad (8)$$

donde $W_t(j)$ es el salario establecido por el hogar j , y W_t es un índice de salario agregado que se define como

$$W_t = \left[\int_0^1 W_t(j)^{1-\varepsilon_L} dj \right]^{1/(\varepsilon_L-1)} \quad (9)$$

Siguiendo a Erceg et al. (2000), suponemos que la fijación de salarios está sujeta a una rigidez nominal a la Calvo (1983). En cada período, cada hogar se enfrenta a una probabilidad constante $(1 - \phi_L)$ de poder re-optimizar su salario nominal. Suponemos que hay una regla de reajuste para todos los hogares que no pueden re-optimizar sus salarios. En particular, si un hogar no puede re-optimizar durante i períodos entre t y $t+i$, entonces su salario en el período $t+i$ está dado por

$$W_{t+i}(j) = \Gamma_{W,t}^i W_t(j), \quad (10)$$

donde $\Gamma_{W,t}^i$ corresponde a una regla de ajuste de salarios que se define como:

$$\Gamma_{W,t}^i = \prod_{j=1}^i (1 + \pi_{t+j-1})^{\xi_L} (1 + \bar{\pi}_{t+j})^{1-\xi_L} (1 + g_y)$$

Esta regla de ajuste “pasivo” implica que los trabajadores no ajustan óptimamente sus salarios, sino que los modifican en función de un promedio geométrico entre la inflación del IPC y la inflación meta establecida por la autoridad, $\bar{\pi}_t$. La presencia de $(1 + g_y)$ en la expresión anterior evita una gran dispersión de salarios reales en la trayectoria de crecimiento de estado estacionario. Una vez que un hogar establece su salario, este debe ofrecer la cantidad de trabajo que sea demandada a ese nivel de salario. Un hogar j que es capaz de re-optimizar su salario en t resuelve el siguiente problema:

$$\max_{w_t(j)} E_t \left\langle \sum_{i=0}^{\infty} \phi_L^i \Lambda_{t,t+i} \left[\frac{W_t(j) \Gamma_{W,t}^i}{P_{t+i}} - \zeta_t [l_{t+i}(j)]^{\varepsilon_L} \right] \left[C_{t+i} - b(1 + g_y) C_{t+i-1} \right] \right\rangle,$$

sujo a la demanda por trabajo (ecuación 8) y a la regla de reajuste de salario (ecuación 10). La variable $\Lambda_{t,t+i}$ es el factor de descuento relevante entre t y $t+i$; este está dado por

$$\Lambda_{t,t+i} = \beta^i \frac{C_t - b(1 + g_y) C_{t-1}}{C_{t+i} - b(1 + g_y) C_{t+i-1}}.$$

Combinando la decisión de salario óptima con la regla de decisión y la definición de salarios reales agregados, obtenemos la siguiente expresión log-lineal:

$$\begin{aligned} \left[\begin{array}{l} 1 + \nu_L \phi_L \\ + \sigma_L \varepsilon_L (\phi_L + \nu_L) \end{array} \right] \widehat{wr}_t &= (1 - \phi_L) (1 - \phi_L) \left(\begin{array}{l} \sigma_L \hat{l}_t + \frac{1}{1-b} \hat{c}_t \\ - \frac{b}{1-b} \hat{c}_{t-1} + \hat{\zeta}_t \end{array} \right) \\ &+ (1 + \sigma_L \varepsilon_L) \phi_L \widehat{wr}_{t-1} \\ &+ (1 + \sigma_L \varepsilon_L) \nu_L E_t (\widehat{wr}_{t+1}) \\ &- (1 + \sigma_L \varepsilon_L) (\phi_L + \nu_L \xi_L) \hat{\pi}_t \\ &+ (1 + \sigma_L \varepsilon_L) \phi_L \xi_L \hat{\pi}_{t-1} \\ &+ (1 + \sigma_L \varepsilon_L) \nu_L E_t (\hat{\pi}_{t+1}), \end{aligned} \quad (\log 6)$$

donde $\nu_L = \beta \phi_L$.

2. Sector de Bienes Nacionales

Hay dos tipos de empresas en este sector: comercializadores y productores de bienes intermedios. Estos últimos usan trabajo para producir bienes diferenciados mientras que los primeros combinan estos bienes intermedios para producir bienes de consumo para nacionales y extranjeros.

Comercializadores

Los comercializadores crean unidades de bienes de consumo a partir de un continuo de productores de bienes intermedios que están indexados en el intervalo, $z_H \in [0, 1]$. Específicamente, los comercializadores producen $Y_{H,t}$ unidades de bienes de consumo usando la siguiente tecnología de retornos constantes a escala:

$$Y_{H,t} = \left[\int_0^\infty Y_{H,t}(z_H)^{(\varepsilon_H-1)/\varepsilon_H} dz_H \right]^{\varepsilon_H/(\varepsilon_H-1)}. \quad (11)$$

Los comercializadores asignan sus demandas por bienes intermedios minimizando el costo total de producción, sujeto a la ecuación (11). La combinación óptima de bienes intermedios determina la demanda por cada variedad, z_H :

$$Y_{H,t}(z_H) = Y_{H,t} \left[\frac{P_{H,t}(z_H)}{P_{H,t}} \right]^{-\varepsilon_H}, \quad (12)$$

donde ε_H es la elasticidad de sustitución entre distintos tipos de bienes de producción interna, y $P_{H,t}(z_H)$ es el precio de la variedad z_H y $P_{H,t}$ es el nivel de precio agregado de los bienes nacionales, que está dado por

$$P_{H,t} = \left[\int_0^1 P_{H,t}(z_H)^{1-\varepsilon_H} dz_H \right]^{1/(1-\varepsilon_H)}. \quad (13)$$

La producción total de bienes es consumida por agentes nacionales y extranjeros. La demanda de bienes importados está dada por la siguiente expresión, expresada en forma log-lineal:

$$\hat{c}_{H,t}^* = \hat{c}_t^* - \eta^* \left[(\hat{p}_{H,t} - \hat{p}_t) - \widehat{rer}_t \right], \quad (\log 7)$$

donde \hat{c}^* es el nivel agregado de consumo externo y η^* es la elasticidad de sustitución de la demanda internacional.

Productores de bienes intermedios

Suponemos que los productores de bienes intermedios son competidores monopolísticos. También suponemos que enfrentan una rigidez nominal que les impide ajustar sus precios óptimamente en cada período. Por simplicidad, se supone que su único insumo es el trabajo. Por lo tanto, la función de producción se puede expresar como:

$$Y_{H,t}(z_H) = A_{H,t} (1 + g_y)^t l_t(z_H), \quad (14)$$

donde $A_{H,t}$ es un choque de productividad. El costo de producir es $W_t l_t(z_H)$, lo que implica que el costo marginal de cada firma intermediaria es igual a $W_t [A_{H,t}(1 + g_y)^t]$.

Siguiendo a Calvo (1983) suponemos que las firmas ajustan sus precios de forma infrecuente. En concreto, lo hacen cuando reciben una señal. En cada período, la probabilidad de recibir una señal y ajustar los precios es de $1 - \phi_H$ para todas las firmas, independientemente de su historia. Si la empresa no recibe una señal, entonces sigue un proceso de ajuste simple dado por la función $\Gamma_{H,t}^i$. Por lo tanto, si la firma z_H recibe una señal en el período t , entonces ajustará el precio de su variedad, $P_{H,t}(z_H)$, de forma de maximizar la siguiente expresión:

$$\max_{P_{H,t}(z_H)} E_t \left\langle \sum_{i=0}^{\infty} (\phi_H)^i \Lambda_{t,t+i} \left[\frac{\Gamma_{H,t}^i P_{H,t}(z_H)}{-\left[W_t / [A_{H,t}(1 + g_y)^t] \right]} \right] Y_{H,t+i}(z_H) \right\rangle, \quad (15)$$

sujeta a la restricción impuesta por la tecnología y considerando la demanda que enfrenta por su variedad (ecuación 12). La regla de ajuste pasivo está dada por:

$$\Gamma_{H,t}^i = \prod_{j=1}^i (1 + \pi_{H,t+j-1})^{\xi_H} (1 + \bar{\pi}_{t+j})^{1-\xi_H}, \quad (16)$$

donde $1 + \pi_{H,t} = (P_{H,t}/P_{H,t-1})$, y $\bar{\pi}_{t+j}$ corresponde a la meta de inflación establecida por la autoridad. Las firmas que no ajustan óptimamente toman en consideración la inflación meta, que es definida en términos de la inflación de bienes de consumo. El parámetro ξ_H captura el grado de indexación de la economía. Mientras más grande sea este parámetro,

mayor peso tendrá la inflación pasada en la fijación de los nuevos precios.

Combinando el ajuste óptimo de precios con la regla de ajuste, se genera una curva de Phillips híbrida para la inflación de bienes de consumo:

$$\hat{\pi}_{H,t} = \frac{\beta}{1+\beta\xi_H} E_t(\hat{\pi}_{H,t+1}) + \frac{\xi_H}{1+\beta\xi_H} \hat{\pi}_{H,t-1} + \frac{(1-\phi_H)(1-\beta\phi_H)}{\phi_H(1+\beta\xi_H)} (\widehat{wr}_t + \widehat{p}_t - \widehat{p}_{H,t} - \widehat{a}_{H,t}) \quad (\log 8)$$

3. Importaciones

El sector de importaciones consiste en un continuo de firmas que compran bienes homogéneos en el mercado internacional. Estas empresas convierten los bienes importados en un bien diferenciado.¹⁷ Ensambladores competitivos combinan este continuo de importaciones diferenciadas para generar un bien importado final, Y_F . La tecnología de los ensambladores de importaciones está dada por:

$$Y_{F,t} = \left[\int_0^\infty Y_{F,t}(z_F)^{(\varepsilon_F-1)/\varepsilon_F} dz_F \right]^{\varepsilon_F/(\varepsilon_F-1)},$$

donde $Y_{F,t}(z_F)$ es la cantidad de importaciones diferenciadas z_F utilizada por los ensambladores. La combinación óptima de bienes importados diferenciados está dada por la siguiente función de demanda:

$$Y_{F,t}(z_F) = Y_{F,t} \left[\frac{P_{F,t}(z_F)}{P_{F,t}} \right]^{-\varepsilon_F} \quad (17)$$

Donde ε_F es la elasticidad de demanda por las distintas variedades de bienes importados, mientras que $P_{F,t}(z_F)$ es el precio del bien importado de marca z_F que se cobra en el mercado interno, y $P_{F,t}$ es el precio agregado de bienes importados en el mercado interno:

$$P_{F,t} = \left[\int_0^1 P_{F,t}(z_F)^{1-\varepsilon_F} dz_F \right]^{1/(1-\varepsilon_F)}$$

Las distintas empresas importadoras compran bienes homogéneos en el mercado internacional a un precio $P_{F,t}^*$, en moneda extranjera. Cada empresa importadora tiene poder monopólico sobre la comercialización de esa variedad de producto. Suponemos que la

determinación del precio en moneda local está sujeta a una rigidez tal que permite un traspaso incompleto del tipo de cambio al precio de los bienes importados. Una empresa importadora ajusta el precio (en moneda local) de su variedad de forma infrecuente, cuando recibe una señal. La señal llega con probabilidad $1 - \phi_F$ en cada período. La llegada de la señal es independiente de su historia particular e idénticamente distribuida entre las firmas. Como en el caso de los bienes producidos en el país, si una firma no recibe una señal ajusta su precio siguiendo una regla pasiva. Esta regla se define a través de $\Gamma_{F,t}^i$ y significa que si un importador z_F no recibe una señal para ajustar sus precios óptimamente entre t y $t+i$, entonces su precio en $t+i$ estará dado por $\Gamma_{F,t}^i P_{F,t}(z_F)$. La regla de ajuste se define como:

$$\Gamma_{F,t,t+i}^i = \prod_{j=1}^i (1 + \pi_{F,t+j-1})^{\xi_F} (1 + \bar{\pi}_{t+j})^{1-\xi_F},$$

donde $1 + \pi_{F,t} = P_{F,t}/P_{F,t-1}$.

Por lo tanto, cuando una firma importadora genérica z_F recibe una señal, esta elige un nuevo precio que maximice la siguiente expresión:

$$\max_{P_{F,t}(z_F)} E_t \left[\sum_{i=0}^{\infty} (\phi_F)^i \Lambda_{t,t+i} \left[\frac{\Gamma_{F,t,t+i} P_{F,t}(z_F)}{P_{C,t+i}} \right] Y_{F,t+i}(z_F) \right],$$

sujeto a la demanda nacional por la variedad z_F (ecuación 17) y a la regla de ajuste. Como en el caso de bienes nacionales, la regla de fijación óptima se puede combinar con la regla pasiva de ajuste para obtener una curva de Phillips para la inflación de bienes importados:

$$\hat{\pi}_{F,t} = \frac{\beta}{1+\beta\xi_F} E_t(\hat{\pi}_{F,t+1}) + \frac{\xi_F}{1+\beta\xi_F} \hat{\pi}_{F,t-1} + \frac{(1-\phi_F)(1-\beta\phi_F)}{\phi_F(1+\beta\xi_F)} (\hat{e}_t - \widehat{p}_{F,t}^* - \widehat{p}_{F,t}). \quad (\log 9)$$

¹⁷ Esta tecnología diferenciadora puede ser interpretada como rotulación de marcas.

4. Política Monetaria

Suponemos que la política monetaria en Chile puede ser modelada usando una regla *à la Taylor*:

$$\hat{r}_t = \psi_i \hat{r}_{t-1} + (1 - \psi_i) \left(\psi_\pi \hat{\pi}_t + \psi_y \hat{y}_t \right) + \psi_{\Delta e} \Delta \hat{e}_t + \nu_t^m \quad (\log 10)$$

Para ser coherentes con la política monetaria de Chile durante el período analizado, consideramos la tasa de interés real, \hat{r}_t , como el instrumento de política. En esta especificación, ψ_π y ψ_y son, respectivamente, las respuestas de largo plazo de la autoridad monetaria a desviaciones de la inflación y el crecimiento del producto de sus niveles de estado estacionario. También incluimos la reacción a devaluaciones nominales, $\psi_{\Delta e}$, para analizar empíricamente si esta es una característica relevante en el caso de Chile. Finalmente, ψ_i captura el grado de inercia de la tasa de interés, que ha resultado ser importante para explicar el comportamiento de la política monetaria.

La especificación anterior ha sido estimada para Chile en otros estudios: Schmidt-Hebbel y Tapia (2004), Caputo (2005), Parrado y Velasco (2002), y Corbo (2002). En general, la evidencia apoya la existencia de una función de reacción *à la Taylor*, que reacciona a la desviación de la inflación de su meta, así como a desviaciones del producto y del tipo de cambio. Hasta ahora las estimaciones se han realizado en base a ecuaciones individuales. En este estudio, los coeficientes de la regla de política son estimados junto con el resto de los coeficientes que explican el funcionamiento de la economía. De esta forma, es posible utilizar la información que hay en otras ecuaciones para estimar los parámetros de política monetaria.

Las tasas de interés real (ex ante) y nominal están vinculadas a través de la siguiente identidad:

$$\hat{r}_t = \hat{i}_t - E_t(\hat{\pi}_{t+1}) \quad (\log 11)$$

5. Equilibrio Agregado

Usando el equilibrio agregado en el mercado del trabajo, la condición de equilibrio para el sector de bienes de producción interna se puede escribir como:

$$\hat{a}_{H,t} + \hat{l}_t = \left(\frac{C_H}{Y_H} \right) \hat{c}_{H,t} + \left(1 - \frac{C_H}{Y_H} \right) \hat{c}_{H,t}^* \quad (\log 12)$$

donde C_H/Y_H es la fracción, en estado estacionario, de la producción nacional que es consumida internamente.¹⁸

El PIB total está dado por

$$Y_t = C_t + P_{X,t} X_t - e_t P_{F,t}^* C_{F,t}.$$

$P_{X,t} X_t$ es el nivel total de exportaciones, que está dado por

$$P_{X,t} X_t = P_{H,t} C_{H,t}^* + X_{S,t},$$

donde $X_{S,t}$ es el nivel de exportaciones de productos primarios, que representan un porcentaje importante de las exportaciones chilenas. Consideramos que este componente de las exportaciones es exógeno y estocástico.¹⁹ Log-linealizamos el PIB en torno al crecimiento de estado estacionario, obteniendo:

$$\hat{y}_t = \left(1 - \frac{NX}{Y} \right) \hat{c}_t + \left(\frac{C_H}{Y} \right) \hat{c}_{H,t}^* + \left(\frac{X}{Y} - \frac{C_H}{Y} \right) \hat{x}_{S,t} - \alpha \left(1 - \frac{NX}{Y} \right) \hat{c}_{F,t} \quad (\log 13)$$

donde NX/Y es la razón de exportaciones netas a PIB. La expresión de las exportaciones sin tendencia y log-linealizadas es:

$$\hat{p}_{X,t} + \hat{x}_t = \left(\frac{C_H}{X} \right) \left(\hat{p}_{H,t} + \hat{c}_{H,t}^* \right) + \left(1 - \frac{C_H}{X} \right) \hat{x}_{S,t} \quad (18)$$

Utilizando esta expresión para las exportaciones, podemos formular la paridad de tasas descubierta (ecuación 6) de la siguiente forma:

$$\hat{i} = \hat{i}_t + E_t(\Delta \hat{e}_{t+1}) + \mu \left\{ \begin{array}{l} \widehat{rer}_t + \hat{b}_t \\ - \left(\frac{C_H}{Y} \right) \left(\frac{Y}{X} \right) \left(\hat{p}_{H,t} - \hat{p}_t + \hat{c}_{H,t}^* \right) \\ - \left[1 - \left(\frac{C_H}{Y} \right) \left(\frac{Y}{X} \right) \right] \hat{x}_t \end{array} \right\} \quad (\log 14)$$

¹⁸ Dado que el dinero es separable en la función de utilidad y que el instrumento de política está dado por la tasa de interés, no necesitamos explicitar la condición de equilibrio del mercado monetario.

¹⁹ En Chile, una parte significativa de las exportaciones totales son productos primarios, los que se producen con cierta independencia de las condiciones económicas nacionales (tasas de interés, salarios reales, etc.) y, por lo tanto, se pueden considerar exógenos en el corto plazo.

Dado que modelamos una economía abierta, la posición de activos internacionales netos se explica por (en forma log-lineal)

$$\begin{aligned} \frac{1-\mu}{(1+i^*)^\Theta} \hat{b}_t^* &= \left[\frac{1}{(1+\pi^*)(1+g_y)} \right] \widehat{rer}_t + \frac{1}{(1+i^*)^\Theta} \hat{i}_t^* \\ &+ \frac{1}{(1+\pi^*)(1+g_y)} (\hat{\phi}_{t-1} - \hat{\pi}_t^*) \\ &+ \left[\frac{C_H^* \left(\frac{Y}{eB^*} \right)}{Y} \right] (\hat{p}_{H,t} - \hat{p}_t + \hat{c}_{H,t}^*) \\ &+ \left[-\frac{\mu}{(1+i^*)^\Theta} \left(\frac{C_H^*}{Y} \right) \left(\frac{Y}{X} \right) \right] \hat{x}_{S,t} - \left(\frac{M}{Y} \right) \left(\frac{Y}{eB^*} \right) \hat{c}_{F,t} \\ &+ \left[\frac{\left(\frac{X}{Y} - \frac{C_H^*}{Y} \right) \frac{Y}{eB^*}}{-\frac{\mu}{(1+i^*)^\Theta} \left(1 - \frac{C_H^*}{Y} \frac{Y}{X} \right)} \right] \hat{x}_{S,t} - \left(\frac{M}{Y} \right) \left(\frac{Y}{eB^*} \right) \hat{c}_{F,t} \end{aligned} \quad (\log 15)$$

Para cerrar el modelo, vinculamos el cambio en el precio real del bien nacional e importado con la inflación de precios al consumidor, de la siguiente forma:

$$\hat{p}_{H,t} - \hat{p}_t = \hat{p}_{H,t-1} - \hat{p}_{t-1} + \hat{\pi}_{H,t} - \hat{\pi}_t \quad (\log 16)$$

y

$$\hat{p}_{F,t} - \hat{p}_t = \hat{p}_{F,t-1} - \hat{p}_{t-1} + \hat{\pi}_{F,t} - \hat{\pi}_t \quad (\log 17)$$

6. Procesos Estocásticos Exógenos

El modelo está sujeto a siete perturbaciones ortogonales: en la oferta de trabajo ($\hat{\zeta}_t$), en la tasa de interés internacional (\hat{i}_t^*), en la inflación externa ($\hat{\pi}_t$), en la demanda agregada internacional (\hat{c}_t) en la productividad ($\hat{a}_{H,t}$), en la política monetaria (ν_t^m) y en las exportaciones de productos primarios ($\hat{x}_{S,t}$). Especificamos los siguientes procesos estocásticos para estas innovaciones:

$$\hat{\zeta}_t = \rho_\zeta \hat{\zeta}_{t-1} + \varepsilon_{\zeta,t} \quad (\log 18)$$

$$\hat{i}_t^* = \rho_{i^*} \hat{i}_{t-1}^* + \varepsilon_{i^*,t} \quad (\log 19)$$

$$\hat{\pi}_t = \rho_\pi \hat{\pi}_{t-1} + \varepsilon_{\pi,t} \quad (\log 20)$$

$$\hat{c}_t = \rho_c \hat{c}_{t-1} + \varepsilon_{c,t} \quad (\log 21)$$

$$\hat{a}_{H,t} = \rho_a \hat{a}_{H,t-1} + \varepsilon_{a,t} \quad (\log 22)$$

$$\nu_t^m = \varepsilon_{m,t} \quad (\log 23)$$

$$\hat{x}_{S,t} = \rho_S \hat{x}_{S,t-1} + \varepsilon_{S,t} \quad (\log 24)$$

donde cada innovación $\varepsilon_{i,t}$ sigue una distribución normal con media cero y varianza σ_i^2 , para $i = \zeta, i^*, \pi^*, c^*, a, m, S$. Adicionalmente, las innovaciones no están correlacionadas entre sí.

7. Modelos Alternativos

Consideramos especificaciones alternativas en las que se reduce el grado de rigidez y se modifica la forma funcional de la regla monetaria. En particular, además del caso base, estimamos cinco modelos que eliminan, una a una, algunas de las rigideces nominales y/o reales manteniendo inalterada, en principio, la especificación de la función de reacción. El primer modelo alternativo, M1, elimina el supuesto de que hay traspaso incompleto del tipo de cambio a los precios de los bienes importados y, en consecuencia, considera $\phi_F = \xi_{F^*} = 0$. El segundo modelo, M2, elimina, además, el supuesto de indexación del precio de los bienes de consumo. De esta forma, se impone que $\phi_F = \xi_{F^*} = \xi_H = 0$. El tercer modelo alternativo, M3, remueve también la indexación de salarios, de forma que en este caso $\phi_F = \xi_{F^*} = \xi_H = \xi_L = 0$. En este caso la inflación no es inercial y los salarios no están indexados a la inflación pasada. El cuarto modelo, M4, elimina, además, el supuesto de que los salarios son rígidos, esto significa que $\phi_L = 0$, de modo que los trabajadores ajustan sus salarios óptimamente cada período. Como en los casos anteriores, se cumple que $\phi_F = \xi_{F^*} = \xi_H = \xi_L = 0$. En esta especificación, no hay comportamiento inercial en la ecuación de inflación ni en la de salarios. Finalmente, el modelo M5 presume que no hay formación de hábitos en el consumo. Como resultado, en esta especificación $b = 0$ y $\phi_F = \xi_{F^*} = \xi_H = \xi_L = \phi_L = 0$. Este último caso corresponde al modelo estándar nekeynesiano sin inercia (la inflación y el consumo miran hacia adelante) y precios rígidos (ϕ_H puede ser positivo). Para el modelo base (el que toma en cuenta las rigideces nominales y reales de la economía) investigamos cómo la política monetaria ha reaccionado durante el período de metas de inflación. Para esto seguimos el trabajo de Lubik y Schorfheide (2006) y testeamos

la plausibilidad de distintas especificaciones de reglas de política. Nos interesa especialmente determinar cuál es el horizonte de inflación que está implícito en la regla de política monetaria. Para esto, primero modificamos la ecuación (log.10) reemplazando la inflación actual, π_t , por la inflación esperada un período adelante, $E_t(\pi_{t+1})$. En el segundo caso, la meta es la inflación rezagada un período, π_{t-1} . Usamos el factor de Bayes con el objeto de comparar las especificaciones alternativas. Este factor permite testear cuál es el modelo más probable, dados los datos observados.

II. METODOLOGÍA ECONÓMICA

Habiendo establecido el modelo teórico con rigideces nominales y reales, estimamos los coeficientes estructurales que caracterizan la economía. Un paso previo es dejar un set de parámetros fijos durante todo el proceso de estimación. La mayoría de estos parámetros se relaciona con los valores de estado estacionario de las variables observadas en el modelo, y por lo tanto son calibrados de manera de ajustarse a las estadísticas de largo plazo. En particular, suponemos que el crecimiento de largo plazo de la productividad es de 3.5%.²⁰ La inflación de largo plazo es de 3%, cifra coherente con la meta establecida por el Banco Central de Chile en 1999. La tasa de descuento subjetiva, β , es cercana a 0.99 (en términos anuales) de manera de obtener una tasa de interés nominal de 7.0% en estado estacionario. La razón de bienes importados en la canasta de consumo, α , se fijó en 40% mientras la razón de producción de bienes de consumo a PIB total, Y_H/Y , se fijó en 90%.²¹ La razón de exportaciones netas a PIB, NX/Y , en estado estacionario es igual a 2.0%, y es coherente con el promedio en el período analizado. Las demás proporciones se pueden obtener de los valores de estado estacionario de las razones recién descritas (ver el apéndice). Por otro lado, la obtención de información directa de los márgenes de precios y salarios es problemática, por lo que usamos valores similares a los empleados en otros estudios: $\varepsilon_L = \varepsilon_H = 9$.²²

Habiendo establecido las razones de largo plazo anteriores, es posible estimar los demás coeficientes que caracterizan la economía. En particular, nos interesan los valores de $\theta = (\sigma_L, b, \phi_H, \phi_L, \phi_F, \eta, \eta^*, m, \xi_L, \xi_H, \xi_F, \psi_i, \psi_\pi, \psi_y, \psi_\Delta, \rho_c, \rho_{i^*}, \rho_{\pi^*}, \rho_{c^*}, \rho_a, \rho_s, \sigma_c, \sigma_{i^*}, \sigma_{\pi^*}, \sigma_{c^*}, \sigma_a, \sigma_s)$. Para esto seguimos a Rabanal y

Rubio-Ramírez (2005), Lubik y Schorfheide (2006) y Adolfson et al. (2005b) y usamos la técnica de estimación bayesiana para la estimación y evaluación de modelos alternativos.

El método bayesiano se puede resumir de la siguiente forma: Primero, se establece una distribución con densidad $p(\theta)$ para los parámetros estructurales, θ . Esta corresponde a la distribución a priori. Luego, los datos Y^T son utilizados para calcular la función de verosimilitud, $L(\theta/Y^T)$. Ambos, la distribución a priori y la función de verosimilitud, se combinan de manera de obtener la distribución posterior de θ de acuerdo con el teorema de Bayes. En particular, la distribución posterior resultante, $p(\theta/Y^T)$, tiene la forma

$$p(\theta/Y^T) = \frac{L(\theta/Y^T)p(\theta)}{p(Y^T)} \tag{19}$$

A fin de aproximarse a la forma de esta distribución, se generan valores aleatorios de la misma mediante técnicas de simulación bayesiana. Con estos valores, es posible calcular estadísticos que resuman las distribuciones de los coeficientes estructurales (promedios y desviaciones estándar de la distribución a posteriori).

Para comparar especificaciones alternativas, usamos la función marginal de verosimilitud. Esta corresponde a la probabilidad de que un modelo H_i cualquiera haya generado los datos. En términos prácticos, esta función se define como la integral de la función de verosimilitud en el espacio de parámetros, dada la distribución a priori:

$$p(Y^T / H_i) = \int L(\theta/Y^T, H_i)p(\theta/H_i)d\theta \tag{20}$$

donde $p(Y^T / H_i)$ es la probabilidad de haber observado los datos bajo la especificación H_i , y donde $L(\theta/Y^T, H_i)$ y $p(\theta/H_i)$ son, respectivamente,

²⁰ Esto es coherente con un 5% de crecimiento del PIB de largo plazo y un crecimiento de 1.5% de la fuerza de trabajo.

²¹ El valor agregado de los recursos naturales en las cuentas nacionales es alrededor de 10% del PIB total.

²² Christiano et al. (2005) usan $\varepsilon_L = 21$ y $\varepsilon_H = 6$ para una economía cerrada calibrada para Estados Unidos. Adolfson et al. (2005) usan los mismos valores para un modelo de economía abierta calibrado para la Zona Euro. Brubakk et al. (2005) usan $\varepsilon_L = 5.5$ y $\varepsilon_H = 6$ en un modelo calibrado para la economía de Noruega. Por último, Jacquinot et al. (2005) calibran $\varepsilon_L = 2.65$ y $\varepsilon_H = 11$.

la función de verosimilitud y la distribución de los priors bajo la especificación H_i . En este contexto, una forma natural de evaluar la plausibilidad del modelo es construir una razón entre la probabilidad marginal de un modelo en particular, H_i por ejemplo, y uno alternativo, H_j . Esta razón se conoce como el factor Bayes y toma la forma:

$$B_{i,j} = \frac{p(\mathbf{Y}^T / H_i)}{p(\mathbf{Y}^T / H_j)}$$

donde B_{ij} es el factor de Bayes entre el modelo i y el modelo j . Entonces, si $B_{ij} > 1$, el modelo i es más plausible que el modelo j , y viceversa. Dado que no podemos obtener la función de verosimilitud marginal de manera exacta, la estimamos siguiendo a Geweke (1998) y a Rabanal y Rubio-Ramírez (2005). En particular, integramos sobre todos los valores generados en forma aleatoria y que se utilizan para construir distribución posterior. Estos valores son generados mediante el algoritmo de Metropolis-Hastings.

1. Función de Verosimilitud

Para obtener la distribución a posteriori (ecuación 19), necesitamos calcular la función de verosimilitud. Para esto primero encontramos la solución del modelo y la escribimos en la forma estado-espacio. Luego, usamos el filtro de Kalman para evaluar la función de verosimilitud de estos modelos. En términos concretos, procedemos de la siguiente manera:

Las ecuaciones (log 1) a (log 24) forman un modelo lineal de expectativas racionales en las siguientes variables:

$$\mathbf{s}_t = \begin{bmatrix} \hat{y}_t, \hat{c}_t, \hat{c}_{H,t}, \hat{c}_{F,t}, \hat{\pi}_t, \hat{\pi}_{H,t}, \hat{\pi}_{F,t}, \hat{r}_t, \hat{l}_t, \\ \Delta \hat{e}_t, \widehat{rer}_t, \widehat{wr}_t, \hat{l}_t, \hat{b}_t^*, \hat{a}_{H,t}, \hat{\zeta}_t, \hat{x}_{S,t}, \hat{c}_t^*, \\ \hat{c}_{H,t}^*, \hat{l}_t^*, \hat{\pi}_t^*, \nu_t^m, (\widehat{p}_{H,t} - \widehat{p}_t), (\widehat{p}_{F,t} - \widehat{p}_t) \end{bmatrix}$$

El vector de variables observables es $\mathbf{y}_t = [\hat{y}_t, \hat{\pi}_t, \hat{r}_t, \Delta \hat{e}_t, \widehat{rer}_t, \widehat{wr}_t, \hat{l}_t]$ y el resto son variables endógenas, pero no observables. Siguiendo a Sims (2002), el modelo de equilibrio general dinámico y estocástico puede formularse, en forma log-lineal, como un sistema de la forma:

$$\Gamma_0(\theta) \mathbf{s}_t = \Gamma_1(\theta) \mathbf{s}_{t-1} + \Gamma_\varepsilon(\theta) \boldsymbol{\varepsilon}_t + \Gamma_\eta(\theta) \boldsymbol{\eta}_t, \quad (22)$$

donde θ es el vector de coeficientes estructurales, $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ es el vector de innovaciones en los procesos exógenos, y $\boldsymbol{\eta}_t$ está compuesto por errores de proyección. La solución de la ecuación (22) se puede expresar como²³

$$\mathbf{s}_t = \phi_1(\boldsymbol{\theta}) \mathbf{s}_{t-1} + \phi_\varepsilon(\boldsymbol{\theta}) \boldsymbol{\varepsilon}_t. \quad (23)$$

Por otro lado, existe una ecuación de medición que relaciona las variables del modelo, \mathbf{s}_t , con el vector de variables observables, \mathbf{y}_t , que se expresa como:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{A}(\boldsymbol{\theta}) + \mathbf{B} \mathbf{s}_t. \quad (24)$$

Dado un vector de datos $\mathbf{Y}^T = \{\mathbf{y}_1, \dots, \mathbf{y}_T\}$, obtenemos la función de verosimilitud $L(\boldsymbol{\theta} | \mathbf{Y}^T)$ que puede ser evaluada, para un $\boldsymbol{\theta}$ dado, mediante el filtro de Kalman.

2. Distribución Posterior

Para calcular la distribución a posterior, procedemos en dos etapas. Primero, encontramos la moda de esta distribución y calculamos la matriz hessiana evaluada en la moda. Para hacer esto, utilizamos una rutina de maximización estándar.²⁴ En segundo lugar, utilizamos el algoritmo de Metropolis-Hasting para generar valores aleatorios de la posterior (y poder por lo tanto aproximarnos a la forma que esta tiene). El algoritmo genera una secuencia de valores aleatorios que depende de sus valores pasados y funciona de la siguiente forma: (1) Se comienza con un valor inicial para los parámetros, por ejemplo θ^0 . Luego, se calcula el producto de la función de verosimilitud y la priori en ese punto, $L(\theta^0 | \mathbf{Y}^T)p(\theta^0)$; (2) A partir de θ^0 , se genera otro valor aleatorio, θ^1 , de forma que $\theta^1 = \theta^0 + \mathbf{v}^1$, donde \mathbf{v}^1 sigue una distribución multivariada normal. Para θ^1 se calcula nuevamente el producto de la función de verosimilitud y la priori en ese punto, $L(\theta^1 | \mathbf{Y}^T)p(\theta^1)$. El nuevo valor aleatorio, θ^1 , es aceptado con probabilidad R y es rechazado con probabilidad $(1-R)$, donde

$$R = \min \left\{ 1, \frac{L(\theta^1 | \mathbf{Y}^T)p(\theta^1)}{L(\theta^0 | \mathbf{Y}^T)p(\theta^0)} \right\}.$$

²³ Usamos la versión actualizada de la rutina de Uhlig (1997) para resolver el modelo log-linealizado.

²⁴ En este caso, la función de verosimilitud se calcula resolviendo primero el modelo y luego utilizando el filtro de Kalman

Si el nuevo valor θ^1 es aceptado, es posible generar un segundo valor aleatorio, $\theta^2 = \theta^1 + \nu^1$, y evaluar si este es aceptado o no. Por el contrario, si θ^1 es rechazado, volvemos al valor anterior, θ^0 , y generamos un nuevo valor aleatorio. La idea de este algoritmo es que, independientemente del valor inicial, aquellos valores aleatorios que pertenezcan al espacio de parámetros en donde la densidad sea mayor, tendrán una aceptación mayor. Al mismo tiempo, las áreas del soporte con menor densidad serán rechazadas con más frecuencia, pero finalmente serán consideradas. En la práctica, para implementar este algoritmo generamos 5,000 valores aleatorios para el vector de parámetros.

3. Datos

Para estimar el modelo, utilizamos datos trimestrales del periodo 1990.I-2005.IV. Las variables observables son: PIB real, tasa de interés real de corto plazo, inflación de bienes de consumo (IPC), tipo de cambio real, devaluación del tipo de cambio nominal, salario real y empleo. El PIB real, la inflación, los salarios reales y el empleo son desestacionalizados usando el método X-12.

Utilizamos la medida de inflación subyacente que publica el Banco Central de Chile, el índice IPCX1. Esta medida también se utiliza para deflactar los salarios nominales y construir la serie de tipo de cambio real. Todas las variables están expresadas como desvíos de su promedio, salvo los salarios reales y el PIB, que se expresan como desvíos de una tendencia lineal, a fin de trabajar con series estacionarias.²⁵ El empleo está construido como la fracción del empleo total que representa la población en edad de trabajar. La tasa de interés real de corto plazo corresponde a la tasa de interés de política, la que fue indexada hasta julio de 2001. Para el resto del período la tasa de interés real se calcula como la diferencia entre la tasa nominal de política y la inflación esperada implícita en el modelo de proyecciones del Banco Central de Chile.

4. Distribuciones A Priori

La función de densidad de los priors, su promedio y desviación estándar reflejan nuestras creencias respecto de los valores potenciales que pueden tener los parámetros. Por ejemplo, una desviación estándar

relativamente grande refleja, de alguna manera, la incertidumbre previa asociada a un coeficiente específico. Por el contrario, si la desviación estándar es pequeña —y, en el límite, cero—, significa que tenemos una gran confianza en el valor puntual, e independientemente de los datos que podamos observar, el coeficiente debería tomar un valor muy cercano al del prior. En general, nuestra elección de los priors se basa en evidencia presentada en estudios anteriores para Chile. Cuando la evidencia es limitada o inexistente, tendemos a utilizar priors más difusos (con mayor varianza).

En el cuadro 1 presentamos la distribución de los priors, el promedio y el intervalo al 90% de confianza. Para la elasticidad inversa de la oferta de trabajo, σ_L , suponemos una distribución gamma invertida con moda 1.0 y dos grados de libertad. En la práctica, esto implica que el prior de la elasticidad de la oferta de trabajo, σ_L^{-1} , puede tomar valores, en un intervalo de 90% de confianza, entre 0.3 y 1.6. Este es un rango amplio, lo que refleja nuestra incertidumbre con respecto a este coeficiente. El coeficiente asociado a la formación de hábitos, b , sigue una distribución beta con media 0.5 y una desviación estándar de 0.25. En consecuencia, el intervalo de confianza al 90% para este coeficiente está entre 0.1 y 0.9. Este rango es mucho mayor que el considerado por Adolfson et al. (2005b). Por otro lado, la probabilidad de que los precios y salarios no sean reajustados óptimamente cada trimestre, ϕ_H , ϕ_F y ϕ_L , siguen una distribución beta con media de 0.75 y una desviación estándar de 0.10. Este prior es similar al usado por Adolfson et al. (2005b) para la Zona Euro y por Rabanal y Rubio-Ramírez (2005) para Estados Unidos. La elasticidad de sustitución entre bienes nacionales y extranjeros, η , sigue una distribución gamma invertida con moda igual a 1.5 y cuatro grados de libertad. Lo mismo se presume para η^* . En este caso, este prior puede fluctuar entre 0.97 y 5.49 al 90% de confianza. Este es un intervalo amplio, lo que está en línea con el sugerido por Adolfson et al. (2005b). La elasticidad de la oferta de fondos internacionales, m , se presume que sigue una distribución gama con moda igual a 0.1 y cuatro grados de libertad.

²⁵ La estimación de los parámetros no cambia de forma significativa si se utiliza el filtro Hodrick-Prescott.

CUADRO 1

Distribuciones A Priori

Variable	Densidad	Media / moda ^a	Desv. est. / gl ^b	Intervalo de 90%
σ_L	Gamma invertida	1.00	4.00	0.64–3.66
b	Beta	0.50	0.25	0.10–0.90
ϕ_H	Beta	0.75	0.10	0.57–0.90
ϕ_L	Beta	0.75	0.10	0.57–0.90
ϕ_F	Beta	0.75	0.10	0.57–0.90
η	Gamma invertida	1.50	4.00	0.97–5.49
η^*	Gamma invertida	1.50	4.00	0.97–5.49
μ	Gamma invertida	0.10	4.00	0.06–0.37
ξ_L	Beta	0.50	0.25	0.10–0.90
ξ_H	Beta	0.50	0.25	0.10–0.90
ξ_F	Beta	0.50	0.25	0.10–0.90
ψ_i	Beta	0.75	0.20	0.35–0.99
ψ_π	Gamma invertida	0.75	4.00	0.48–2.74
ψ_y	Gamma invertida	0.50	4.00	0.32–1.83
$\psi_{\Delta e}$	Gamma invertida	0.20	5.00	0.13–0.61
ρ_a	Beta	0.70	0.25	0.21–0.99
ρ_s	Beta	0.70	0.25	0.21–0.99
ρ_{c^*}	Beta	0.70	0.25	0.21–0.99
ρ_{i^*}	Beta	0.70	0.25	0.21–0.99
ρ_{π^*}	Beta	0.70	0.25	0.21–0.99
ρ_ζ	Beta	0.70	0.25	0.21–0.99
σ_a	Gamma invertida	1.00	3.00	0.64–4.89
σ_s	Gamma invertida	1.00	3.00	0.64–4.89
σ_{c^*}	Gamma invertida	1.00	3.00	0.64–4.89
σ_{i^*}	Gamma invertida	0.50	3.00	0.32–2.45
σ_{π^*}	Gamma invertida	0.25	3.00	0.16–1.22
σ_m	Gamma invertida	0.20	3.00	0.13–0.98
σ_ζ	Gamma invertida	1.00	3.00	0.64–4.89

Fuente: Estimación de los autores.

a. Media para las distribuciones beta; moda para las distribuciones gamma invertida.

b. Desviación estándar para las distribuciones beta; grados de libertad para las distribuciones gamma invertida.

Imponemos además no negatividad en los coeficientes de la regla de política. Suponemos una distribución gamma invertida con cuatro grados de libertad para ψ_π y ψ_y . Para ψ_π imponemos una moda en 0.75. Esto implica valores para ψ_π que están en el rango de estimaciones previas.²⁶ Para ψ_y establecemos la moda en 0.5. En consecuencia el rango de 90% de

probabilidad va desde 0.32 a 1.83. Por otro lado, suponemos que $\psi_{\Delta e}$ sigue una distribución gamma inversa con cinco grados de libertad y una moda de 0.2. Finalmente, para el coeficiente de persistencia de

²⁶ Schmidt-Hebbel y Tapia (2004); Caputo (2005).

la tasa de interés, ψ_p , suponemos una distribución beta con una media de 0.75 y una desviación estándar 0.2. La elección de los priors de los coeficientes de la regla de política está en línea con los hechos estilizados encontrados en estudios previos (ver Caputo, 2005).

Los parámetros autorregresivos de las perturbaciones estocásticas, $\rho_c, \rho_{i^*}, \rho_{\pi^*}, \rho_s, \rho_{c^*}, \rho_a$, tienen distribuciones beta. Esto significa que el valor está en el intervalo (0,1). Suponemos priors más bien difusos para estas distribuciones, de modo que las perturbaciones pueden ser tanto persistentes como poco persistentes. En particular, para los priors de todos los parámetros establecemos una media de 0.7 y una desviación estándar de 0.25. Con esto, el intervalo de 90% de probabilidad contiene valores que van desde 0.21 a 0.99. Otro supuesto es que la desviación estándar de las perturbaciones tiene una distribución gamma invertida con 3 grados de libertad. La forma de esta distribución implica un prior más bien difuso. El promedio de las distribuciones está basado en estimaciones previas uniecuacionales y en pruebas con priors difusos. En particular, $\sigma_a, \sigma_{c^*}, \sigma_s$, y σ_c tienen una moda de 1.0 que implica valores, en el intervalo de 90% de confianza, entre 0.64 y 4.89. Para σ_{i^*} la moda se establece en 0.5, lo que implica valores que van de 0.32 a 2.45, mientras que para σ_{π^*} y σ_m la moda se establece en 0.25 y 0.20, respectivamente.

III. RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN BAYESIANA

Habiendo definido los priors, es posible estimar el modelo calculando, primero, la moda de la distribución posterior y luego construyendo la distribución misma con el algoritmo Metropolis-Hasting. En el cuadro 2 presentamos la media de la distribución posterior y la desviación estándar de cada uno de los parámetros calculados en base a especificaciones alternativas del modelo. Para comparar los diferentes modelos se reporta (en la última fila) el valor del logaritmo de la densidad marginal.

En el caso base (segunda columna) el inverso de la elasticidad de la oferta de trabajo, σ_L , tiene una media de 0.80, lo que es algo menor que los valores encontrados para Estados Unidos por Rabanal y Rubio-Ramírez (2005). El coeficiente de formación de hábitos, b , en tanto tiene una media de 0.14. Esto es coherente con un coeficiente autorregresivo para

el consumo, $b/(1+b)$, de cerca de 0.15. Este grado de inercia es inferior al encontrado, para Europa, por Adolfson et al. (2005b). La estimación de la probabilidad de no ajustar óptimamente los precios y salarios, ϕ_H y ϕ_L , es de 0.53 y 0.68, respectivamente. Esto implica que los precios de los bienes de consumo son ajustados óptimamente con mayor frecuencia que los salarios. En promedio, los precios de los bienes de consumo son ajustados cada dos trimestres mientras que los salarios se mantienen fijos, en promedio, por tres trimestres. Comparado con la evidencia para economías desarrolladas, el resultado para ϕ_H en Chile implica que los precios son menos rígidos, mientras que para ϕ_L los valores son similares a los reportados en Adolfson et al. (2005b) para la Zona Euro: 0.895 para ϕ_H y 0.70 para ϕ_L . Esto es coherente con una duración de precios y salarios de entre 9.5 y 3.5 trimestres, respectivamente. Por otro lado, Rabanal y Rubio-Ramírez (2005) encuentran para Estados Unidos una duración promedio de los precios y salarios de 6.2 y 2.4 trimestres. Por lo tanto, al igual que en Europa, las rigideces nominales de salarios son relativamente más importantes que las de precios. En una estimación de equilibrio parcial para Chile, Céspedes et al. (2005) encuentran un mayor grado de rigidez de precios que la estimada aquí, con precios que son re-optimizados cada tres a ocho trimestres. Sin embargo, ellos no estiman de forma simultánea el grado de rigidez de precios y salarios.

La estimación de la elasticidad de sustitución entre los bienes nacionales e importados, η , es de 0.89. La estimación de η^* es de 0.56. Los valores de estas elasticidades son menores a los que entregan Adolfson et al. (2005b) para la Zona Euro. Por otro lado, los resultados muestran la existencia de indexación principalmente en salarios, con coeficientes ξ_L y ξ_H estimados en 0.70 y 0.11, respectivamente. Este último resultado implica un coeficiente de forma reducida para la inflación rezagada, $\xi_H/(1+\beta\xi_H)$, que es cercano a cero. Para Chile, Céspedes et al. (2005) encuentran valores mayores tanto para ξ_H como para $\xi_H/(1+\beta\xi_H)$. Podemos concluir que, una vez introducida la indexación de salarios, la inercia en la inflación tiende a perder importancia. En una subsección posterior testamos si ξ_L y ξ_H se pueden eliminar del modelo y las implicancias que esto puede tener en el resto de los coeficientes.

CUADRO 2

Distribuciones Posteriores

Variable	Modelo base	Modelo M1	Modelo M2	Modelo M3	Modelo M4	Modelo M5
σ_L	0.800 (0.202)	1.489 (0.733)	1.168 (0.574)	1.344 (0.701)	1.282 (0.331)	0.746 (0.175)
b	0.139 (0.084)	0.944 (0.016)	0.946 (0.023)	0.952 (0.016)	0.132 (0.073)	— (—)
ϕ_H	0.527 (0.088)	0.075 (0.020)	0.077 (0.014)	0.082 (0.018)	0.090 (0.017)	0.100 (0.018)
ϕ_L	0.677 (0.068)	0.865 (0.028)	0.885 (0.029)	0.872 (0.025)	— (—)	— (—)
ϕ_F	0.911 (0.017)	— (—)	— (—)	— (—)	— (—)	— (—)
η	0.889 (0.190)	0.678 (0.113)	0.564 (0.105)	0.661 (0.131)	0.516 (0.104)	0.633 (0.125)
η^*	0.557 (0.087)	0.511 (0.080)	0.574 (0.078)	0.518 (0.086)	0.474 (0.079)	0.645 (0.080)
μ	0.413 (0.078)	0.113 (0.016)	0.109 (0.021)	0.102 (0.018)	0.191 (0.047)	0.935 (0.045)
ξ_L	0.704 (0.176)	0.675 (0.134)	0.724 (0.137)	— (—)	— (—)	— (—)
ξ_H	0.114 (0.101)	0.023 (0.042)	— (—)	— (—)	— (—)	— (—)
ξ_F	0.079 (0.068)	— (—)	— (—)	— (—)	— (—)	— (—)
ψ_j	0.908 (0.026)	0.911 (0.028)	0.921 (0.021)	0.833 (0.050)	0.853 (0.059)	0.838 (0.074)
ψ_π	1.274 (0.658)	3.295 (1.002)	3.600 (1.364)	2.578 (1.133)	9.331 (4.266)	7.797 (2.803)
ψ_y	0.229 (0.046)	0.270 (0.077)	0.269 (0.064)	0.193 (0.041)	0.308 (0.104)	0.289 (0.084)
$\psi_{\Delta e}$	0.146 (0.031)	0.176 (0.046)	0.211 (0.059)	0.134 (0.030)	0.168 (0.055)	0.182 (0.050)
Log post	-713.07	-778.57	-776.32	-785.40	-831.07	-832.68

Fuente: Estimación de los autores.

a. El cuadro presenta la media de los posteriores. Desviación estándar entre paréntesis.

El traspaso imperfecto de movimientos del tipo de cambio al precio de las importaciones es una característica importante en la economía chilena. En particular, el valor de ϕ_F es 0.911, lo que indica que los precios de importación están fijos, en promedio, por dos años. Por su parte, el grado de indexación, ξ_F , en este caso es cuantitativamente pequeño: 0.08.

Los resultados respecto de los coeficientes de la regla de política ψ_i , ψ_π , ψ_y , y $\psi_{\Delta e}$, tienden a confirmar los de estudios previos: primero, hay un grado importante de inercia en la tasa de interés, ψ_i que se estima en cerca de 0.9. Segundo, la respuesta a la inflación es relativamente más importante que la respuesta al producto y al tipo de cambio. En particular, ψ_π se estima en 1.27 mientras que ψ_y , y $\psi_{\Delta e}$ se estiman en 0.22 y 0.14, respectivamente.

1. Distribución Posterior y Comparación de Modelos

¿Cuál es la relevancia de las rigideces nominales y reales?
 ¿De qué forma la política monetaria puede ser descrita de mejor manera, con una regla *à la* Taylor con respuesta a la inflación adelantada o contemporánea? Para responder este tipo de interrogantes evaluamos la plausibilidad de modelos alternativos. Estos modelos eliminan, de forma secuencial, algunas de las rigideces anteriores. Adicionalmente, consideramos especificaciones alternativas para la regla de política monetaria.

En primer lugar, consideramos el modelo M1, el que elimina el traspaso imperfecto y la inercia de los precios de las importaciones. En este caso, $\phi_F = 0$, y $\xi_F = 0$. Como se observa en el cuadro 2, el logaritmo de la densidad de probabilidad marginal se encuentra bastante por debajo del valor del modelo base. Por lo tanto, cuando el traspaso imperfecto se elimina, el ajuste del modelo claramente empeora.

El segundo modelo alternativo, el modelo M2, quita la inercia de la inflación de los bienes nacionales. En particular, se impone $\xi_H = 0$. El resultado se muestra en la cuarta columna del cuadro 2. En general, la media de los parámetros estimados no cambia; sin embargo, esta especificación tiene una probabilidad marginal levemente mayor que M1 y, por lo tanto, cuando el traspaso imperfecto se elimina, permitiendo que $\xi_H = 0$, se mejora el ajuste del modelo. A pesar de esto, el modelo base sigue entregando un mejor

ajuste. En la tercera alternativa suponemos, además, que no hay indexación de salarios, es decir, $\xi_L = 0$. Los resultados de estimar este modelo, el M3, se presentan en la tercera columna del cuadro 2. En este caso, hay una reducción de la probabilidad marginal, luego podemos descartar la hipótesis de que $\xi_L = 0$. El cuarto modelo, el M4, elimina además el supuesto de salarios rígidos; esto significa que $\phi_L = 0$. El factor de Bayes para esta especificación es menor que uno y, por lo tanto, la existencia de salarios flexibles no se condice con los datos. Finalmente, en la especificación M5, eliminamos además el supuesto de formación de hábitos en la ecuación de Euler, es decir, suponemos $b=0$. En este caso, el modelo muestra un ajuste algo peor que el modelo M4. A pesar de que la magnitud de la rigidez real es pequeña, se encuentra empíricamente que esta característica es importante para explicar la dinámica de la economía chilena.

2. Especificaciones Alternativas de la Regla de Política

En el cuadro 3 se presentan los resultados de testear especificaciones alternativas para la función de reacción del banco central. En el caso base, la autoridad monetaria reacciona a la inflación contemporánea. En la especificación alternativa, la autoridad monetaria reacciona a la expectativa de inflación. En este caso (tercera columna del cuadro 3), el modelo tiene un mejor ajuste que el modelo base. Por lo tanto, es más plausible que el banco central reaccione a la inflación esperada. En este caso, el valor de las rigideces reales y nominales no cambia mucho, aunque la reacción de política es algo mayor que en el caso base. Por último, testeamos una especificación alternativa en que la autoridad monetaria reacciona a la inflación rezagada. Esta especificación es rechazada por los datos. Sobre la base de los resultados anteriores, concluimos que la autoridad monetaria actúa en respuesta a movimientos en la inflación futura, lo que es coherente con el hecho de que la política monetaria afecta a la inflación con rezagos.

3. Análisis de Submuestras

El régimen de metas de inflación chileno ha experimentado algunos cambios en los últimos años. En 1999, Chile adoptó un régimen de metas

CUADRO 3

Distribuciones Posteriores de Modelos con Políticas Monetarias Alternativas

Variable	Modelo base	Respuesta a inflación esperada	Respuesta a inflación pasada
σ_L	0.800 (0.202)	0.616 (0.154)	0.673 (0.160)
b	0.139 (0.084)	0.064 (0.045)	0.486 (0.246)
ϕ_H	0.527 (0.088)	0.419 (0.065)	0.752 (0.122)
ϕ_L	0.677 (0.068)	0.644 (0.051)	0.806 (0.074)
ϕ_F	0.911 (0.017)	0.917 (0.018)	0.905 (0.021)
η	0.889 (0.190)	0.823 (0.195)	0.719 (0.140)
η^*	0.557 (0.087)	0.553 (0.079)	0.491 (0.078)
μ	0.413 (0.078)	0.431 (0.071)	0.425 (0.068)
ξ_L	0.704 (0.176)	0.601 (0.161)	0.811 (0.093)
ξ_H	0.114 (0.101)	0.190 (0.080)	0.045 (0.060)
ξ_F	0.079 (0.068)	0.168 (0.136)	0.077 (0.043)
ψ_i	0.908 (0.026)	0.902 (0.023)	0.909 (0.027)
ψ_π	1.274 (0.658)	1.841 (0.643)	0.772 (0.172)
ψ_y	0.229 (0.046)	0.243 (0.060)	0.285 (0.105)
$\psi_{\Delta e}$	0.146 (0.031)	0.136 (0.035)	0.154 (0.049)
Log post	-713.07	-710.10	-712.05

Fuente: Estimación de los autores.

a. El cuadro presenta la media de los posterior. Desviación estándar entre paréntesis.

de inflación con una meta fija (3%) y con completa flotación cambiaria. Para evaluar si alguno de los coeficientes estructurales pudo haber cambiado, estudiamos el comportamiento de las rigideces de precios y salarios en dos submuestras, una que va desde 1990 a 1999 y otra que abarca el período 2000 a

2005. La evaluación se hace utilizando el modelo base. El análisis de submuestras (cuadro 4), sugiere que después de 1999, tanto los precios como los salarios se han ajustado de manera menos frecuente. Este resultado está en línea con Céspedes y Soto (2005), quienes encontraron que la credibilidad del régimen de metas de inflación redujo los incentivos a cambiar los precios y salarios en términos nominales. Por otro lado, el traspaso imperfecto desde el tipo de cambio al precio de las importaciones es una característica importante de la economía chilena, con un grado de rigidez que no ha cambiado en el tiempo.

De igual forma, analizamos si el comportamiento de la política monetaria cambió en las submuestras, utilizando el modelo base para distintos períodos (cuadro 5). Los resultados indican que, después de 1999, el grado de inercia de la tasa de interés ha aumentado. Esto ha sucedido en un contexto en que la

CUADRO 4

Moda de las Distribuciones Posteriores para Rigideces de Precios y Salarios en Submuestras

Variable	1990-99	2000-05
ϕ_H	0.400	0.907
ϕ_L	0.612	0.805
ϕ_F	0.972	0.913
ξ_L	0.359	0.318
ξ_H	0.137	0.103
ξ_F	0.119	0.070

Fuente: Estimación de los autores.

CUADRO 5

Moda de las Distribuciones Posteriores para los Coeficientes de la Función de Reacción en Submuestras

Variable	1990-99	2000-05
ψ_i	0.682	0.938
ψ_π	0.649	0.727
ψ_y	0.158	0.244
$\psi_{\Delta e}$	0.321	0.159

Fuente: Estimación de los autores.

respuesta a la inflación y al producto ha sido algo más agresiva desde 1999. Un resultado más importante es que la razón de ψ_π a ψ_y ha disminuido después de 1999 (de 4.11 a 2.98). Este resultado puede indicar que, en un contexto de mayor credibilidad de las políticas, la meta se puede alcanzar mediante una reacción a la inflación que es comparativamente menos agresiva que la respuesta al producto, reduciendo la razón de sacrificio. Finalmente, la respuesta de política al movimiento del tipo de cambio parece ser menos importante en el segundo período, lo que es coherente con una política cambiaria más flexible.

IV. CONCLUSIONES

En este documento hemos derivado un modelo microfundado que introduce un número importante de rigideces nominales y reales. En particular, este modelo considera formación de hábitos en la función de utilidad del consumo e incorpora tanto precios como salarios rígidos. Adicionalmente, introducimos indexación en las ecuaciones de precios y salarios, así como traspaso imperfecto de movimientos del tipo de cambio al precio de las importaciones.

Estas rigideces nominales y reales pueden ser características presentes en una economía pequeña y abierta como la chilena. En este sentido, la principal pregunta que aborda este documento es hasta qué punto dichas rigideces contribuyen a explicar el comportamiento de los datos agregados en Chile, durante el período de metas de inflación. La pregunta cobra particular importancia desde el punto de vista del diseño de política. Más específicamente, la identificación del nivel de rigideces nominales y reales que están presentes en la economía es un paso importante hacia el diseño de una política monetaria eficiente. Por ejemplo, la existencia (o ausencia) de ciertas fricciones puede tener implicancias muy distintas para el *tradeoff* que enfrenta un banco central.

Las interrogantes planteadas se responden en el contexto de un modelo estructural estimado mediante técnicas bayesianas. La ventaja de este enfoque empírico es que permite incorporar al proceso de estimación, información adicional, no contenida en los datos. Adicionalmente, esta metodología permite resolver problemas de identificación y de especificación. En este contexto, investigamos,

además, la forma en que el Banco Central de Chile ha diseñado su política en el período de metas de inflación. Con este fin introducimos una regla de política *à la Taylor* en el modelo microfundado y evaluamos si esta regla ha reaccionado a la inflación esperada, contemporánea o pasada.

Nuestros principales resultados son los siguientes: Primero, los modelos con rigideces de precios y salarios explican mejor la dinámica de los datos chilenos. En este sentido, encontramos que el grado de rigidez de los salarios es mayor que el de los precios. En cuanto a la frecuencia de los ajustes, los salarios nominales se reajustan óptimamente cada tres trimestres mientras que los precios son re-optimizados cada dos trimestres. Por otro lado, el análisis de submuestras sugiere que, después de 1999, tanto los precios como los salarios se han ajustado de forma menos frecuente. Este resultado puede reflejar un mayor grado de credibilidad del régimen de metas de inflación. En particular, una inflación más estable y predecible, reduce los incentivos de las firmas y hogares a reajustar precios y salarios muy a menudo. Por otro lado, encontramos que el traspaso imperfecto de movimientos cambiarios al nivel de precios es una característica relevante de la economía chilena.

Un segundo resultado es que añadir indexación de salarios claramente mejora el ajuste del modelo. Este grado de indexación es comparativamente más alto que la indexación de precios, tanto internos como importados. Esta rigidez es importante ya que es uno de los determinantes del *tradeoff* que enfrenta la política monetaria. Tercero, la rigidez real proveniente de formación de hábitos también permite explicar mejor la dinámica de los datos agregados, aunque la estimación puntual muestra que esta rigidez es cuantitativamente pequeña.

Cuarto, modelos con reglas *à la Taylor* que reaccionan a la inflación esperada caracterizan mejor el comportamiento de la política monetaria en el período de estimación. Al igual que en otros estudios, la respuesta de política a la inflación es más importante que la respuesta al producto y al tipo de cambio. Por otro lado, el análisis de submuestras indica que el grado de inercia de la tasa de interés ha aumentado. Esto ha ocurrido después de 1999,

cuando la respuesta de la inflación relativa a la del producto ha disminuido. Este resultado indica que, en un contexto de mayor credibilidad de las políticas, la meta de inflación se ha alcanzado con una menor razón de sacrificio.

En resumen, nuestros resultados confirman la relevancia de un conjunto de fricciones para explicar el comportamiento de la economía chilena. Estas fricciones son un elemento importante que determina la forma en que se debería diseñar la política monetaria. Los resultados presentados dejan dos preguntas abiertas: hasta qué punto el banco central ha reaccionado tanto a la inflación de salarios como a la inflación de precios, y cuál es la respuesta óptima en un contexto en que un set amplio de fricciones se encuentra presente. Dejamos estas preguntas para futuros estudios.

REFERENCIAS

- Adão, B., I. Correia y P. Teles (2003). "Gaps and Triangles." *Review of Economic Studies* 70(4): 699–713.
- Adolfson, M., S. Laseén, J. Lindé y M. Villani (2005a). "An Estimated New Keynesian Model for a Small Open Economy." Mimeo, Sveriges Riksbank.
- Adolfson, M., S. Laseén, J. Lindé y M. Villani (2005b). "Bayesian Estimation of an Open Economy DSGE Model with Incomplete Pass-Through." Documento de Trabajo N°179, Sveriges Riksbank.
- Altig, D., L. Christiano, M. Eichenbaum y J. Lindé (2004). "Firm-Specific Capital, Nominal Rigidities and the Business Cycle." Documento de trabajo N°176, Sveriges Riksbank.
- Benigno, G. y P. Benigno (2003). "Price Stability in Open Economies." *Review of Economic Studies* 70(4): 743–64.
- Benigno, P. y M. Woodford (2004). "Optimal Stabilization Policy When Wages and Prices are Sticky: The Case of a Distorted Steady State." NBER Working Paper N°10839.
- Bergoeing, R. y R. Soto (2005). "Testing Real Business Cycle Models in an Emerging Economy." En *General Equilibrium Models for the Chilean Economy*, editado por R. Chumacero y K. Schmidt-Hebbel. Banco Central de Chile.
- Blanchard, O. y J. Galí (2005). "Real Wage Rigidities and the New Keynesian Model." Documento de Trabajo N°05-28, Massachusetts Institute of Technology.
- Brubakk, L., T.A. Husebø, S. McCaw, D. Muir y otros (2005). "Finding NEMO: From the Global Economy Model (GEM) to a National Core Model." Mimeo, Norges Bank.
- Caballero, R. y A. Krishnamurthy (2001). "International and Domestic Collateral Constraints in a Model of Emerging Market Crises." *Journal of Monetary Economics* 48(3): 513–48.
- Calvo, G (1983). "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework." *Journal of Monetary Economics* 12(3): 383–98.
- Caputo, R. (2005). "Exchange Rates, Inflation, and Monetary Policy Objectives in Open Economies: The Experience of Chile." En *Exchange Rates, Capital Flows, and Policy*, editado por R. Driver, P. Sinclair y C. Thoenissen: Routledge, Reino Unido.
- Caputo, R. y F. Liendo (2005). "Monetary Policy, Exchange Rate, and Inflation Inertia in Chile: A Structural Approach." Documento de Trabajo N°352, Banco Central de Chile.
- Céspedes, L.F., M. Ochoa y C. Soto (2005). "An Estimated New Keynesian Phillips Curve for Chile." Documento de Trabajo N°355, Banco Central de Chile.
- Chari, V.V., P. Kehoe y E. McGrattan (2000). "Sticky Price Models of the Business Cycle: Can the Contract Multiplier Solve the Persistence Problem?" *Econometrica* 68(5): 1151–81.
- Christiano, L., M. Eichenbaum y C. Evans (2005). "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy." *Journal of Political Economy* 113(1): 1–45.
- Clarida, R., J. Galí y M. Gertler (1999). "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective." *Journal of Economic Literature* 37(4): 1661–707.
- Corbo, V. (2002). "Monetary Policy in Latin America in the 1990s." En *Monetary Policy: Rules and Transmission Mechanisms*, editado por N. Loayza y R. Soto. Banco Central de Chile.
- Corbo, V. y J. Tessada (2005). "Response to External and Inflation Shocks in a Small Open Economy." En *General Equilibrium Models for the Chilean Economy*, editado por R. Chumacero y K. Schmidt-Hebbel. Banco Central de Chile.
- Duncan, R. (2005). "How Well Does a Monetary Dynamic Equilibrium Model Account for Chilean Data?" En *General Equilibrium Models for the Chilean Economy*, editado por R. Chumacero y K. Schmidt-Hebbel. Banco Central de Chile.
- Erceg, C., D.W. Henderson y A.T. Levin (2000). "Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts." *Journal of Monetary Economics* 46(2): 281–313.
- Fernández-Villaverde, J. y J. Rubio-Ramírez (2004). "Comparing Dynamic Equilibrium Economies to Data: A Bayesian Approach." *Journal of Econometrics* 123(1): 153–87.

- Fuhrer, J.C. (2000). "Habit Formation in Consumption and Its Implications for Monetary Policy Models." *American Economic Review* 90(3): 367–90.
- Galí, J. y T. Monacelli (2005). "Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy." *Review of Economic Studies* 72(3): 707–34.
- Gallego, F., K. Schmidt-Hebbel y L. Servén (2005). "General Equilibrium Dynamics of Foreign Shocks and Policy Changes in Chile." En *General Equilibrium Models for the Chilean Economy*, editado por R. Chumacero y K. Schmidt-Hebbel. Banco Central de Chile.
- García, C., P. García, I. Magendzo y J.E. Restrepo (2005). "The Monetary Transmission Mechanism in Chile: A Medium-Sized Macroeconometric Model." En *General Equilibrium Models for the Chilean Economy*, editado por R. Chumacero y K. Schmidt-Hebbel. Banco Central de Chile.
- García, P., L.O. Herrera y R. Valdés (2002). "New Frontiers for Monetary Policy in Chile." En *General Equilibrium Models for the Chilean Economy*, editado por N. Loayza y R. Soto. Banco Central de Chile.
- Geweke, J. (1998). "Using Simulation Methods for Bayesian Econometric Models: Inference, Development, and Communication." Staff Report N°249, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Goodfriend, M. y R. King (1997). "The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy." En *NBER Macroeconomics Annual 1997*, editado por B.S. Bernanke y J. Rotemberg. Cambridge, MA, EE.UU.: MIT Press.
- Jacquinot, P., R. Mestre y M. Spitzer (2005). *An Open-Economy DSGE Model of the Euro Area*. Frankfurt, Alemania: Banco Central Europeo.
- Jadresic, E. (2002). "The Macroeconomic Consequences of Wage Indexation Revisited." En *Indexation, Inflation, and Monetary Policy*, editado por F. Lefort y K. Schmidt-Hebbel. Banco Central de Chile.
- Khan, A., R.G. King y A.L. Wolman (2003). "Optimal Monetary Policy." *Review of Economic Studies* 70(4): 825–50.
- Klau, M. y M.S. Muhaty (2004). "Monetary Policy Rules in Emerging Market Economies: Issues and Evidence." Documento de Trabajo N°142, Bank for International Settlements.
- Lama, R. y J.P. Medina (2004). "Optimal Monetary Policy in a Small Open Economy with Sticky Prices and Segmented Asset Markets." Documento de Trabajo N°286, Banco Central de Chile.
- Leeper, E. y T. Zha (2000). "Assessing Simple Policy Rules: A View from a Complete Macro Model." Documento de Trabajo N°2000-19. Federal Reserve Bank of Atlanta.
- Lubik, T. y F. Schorfheide (2006). "Do Central Banks Respond to Exchange Rate Movements? A Structural Investigation." Por aparecer, *Journal of Monetary Economics*.
- Medina, J.P. y C. Soto (2005). "Model for Analysis and Simulations (MAS): A New DSGE for the Chilean Economy." Santiago: Banco Central de Chile.
- Medina, J.P. y R. Valdés (2002). "Optimal Monetary Policy Rules When the Current Account Matters." En *Monetary Policy: Rules and Transmission Mechanisms*, editado por N. Loayza y K. Schmidt-Hebbel. Banco Central de Chile.
- Parrado, E. y A. Velasco (2002). "Alternative Monetary Rules in the Open Economy: A Welfare-Based Approach." En *Inflation Targeting: Design, Performance, Challenges*, editado por N. Loayza y R. Soto. Banco Central de Chile.
- Rabanal, P. y J. Rubio-Ramírez (2005). "Comparing New Keynesian Models of the Business Cycle: A Bayesian Approach." *Journal of Monetary Economics* 52(6): 1151–66.
- Rotemberg, J. y M. Woodford (1997). "An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy." En *NBER Macroeconomics Annual 1997*, editado por B.S. Bernanke y J. Rotemberg, Cambridge, MA, EE.UU.: MIT Press.
- Schmidt-Hebbel, K. y M. Tapia (2004). "Inflation Targeting in Chile." *North American Journal of Economics and Finance* 13: 125–46.
- Schmitt-Grohé, S. y M. Uribe (2001). "Stabilization Policy and the Costs of Dollarization." *Journal of Money, Credit, and Banking* 33: 482–509.
- Schmitt-Grohé, S. y M. Uribe (2003). "Closing Small Open Economy Models." *Journal of International Economics* 61(1): 163–85.
- Schmitt-Grohé, S. y M. Uribe (2004). "Optimal Fiscal and Monetary Policy under Sticky Prices." *Journal of Economic Theory* 114(2): 198–230.
- Schmitt-Grohé, S. y M. Uribe (2005). "Optimal Fiscal and Monetary Policy in a Medium-Scale Macroeconomic Model: Expanded Version." NBER Working Paper N°11417.
- Schorfheide, F. (2000). "Loss Function-Based Evaluation of DSGE Models." *Journal of Applied Econometrics* 15(6): 645–70.
- Sims, C.A. (2002). "Solving Linear Rational Expectation Models." *Computational Economics* 20: 1–20.
- Smets, F. y R. Wouters (2003a). "An Estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium Model of the Euro Area." *Journal of the European Economic Association* 1(5): 1123–75.
- Smets, F. y R. Wouters (2003b). "Shocks and Frictions in U.S. Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach." Frankfurt: European Central Bank.
- Uhlig, H. (1997). "A Toolkit for Analyzing Nonlinear Dynamic Stochastic Models Easily." Federal Reserve Bank of Minneapolis Discussion Paper N°101.
- Woodford, M. (2001). "Inflation Stabilization and Welfare." NBER Working Paper N°8071.

APÉNDICE

El Estado Estacionario

Suponemos que en el largo plazo la tasa de crecimiento del ingreso per cápita es g_y . Por su parte, la tasa de inflación en estado estacionario es π_c . Estos supuestos determinan que la tasa nominal de interés esté dada por $i = (1 + g_y)(1 + \pi_c)/\beta - 1$. La tasa de interés e inflación externa son i^* y π^* . La condición de arbitraje en estado estacionario implica que un premio internacional igual a:

$$\Theta = \frac{1+i}{1+\pi_c} \frac{1+\pi^*}{1+i^*}.$$

En el estado estacionario de largo plazo, la razón de exportaciones netas a PIB está dada por NX/Y . La razón de bienes importados a consumo total es α y la fracción de bienes producidos internamente (H) en el PIB total se denota Y_H/Y . Utilizamos estas razones para encontrar las siguientes relaciones:

$$\frac{C}{Y} = 1 - \frac{NX}{Y};$$

$$\frac{M}{Y} = \frac{C_F}{Y} = \frac{C_F}{C} \frac{C}{Y} = \alpha \left(1 - \frac{NX}{Y} \right);$$

$$\frac{X}{Y} = \frac{NX}{Y} + \frac{M}{Y} = \frac{NX}{Y} (1 - \alpha) + \alpha;$$

$$\frac{C_H}{Y} = \frac{C_H}{C} \frac{C}{Y} = (1 - \alpha) \left(1 - \frac{NX}{Y} \right);$$

$$\frac{C_F}{Y} = \frac{C_F}{C} \frac{C}{Y} = \alpha \left(1 - \frac{NX}{Y} \right); \text{ y}$$

$$\frac{C_H^*}{Y} = \frac{Y_H - C_H}{Y} = \frac{Y_H}{Y} - (1 - \alpha) \left(1 - \frac{NX}{Y} \right).$$

Finalmente, utilizando la tasa de interés externa y la razón de exportaciones netas a PIB, podemos obtener la expresión para la razón de activos internacionales netos a PIB:

$$\frac{eB^*}{Y} = \frac{NX}{Y} \left[\frac{1}{(1+i^*)\Theta} - \frac{1}{(1+g_y)(1+\pi^*)} \right]$$

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.

EL “SÍNDROME HOLANDÉS”: TEORÍA Y REVISIÓN DE LA EXPERIENCIA INTERNACIONAL

Roberto Álvarez E.**
J. Rodrigo Fuentes S.**

I. INTRODUCCIÓN

El fenómeno conocido como “síndrome holandés” o “enfermedad holandesa” se refiere a las consecuencias originadas por el descubrimiento de reservas de gas natural en el Mar del Norte a fines de los años cincuenta y su explotación a inicios de los sesenta. Este descubrimiento provocó en la economía holandesa una fuerte contracción en las exportaciones industriales como porcentaje del PIB, causada por una abrupta apreciación real de la moneda nacional. La denominación “síndrome holandés” ha sido aplicada posteriormente al caso de diferentes países que descubren petróleo u otro recurso natural, y que observan un proceso de apreciación real de su moneda, con el consecuente efecto sobre las exportaciones industriales.

Un efecto similar al descubrimiento de un yacimiento minero altamente rentable puede encontrarse en el caso de un aumento persistente en el precio real de un mineral ya descubierto y que tenga una participación importante en la canasta exportadora del país. También la creciente entrada de capital a un país —por ejemplo, el caso de los flujos de ayuda o inversión extranjera a países emergentes—, puede generar efectos similares al de un *boom* de recursos naturales.

La razón de llamar a este fenómeno “enfermedad” o “síndrome” es porque desencadenaría un proceso de “desindustrialización” en economías pequeñas o menos desarrolladas. No obstante, Gylfason (2001)

ha cuestionado el origen de la palabra síndrome pues el efecto del descubrimiento de gas sobre las exportaciones industriales de Holanda y Noruega fue de corta vida y en muy poco tiempo recuperaron el dinamismo que se observaba antes del fenómeno. Sin embargo, aclara que este no ha sido el caso en economías menos desarrolladas donde los procesos han perdurado por más tiempo.

Otra línea de investigación asociada con el tema del “síndrome holandés” es la que analiza la relación entre crecimiento económico y dotación de recursos naturales. Varios trabajos realizados por Sachs y Warner (1995, 1999 y 2001) muestran que los países con abundancia de recursos naturales crecen más lento. El mecanismo a través del cual esto ocurre es aún objeto de debate. Por un lado, se argumenta que un *boom* en el sector de recursos naturales termina perjudicando a los sectores con aprendizaje potencial alto, los que serían la fuente de crecimiento de largo plazo. Por otro lado, la abundancia de recursos naturales combinada con derechos de propiedad débiles tiende a generar corrupción que daña el crecimiento, o simplemente que el efecto riqueza desincentiva la acumulación de capital humano y de esta forma perjudica el crecimiento de largo plazo.

En los últimos años, la creciente inversión extranjera en el sector cuprífero chileno, sumada al reciente ciclo positivo del precio de este metal, ha generado creciente preocupación en la autoridad económica

* Agradecemos los valiosos comentarios y sugerencias de José De Gregorio, Jorge Desormeaux, Esteban Jadresic, Igal Magendzo, Manuel Marfán, Klaus Schmidt-Hebbel y Rodrigo Valdés.

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

de si la economía chilena estaría enfrentando un fenómeno del tipo síndrome holandés. Si la respuesta es afirmativa, entonces la siguiente pregunta de política es cómo debe administrarse esta bonanza de términos de intercambio, que es equivalente a la pregunta que hoy tratan de responder los países que reciben ayuda financiera y que necesitan administrarla para no generar una apreciación real indeseada.

Esta nota revisa la teoría y la evidencia empírica referida al fenómeno de “síndrome holandés”.¹ En la siguiente sección, se presenta una revisión de la literatura teórica sobre los efectos estáticos y dinámicos de un *boom* de recursos naturales. En la tercera sección, se discute evidencia empírica relativa al “síndrome holandés” y a lo que se ha denominado “maldición de los recursos naturales”. En la sección IV, se estudian casos específicos de países, enfatizando las distintas políticas aplicadas y sus resultados. Ello permite identificar las políticas más adecuadas para enfrentar los problemas asociados a un *boom* de recursos naturales.² La sección V resume las principales conclusiones.

II. Los Modelos Teóricos

El análisis de los modelos teóricos de los efectos de un *boom* de recursos naturales sobre la economía se analizará desde la perspectiva tradicional del “síndrome holandés” y del impacto de largo plazo de la existencia de recursos naturales sobre el crecimiento. El primer enfoque se refiere a que el descubrimiento de un yacimiento minero importante o el aumento del precio de un bien primario que exporta una economía pequeña genera una apreciación real de la moneda, con el consiguiente efecto negativo sobre el resto de los sectores transables. En el segundo enfoque, se analiza si la existencia de recursos naturales frena el crecimiento en aquellas economías que los poseen.

1. Modelos Estáticos

Dentro de esta línea de análisis, Corden y Neary (1982) desarrollan un modelo que supone diferentes niveles de movilidad intersectorial de factores. El artículo trabaja con un modelo de economía pequeña que enfrenta precios dados de los bienes transables que son dos: un sector energético (que es más general asociarlo a recursos naturales) y un sector industrial.

Además, esta economía produce un tercer bien, que es no transable (lo asocian esencialmente a servicios). Al enfrentar precios dados, los dos bienes transables pueden ser agregados en un solo bien. El *boom* del sector recursos naturales (RR.NN.) es analizado como un cambio tecnológico neutro à la Hicks, que afecta a dicho sector.

El modelo base de Corden y Neary supone que cada sector produce con un bien de capital específico al sector, y con trabajo como factor móvil entre sectores. Los mecanismos claves del análisis son dos: efecto asignación de recursos y efecto gasto. La intuición detrás de estos dos efectos es bien directa. Un cambio tecnológico en el sector RR.NN. genera un aumento en el valor del producto marginal del trabajo empleado en ese sector desplazando recursos desde los otros dos sectores: industria y no transables (servicios). Este efecto puede ser pequeño, dado que el capital es específico a cada sector y si se supone que el sector energético emplea poco trabajo. Esta reasignación de recursos es la que comúnmente se menciona como un proceso de desindustrialización.³ Un segundo efecto viene por el lado del gasto de los agentes (privados o gobierno) que reciben el efecto riqueza de este *boom* y lo gastan. Este mayor gasto eleva el precio de los no transables para equilibrar ese mercado, mientras el precio de los otros bienes permanece constante en moneda extranjera. Este efecto es más fuerte si se supone que el sector productor de RR.NN. destina el bien principalmente a la exportación. La caída del tipo de cambio real inducida por el mayor gasto atrae trabajo al sector productor de no transables desde el sector industrial, lo que refuerza el efecto anterior.⁴ Cabe hacer notar que el llamado proceso de desindustrialización puede no ser tal, si se supone

¹ Esta nota, sin embargo, no responde si la economía chilena está experimentando o no el llamado “síndrome holandés”.

² Véase Edwards y Van Wijnbergen (1989) para una de las primeras revisiones de los aspectos de política económica originados por el “síndrome holandés”.

³ La literatura no discute mayormente el hecho de que la reasignación de recursos inducida por el boom tiene un impacto asimétrico sobre el bienestar de grupos perjudicados y favorecidos por él, así como también lo tendrían políticas propuestas para hacer menos bruscos los cambios de precios relativos. Bravo-Ortega y De Gregorio (2006) incluyen en su trabajo una discusión de las implicancias sobre el bienestar de la abundancia de recursos naturales.

⁴ Cabe hacer notar que esta apreciación real de la moneda local es independiente del sistema cambiario imperante.

que hay otros sectores transables que se verán más afectados por este efecto de apreciación real como podría ser el sector agrícola (Corden, 1984).

¿Qué tan robustas son estas implicancias a supuestos alternativos? En primer lugar, se analiza qué sucede si el capital es perfectamente móvil entre sectores. En tal caso, se mantiene el resultado del modelo original si el sector minero o energético —que experimenta el *boom*— es el más intensivo en capital de la economía, seguido por el industrial y por el no transable. La explicación es la siguiente: con dos bienes transables y dos factores, los retornos al trabajo y al capital están determinados por los precios internacionales. El *boom* del sector minero atrae capital y trabajo en intensidades diferentes a los otros sectores, produciendo un exceso de demanda por capital y de oferta de trabajo. Como los precios no cambian, es necesario que el sector no transable se expanda y el industrial se contraiga para restablecer el equilibrio en el mercado de factores. Sin embargo, se pueden obtener resultados diferentes si el sector industrial es más intensivo en capital de la economía. En tal caso, es necesario que se expanda dicho sector para equilibrar los mercados, con lo cual se produciría un proceso de industrialización. En este último caso, no se viviría un fenómeno de “síndrome holandés”.

Hay variadas extensiones⁵ que se pueden hacer al modelo base para capturar otras características del fenómeno de “síndrome holandés”. En el cuadro 1 se resumen los supuestos y mecanismos a través de los cuales un *shock* de precio del recurso natural opera en los diferentes casos. Por ejemplo, puede ser que al interior del sector industrial ciertos subsectores se expandan y otros se contraigan. De esta forma, aun cuando el agregado del sector industrial represente una menor proporción del PIB respecto del equilibrio inicial, es difícil argumentar que dicho proceso califique como desindustrialización. Este es el caso en que el trabajo es perfectamente móvil entre sectores y el capital es inmóvil entre el sector industrial y el sector productor de RR.NN. Pero se supone que el capital es móvil al interior del sector industrial, dentro del cual se pueden generar posibilidades para que los sectores más intensivos en capital se expandan. En efecto, al salir trabajo del sector industrial se produce un efecto Rybczynski, en que

el precio relativo entre sectores está constante y la disminución de un factor disminuye la producción de bienes industriales que usan más intensivamente ese factor. En este caso, el sector intensivo en mano de obra se contrae, y el relativamente más intensivo en capital se expande.

Si la movilidad internacional de capital es permitida, como el modelo de base tiene capital específico a los sectores, el capital fluye hacia los sectores en los cuales ha aumentado la rentabilidad, como sería el caso del sector de RR.NN. Esto explicaría el fuerte influjo de inversión extranjera directa que reciben los países en esos sectores. En este caso la rentabilidad del capital queda determinada por condiciones externas, con la producción de al menos un transable se iguala el precio del factor trabajo, y se vuelve al caso en que los precios de los factores se encuentran atados a las condiciones externas. El efecto gasto nuevamente hace expandirse al sector no transable, pero no se produce la apreciación real que veíamos en el modelo original de Corden y Neary, debido a que la oferta de no transables es completamente elástica (determinada por el salario y la renta del capital, ambos exógenos). En este caso, el efecto sobre el sector industrial se ve aminorado ya que no se aprecia el tipo de cambio real.

En resumen, los modelos estáticos producen diferentes implicancias para los efectos de un *boom* de recursos naturales. En su modelación más simple y conocida, los efectos reasignación y gasto tienden a reforzarse mutuamente, generando una apreciación cambiaria y una contracción del sector industrial. Sin embargo, bajo ciertas condiciones, el sector industrial podría expandirse y el tipo de cambio real podría experimentar una depreciación (cuadro 1).

2. Modelos Dinámicos

Una pregunta no abordada en los modelos estáticos es qué importancia tiene para el crecimiento de largo plazo el hecho de que ciertos sectores transables, eventualmente industriales, dejen de ser rentables y algunos bienes manufacturados dejen de ser producidos. Los primeros trabajos que se abocaron a responder esta pregunta fueron los de van Wijnbergen (1984)

⁵ Véase Corden (1984) para un resumen de posibles extensiones al modelo.

CUADRO 1

Resumen de los Modelos Teóricos Estáticos para Economías Pequeñas

Supuestos	Mecanismos de transmisión	Resultado
Dos sectores transables: Industrial (M) y de RR.NN, un sector no transable (NT). Capital específico a cada sector y trabajo móvil. Factores inmóviles internacionalmente. Precios flexibles.	Efecto gasto: Aumenta la demanda por no transable, sube su precio relativo y atrae trabajo desde el sector transable Movimiento de recursos: El sector RR.NN. atrae trabajo de los otros sectores a TCR constante.	Síndrome Holandés: Sector no transable y de RRNN se expande y el industrial se contrae. TCR se aprecia
Igual al anterior, pero ahora el capital es móvil entre el sector industrial y el no transable, pero el sector industrial es más intensivo en capital que el de RR.NN.	A TCR constante, el sector RR.NN. se expande y atrae solamente trabajo. Genera un exceso de demanda por trabajo y de oferta de capital a los otros dos sectores que se comportan como una economía tipo Heckscher-Ohlin.	El sector industrial se expande y el no transable se contrae. Efecto final depende del efecto gasto.
Igual al primer caso, pero ahora suponemos que el sector industrial está compuesto por dos sectores con factores móviles entre sí y con distinta intensidad de uso.	Nuevamente, dentro del sector industrial la asignación de recursos se comporta como una economía tipo Heckscher-Ohlin, donde existe un exceso de demanda por trabajo y de oferta de capital.	En este caso puede ser que uno de los sectores industriales se expanda.
Igual al primer caso pero con movilidad internacional del capital para todos los sectores.	Al existir perfecta movilidad del capital y bienes transables, el pago a los factores queda fijo, por lo cual el precio de NT queda fijado por condiciones de oferta.	TCR no cambia, el efecto gasto se expande igual al NT, y M se contrae por efecto movimiento de recursos.
El bien de RR.NN. es un bien final y es consumido en el país. El precio interno se mueve con el internacional, es decir las autoridades no adoptan medidas para mantener el precio interno bajo.	El efecto es una caída de la absorción real. Hay redistribución de ingreso entre los dueños del capital del sector de RR.NN., los dueños del capital en otros sectores y los dueños del trabajo con el aumento del precio de los RR.NN.	TCR puede moverse en diferentes direcciones, dependiendo de las propensiones marginales a consumir de los distintos grupos.

Fuente: Construcción de los autores.

y Krugman (1987). En ellos se supone que el sector industrial que sufre el efecto de la apreciación cambiaria es el sector que posee economías de escala dinámicas basadas en un proceso de aprendizaje experiencial.

De esta forma, el descubrimiento de reservas de petróleo o el ingreso de una transferencia importante de recursos desde el exterior genera una apreciación cambiaria, al igual que en el caso estático, afectando negativamente el crecimiento de la productividad. A partir de este resultado van Wijnbergen plantea que efectivamente un *boom* de recursos naturales puede ser catalogado como una enfermedad. No obstante,

si se utiliza esta transferencia para acumular activos externos netos, parte de la apreciación real se traslada al futuro, con lo cual se reduce la rentabilidad del aprendizaje involucrada en la producción de transables hoy y por lo tanto es coherente con una contracción de este sector. Dado que la tendencia de los países que han experimentado el *boom* es a gastar el mayor ingreso y a suavizar muy poco, van Wijnbergen concluye que el primer caso es más importante.

En el mismo espíritu, Krugman (1987) desarrolla un modelo con ventajas comparativas dinámicas en un continuo de bienes que son producidos por el único

factor de producción que es el trabajo. Todos los bienes transables producidos experimentan un proceso de aprendizaje —que es interno a la industria y externo a las firmas— que los lleva a ser más eficientes en su producción. Así, como resultado de la apertura al comercio internacional, una economía se especializará en un conjunto de estos bienes en los cuales seguirá acumulando experiencia y haciéndose más eficiente, reforzando el efecto especialización hasta producir solamente estos bienes y nada de los otros, los cuales serán producidos afuera.

El descubrimiento de un recurso como petróleo es visto como una transferencia de recursos desde el sector transable —que no experimenta el *boom*— hacia el sector no transable. El punto clave de este análisis es que algunos bienes transables inicialmente producidos en la economía local, comienzan a ser producidos afuera como resultado del cambio de precios relativos. Con ello, si antes del *boom* la economía tenía ventajas en productividad, ahora lo aprendido en las otras economías le genera una pérdida de ventajas comparativas en esos bienes. Si el *shock* de recursos naturales es suficientemente largo, entonces la brecha de productividad que existía en esos sectores se podría llegar a revertir y, una vez pasado el *shock*, el resto del mundo ha generado ventajas comparativas en esos bienes y por lo tanto nunca más vuelven a producirse en la economía que experimentó el *shock*.

De esta forma, desde la perspectiva de estos modelos, el descubrimiento de recursos naturales —y dependiendo de la magnitud y duración del *shock*— puede ser considerado una enfermedad. El resultado no es sorprendente ya que ambos trabajos suponen desde un principio que las economías de escala dinámicas tienen lugar exclusivamente en el sector transable, generando pérdidas permanentes en el largo plazo.

Una idea similar desarrollan Sachs y Warner (1995) en el contexto de un modelo de crecimiento endógeno con tres sectores: transable, no transable y productor de recursos naturales. El cambio tecnológico endógeno es reforzador de trabajo y afecta a ambos sectores, pero es generado como subproducto del aprendizaje en el sector transable. De esta forma, el crecimiento del producto en el largo plazo depende del valor en estado estacionario del empleo del sector transable como proporción del empleo total. Entonces el

descubrimiento de un recurso natural genera un mayor PIB en el corto plazo. Este efecto riqueza es gastado en no transables, lo que genera una apreciación real, una disminución en el empleo del sector transable y una menor tasa de crecimiento por algunos períodos. En el largo plazo, la participación del empleo en el sector transable vuelve a su trayectoria que lo lleva al estado estacionario, y la tasa de crecimiento vuelve a ser la de estado estacionario sin recursos naturales. Pero debido a que es un modelo de crecimiento endógeno, se obtiene el consabido efecto de que un *shock* transitorio genera un efecto permanente en el nivel de PIB per cápita.

Este conjunto de modelos fue puesto por Torvik (2001) en un contexto de un modelo más general. Supone que existen economías de escala dinámicas tanto en el sector transable como en el no transable y que además existen desbordes de aprendizaje desde un sector al otro. Así, la productividad de los distintos sectores se mueve de acuerdo con la ley de movimiento dada por las siguientes ecuaciones:

$$\frac{\dot{A}_N}{A_N} = \theta n_t + \phi \delta_T (1 - n_t) \quad 0 \leq \delta_T \leq 1$$

$$\frac{\dot{A}_T}{A_T} = \theta \delta_N n_t + \phi (1 - n_t) \quad 0 \leq \delta_N \leq 1$$

en que A_i con $i = N, T$ representa la productividad en cada uno de los sectores, n es el número de trabajadores empleados en el sector no transable (donde la fuerza de trabajo es normalizada igual a 1), θ y ϕ son parámetros que muestran la contribución marginal a la productividad del sector no transable y transable de una unidad adicional de trabajo contratada en esos sectores, δ_i con $i = N, T$ representa el efecto desbordamiento desde el sector no transable al transable y viceversa. De esta forma, los casos de van Wijnbergen (1984) y Krugman (1987) son representados en estas ecuaciones haciendo $\theta = \delta_N = \delta_T = 0$. El caso de Sachs y Warner (1995) se puede obtener haciendo $\theta = \delta_N = 0$ y $\delta_T = 1$. El modelo de Torvik (2001) es más completo e incluye los modelos previos de la literatura como casos especiales.

Torvik (2001) combina las ecuaciones anteriores con agentes optimizadores y obtiene las sendas de crecimiento balanceado. La asignación de trabajo entre los sectores transable y no transable en estado

estacionario es invariante a la existencia de recursos naturales. Lo que se ajusta en el largo plazo es el diferencial de productividad entre sectores. Así el modelo muestra que el equilibrio de corto plazo genera la consabida apreciación cambiaria, generando una asignación de trabajo hacia el sector no transable, lo que incrementa la productividad de ese sector. Esto lleva a una depreciación real del tipo de cambio en el largo plazo a través de un aumento de la productividad del sector no transable en desmedro del sector transable, y el empleo en el primer sector vuelve a su nivel de estado estacionario. Lo que ha cambiado es la brecha de productividad entre sectores en que la productividad del sector transable ha disminuido respecto del no transable.

Finalmente, Torvik (2001) analiza cuál es el impacto en la tasa de crecimiento de la economía. Demuestra que la tasa de crecimiento es invariante a la existencia o no de los recursos naturales y que depende positivamente de los efectos directos del aprendizaje (θ y ϕ). En cambio, el efecto de los parámetros de desbordamiento sobre la tasa de crecimiento es ambiguo. Si crece la importancia del efecto desbordamiento de los no transables a los transables (aumenta δ_n), se incrementará el diferencial de productividad a favor del segundo sector en el estado estacionario. Esto hará aumentar el empleo de los no transables de estado estacionario, y si el efecto directo en el sector transable es relativamente pequeño respecto del efecto indirecto del aprendizaje en los no transables sobre los transables, la tasa de crecimiento de la economía aumentará.

En resumen, este modelo general origina distintos resultados dependiendo de la combinación de parámetros del modelo tras el descubrimiento de un recurso natural. El efecto teórico final sobre el crecimiento de largo plazo es por tanto ambiguo.

III. LA EVIDENCIA EMPÍRICA

Dada la ambigüedad de los resultados teóricos resumidos en la sección anterior, en esta sección se realiza, primero, una revisión de los estudios empíricos que analizan el “síndrome holandés”. En segundo lugar se presenta un resumen de los estudios relativos a la así denominada “maldición de los recursos naturales.”

1. “Síndrome Holandés”

En esta sección resumimos los estudios empíricos que analizan cómo afecta a la macroeconomía y la asignación de recursos un auge transitorio en las exportaciones de recursos naturales, principalmente debido a un incremento del precio internacional.

Gelb (1986, 1988) ha sido uno de los primeros estudios sistemáticos sobre las consecuencias de mejoramientos significativos de los términos de intercambio para países exportadores de recursos naturales. Su análisis se basa en la experiencia de un grupo de países exportadores de petróleo con alzas significativas en el precio de este producto en los bienios 1973-1974 y 1979-1980. Se encuentra que en la mayoría de estos países el crecimiento del sector no-petróleo fue bastante débil, un resultado que no sorprende. Esto aún cuando un porcentaje considerable de los recursos obtenidos se destinó a proyectos de inversión para mejorar la competitividad de este sector. Una consecuencia negativa de esta política fue que el incremento de la inversión pública, y el consiguiente aumento del gasto corriente, fueron difíciles de frenar una vez que los ingresos petroleros volvieron a su nivel normal. Gelb concluye que “estos países habrían obtenido mayores beneficios de sus ingresos extraordinarios si hubiesen limitado la inversión interna aplicando criterios de mercado más rigurosos e invertido una mayor proporción de los ingresos extraordinarios en el extranjero”.

Spatofora y Warner (1999) extienden la muestra a 18 países en desarrollo exportadores de petróleo y estudian si existe evidencia de “síndrome holandés” durante el período 1965-1989. Sus principales resultados muestran que a pesar de que el producto no transable se expande en respuesta a apreciaciones reales generadas por el mejoramiento de los términos de intercambio, no hay evidencia de efectos asociados al “síndrome holandés”. En efecto sus resultados indican que no se produce una contracción de los otros sectores transables.⁶

Tornell y Lane (1998) presentan evidencia de que, contrariando las implicancias de los modelos de

⁶ Esta evidencia es coherente con estudios anteriores, como el de Cudington (1989).

agente representativo para economía abierta, los mejoramientos en los términos de intercambio han sido acompañados de un deterioro de la cuenta corriente y un débil desempeño en materia de crecimiento económico. La explicación teórica para esta evidencia está asociada a lo que se ha denominado “el efecto voracidad”. Este se define como un cambio más que proporcional en la apropiación de los recursos fiscales generado por el *shock* positivo a los términos de intercambio. En los modelos estándar, un incremento transitorio de los términos de intercambio genera un mejoramiento en la cuenta corriente, por el deseo de los agentes económicos de estabilizar su consumo a través del tiempo. En cambio, cuando los grupos son pocos y fuertes, la competencia por apropiarse de estos recursos fiscales puede hacer que el efecto voracidad más que compense el efecto estabilizador del consumo, con consecuencias indeseadas sobre los equilibrios externos y el crecimiento económico.

Sachs y Warner (1999), motivados por la idea de que un *boom* de recursos naturales podría iniciar un proceso de desarrollo del tipo “big push”, presentan evidencia para siete países latinoamericanos de los efectos de estos *booms* sobre el crecimiento económico en el corto plazo.⁷ En general, la evidencia es contraria a la idea de “big push”. En la mayoría de los casos, el producto per cápita declinó durante y/o después el período de *boom*. Como se ha revisado en la sección anterior, la explicación teórica para estos efectos negativos sobre el crecimiento económico estaría dada por el hecho de que es el sector transable (que no experimenta el *boom*) la fuente de crecimiento, debido a economías de escala dinámicas. De esta forma, la evidencia encontrada tiende a favorecer la hipótesis de “síndrome holandés”.

2. “Maldición de los Recursos Naturales”

Uno de los trabajos empíricos más influyentes en el estudio de la relación entre abundancia de recursos naturales y crecimiento económico es el de Sachs y Warner (1995). Este encuentra que los países inicialmente con más abundancia de recursos naturales (medida como la razón de exportaciones de recursos naturales a PIB) crecieron menos en el

período 1970-1989. La evidencia ha sido confirmada en una serie de extensiones realizadas por los mismos autores.⁸

Durante los últimos años se ha realizado una serie de investigaciones para, por un lado, analizar la robustez de este resultado y, por otro, explicar el porqué de esta relación negativa entre abundancia de recursos naturales y crecimiento. En su mayoría, estos trabajos aparecieron publicados en un volumen editado por investigadores del Banco Mundial, y su objetivo ha sido principalmente estudiar si la abundancia de recursos naturales es efectivamente una “maldición”.⁹ En la primera parte del volumen, un objetivo primordial es evaluar la robustez de los hallazgos de Sachs y Warner (1995). Lederman y Maloney (capítulo 2) exploran dos cosas: si usando una medida de ventaja comparativa teóricamente más consistente y un método de estimación diferente se verifica o no la relación negativa entre crecimiento y recursos naturales. Sus hallazgos son muy diferentes a los de Sachs y Warner (1995). La medida de abundancia de recursos usada por Lederman y Maloney (exportaciones netas de recursos naturales per cápita) tiene correlación positiva con el crecimiento económico. Más aún, la evidencia en este trabajo sugiere que es la concentración de las exportaciones la que afecta negativamente al crecimiento. Además, estos autores modifican la estrategia de estimación que puede explicar las diferencias en los resultados. Lederman y Maloney trabajan un panel de países y utilizan GMM para solucionar el problema de endogeneidad de los regresores. Sachs y Warner, en cambio, usan solo datos de corte transversal.

Manzano y Rigobon (capítulo 3) desarrollan una explicación alternativa para esta aparente relación negativa entre recursos naturales y crecimiento. Estos autores revelan un problema de equivalencia observacional en los hallazgos de Sachs y Warner (1995). Manzano y Rigobon encuentran que la mayoría de los países abundantes en recursos naturales sufrieron las consecuencias del exceso de endeudamiento después de un periodo de altos precios para su materia

⁷ La definición de *boom* es un incremento de las exportaciones de recursos naturales de al menos 4% del PIB.

⁸ Ver por ejemplo, Sachs y Warner (1997, 1999 y 2001).

⁹ Ver Lederman y Maloney (2006).

prima durante los setenta. Entonces, se puede concluir que no serían los recursos naturales por sí mismos los que retardan el crecimiento, sino el endeudamiento excesivo generado por su abundancia.

En el capítulo 4 de este volumen, Bravo-Ortega y De Gregorio desarrollan un modelo y presentan evidencia empírica basada en la idea de que el impacto de la abundancia de recursos naturales depende críticamente de la disponibilidad de recursos naturales. En economías con altos niveles de capital humano (por ejemplo, los países escandinavos) la relación entre recursos naturales y crecimiento tiende a ser positiva. En cambio, es negativa donde el capital humano es escaso (por ejemplo, los países de América Latina).

En un trabajo similar al de Bravo-Ortega y De Gregorio, Hodler (2006) intenta explicar por qué en algunas economías la abundancia de recursos naturales no ha impedido generar altas tasas de crecimiento económico, en cambio en otros parece tener correlación negativa con crecimiento. El argumento teórico enfatiza el rol de la búsqueda de renta y, más específicamente, el de conflictos entre grupos rivales. La idea es que la abundancia de recursos agrava los conflictos entre estos grupos, y así debilita las actividades productivas y los derechos de propiedad. De esta manera, la abundancia de recursos naturales es una “maldición” en países donde conviven muchos grupos rivales. Usando el grado de fraccionalización étnica como medida de la existencia de grupos rivales, Hodler (2006) encuentra que el efecto ingreso de la abundancia de recursos naturales es positivo en países homogéneos, pero llega a ser crecientemente negativo en economías con un grado mayor de fraccionalización étnica.

En otros estudios, se argumenta que esta “maldición” opera a través de un debilitamiento de las instituciones. Este argumento ha sido desarrollado en varios trabajos.¹⁰ Por ejemplo, Mehlum et al. (2005) encuentran que los países abundantes en recursos naturales tienden a tener peores instituciones que aquellos donde escasean.¹¹ En tal caso, el efecto de la abundancia de recursos naturales sería indirecto: la abundancia de recursos naturales tendería a desarrollar peores instituciones, y estas serían las responsables del menor crecimiento.

En resumen, existe evidencia de que los recursos naturales tienden a retardar el crecimiento económico, pero esta está lejos de ser concluyente. En general, los estudios empíricos muestran una relación ambigua entre crecimiento y recursos naturales. En efecto, en países con altos niveles de capital humano o étnicamente más homogéneos, la abundancia de recursos naturales estaría positivamente asociada al crecimiento económico.

IV. ROL DE LAS POLÍTICAS

En esta sección revisamos los estudios de casos de países, con particular énfasis en el tipo de políticas que implementaron para manejar la abundancia de recursos naturales. El cuadro 1 resume once estudios en los cuales se analiza si los *booms* de exportaciones de recursos naturales —principalmente asociados a incrementos en el precio de un producto primario— han tenido efectos positivos o negativos sobre las economías bajo estudio y qué rol jugaron las políticas e instituciones. En general, se puede apreciar que la evidencia es bastante variada. Algunos países como Noruega, Botswana e Indonesia han sido particularmente exitosos en el manejo de los ingresos extraordinarios. En cambio, en otras economías como México y Nigeria, los *booms* han sido acompañados por los típicos síntomas del “síndrome holandés”.

De acuerdo con estos trabajos, existen algunas políticas que ayudan a un mejor manejo de los *booms*. Primero, el rol de la política fiscal es indicado siempre como clave. El ahorro de parte considerable de los ingresos extraordinarios ayuda a evitar gastos que serán difíciles de reducir una vez que haya pasado el *boom*. La prudencia fiscal es vital para minimizar la tentación a gastar en proyectos de baja rentabilidad. Además, el ahorro fiscal reduce las presiones a la apreciación cambiaria.¹² Segundo,

¹⁰ Ver, por ejemplo, Robinson et al. (2003); Leite y Weidmann (1999).

¹¹ Engerman y Sokoloff (1997, 2000) argumentan y presentan evidencia de que diferencias de dotación de recursos naturales fueron responsables, a través de su impacto sobre el tipo de instituciones que generaron, de las diferencias en la senda de desarrollo que siguieron las economías del Nuevo Mundo.

¹² Es importante considerar que, para evitar la apreciación cambiaria, estos recursos deben ahorrarse en mercados externos, como hace Noruega (véase Céspedes y Rappoport, 2006)

varios autores argumentan a favor de una política cambiaria que evite una apreciación significativa de la moneda local. En el caso de países con tipo de cambio fijo, esto implica implementar devaluaciones con acumulación de reservas. Tercero, el desempeño de las economías exitosas está influenciado por las características de las instituciones. En países donde la institucionalidad minimiza las actividades de búsqueda de renta, la abundancia de recursos no genera los síntomas del SH y es más favorable al crecimiento.

Un tipo de políticas que aparece usualmente en la discusión son los fondos de estabilización que, como en Noruega y Venezuela, buscan suavizar los *shocks* transitorios positivos de precios o ahorrar para las futuras generaciones la riqueza de un recurso que se agota con el tiempo. Davis et al. (2001) revisan la experiencia de estos fondos de estabilización. El elemento clave es cómo estos fondos interactúan con el manejo del resto del presupuesto fiscal. No hay evidencia de que ellos colaboren a un mejor manejo fiscal; los países que tienen fondos y manejo fiscal prudente ya lo tenían antes de su existencia. El fondo no resuelve los problemas de indisciplina fiscal, ya que el gobierno se puede endeudar y gastar sin “tocar” el fondo, ni tampoco son inmunes a los problemas de búsqueda de renta.

En conclusión, aunque hay una vasta gama de experiencias, la adopción de políticas económicas adecuadas y un buen manejo de las ganancias extraordinarias parecen vitales para generar crecimiento en economías abundantes en recursos naturales. En este sentido, Chile parece estar en una posición favorable respecto de otras economías que han experimentado *shocks* positivos en sus términos de intercambio. Por un lado, la regla de superávit fiscal estructural asegura ahorrar los ingresos públicos transitorios generados por un auge en el mercado del cobre. Por otro, más de la mitad de la inversión en cobre es de propiedad extranjera, con lo que una fracción importante de los mayores ingresos se repatrian como utilidades al extranjero. La combinación de estos factores lleva a que el efecto del *boom* del cobre sobre el gasto interno y (a través de este canal) sobre el tipo de cambio real sea más limitado, acotando el impacto sobre los sectores transables distintos de cobre.

V. CONCLUSIONES

De esta breve revisión de la literatura se puede concluir que:

- Efectos de corto plazo tanto teóricos como empíricos del *boom* de los recursos naturales son una apreciación real y una contracción en los sectores transables no relacionados directamente con el sector de RR.NN. No obstante, con supuestos levemente distintos se pueden conseguir resultados teóricos que apuntan a que no tiene por qué ser este el caso. En general, la evidencia sugiere que estos efectos son de corta vida, aunque dependen del tipo de política que se siga.
- El efecto sobre el crecimiento desde un punto de vista teórico depende de la magnitud de las economías de escala dinámicas que existen en los distintos sectores, del tamaño del desbordamiento de productividad de un sector a otro y de la existencia de grupos de poder que buscan renta. A nivel empírico, la evidencia no es concluyente, pero tiende a favorecer la idea de que lo que retarda el crecimiento no es la presencia de recursos naturales, sino las instituciones y la eventual corrupción y búsqueda de renta que su existencia genera.
- Como en la mayoría de los casos el estado es el dueño de los recursos mineros, el manejo fiscal que se haga de ellos es clave. Entonces no son los fondos de estabilización los que ordenan las economías, sino reglas fiscales transparentes y optimización intertemporal a través del mercado financiero las que hacen que las economías puedan disfrutar sanamente del efecto riqueza. Como ha sido demostrado en varios de los episodios de desempeño macroeconómico deficiente, el gasto excesivo de épocas de bonanza es difícil de reducir cuando los términos de intercambio vuelven a sus niveles normales.
- Asociado al punto anterior, la fortaleza de las instituciones, la gobernabilidad de los países, la capacidad de rendir cuentas por parte del Gobierno y el nivel de corrupción son clave para que el manejo macroeconómico del *boom* sea el adecuado. Por tanto, el desarrollo de un fondo de ahorro y estabilización para los recursos naturales

CUADRO 2

Resumen de Análisis de Casos

Autor	País	Evidencia de "síndrome holandés y/o "maldición de recursos naturales"	Rol de políticas e instituciones
Røed Larsen (2004)	Noruega	No, "algo" a fines de los noventa.	<ul style="list-style-type: none"> ● Políticas Macroeconómicas: disciplina fiscal, pago anticipado de deuda externa, fondo de petróleo invertido en el exterior (evitar apreciación cambiaria). ● Instituciones económicas y políticas para prevenir "búsqueda de renta". ● Mercado laboral con negociación de salarios centralizada (evitar alzas en salarios).
limi (2006)	Botswana	No, fuerte crecimiento durante las últimas décadas	<ul style="list-style-type: none"> ● Buenas instituciones y gobernabilidad.
Sarraf y Jiwani (2001)	Botswana	No, fuerte crecimiento durante las últimas décadas	<ul style="list-style-type: none"> ● Evitar excesivo incremento de gasto (acumulación de reservas y superávit fiscal). ● Manejar tipo de cambio nominal para evitar apreciación real (acumulación de reservas). ● Creación de un plan de desarrollo nacional para invertir adecuadamente los recursos generados.
Auty y Gelb (1986)	Trinidad y Tobago	Sí	<ul style="list-style-type: none"> ● Inadecuada política fiscal (subsidios a familias, trabajadores y empresas). ● Apreciación cambiaria.
Kamas (1986)	Colombia	Efectos negativos sobre exportaciones no-café, pero crecimiento económico relativamente intacto	<ul style="list-style-type: none"> ● Apreciación cambiaria. ● Políticas fiscal y monetaria contractivas.
Looney (1991)	Kuwait	Sí	<ul style="list-style-type: none"> ● No enfatiza discusión de políticas.
Conway y Gelb (1986)	Argelia	No	<ul style="list-style-type: none"> ● No enfatiza discusión de políticas.
Gavin (1993)	Nigeria	Sí	<ul style="list-style-type: none"> ● Ingresos transitorios no fueron destinados a acumular activos externos y/o financiar inversión en el sector exportador, sino a inversiones de bajo retorno. ● Excesivo gasto fiscal mostró resistencia a la baja una vez que los ingresos volvieron a niveles normales.
Sala-i-Martin y Subramanian (2003)	Nigeria	Sí	<ul style="list-style-type: none"> ● Deficiente calidad de instituciones es la causa principal de la negativa relación entre abundancia de petróleo y crecimiento.
Usui (1996)	Indonesia	No	<ul style="list-style-type: none"> ● Devaluación y superávit fiscal fueron factores claves para evitar efectos de la "enfermedad holandesa".
Usui (1997)	Indonesia y México	México: Sí Indonesia: No	<ul style="list-style-type: none"> ● Diferencias entre ambos países se debieron a tres principales factores: (i) política fiscal, (ii) endeudamiento externo, (iii) política cambiaria.

Fuente: Construcción de los autores.

no renovables no reemplaza a una política fiscal que busque preservar los equilibrios.

- Chile parece estar en una posición favorable respecto de otras economías que han experimentado *shocks* positivos en sus términos de intercambio. Por un lado, la regla de superávit fiscal estructural asegura ahorrar los ingresos públicos transitoriamente más altos por el precio del cobre. Por otro, más de la mitad de la inversión en cobre es de propiedad extranjera, con lo que una fracción importante de los mayores ingresos se repatrian como utilidades al extranjero. La combinación de estos factores lleva a que el efecto del *boom* del cobre sobre el gasto interno y (a través de este canal) sobre el tipo de cambio real sea más limitado, acotando el impacto sobre los sectores transables distintos de cobre.

REFERENCIAS

- Auty, R. y A. Gelb (1986). "Oil Windfalls in a Small Parliamentary Democracy: Their Impact on Trinidad and Tobago." *World Development* 14(9): 1161-75.
- Bravo-Ortega, C. y J. De Gregorio (2006). "The Relative Richness of the Poor? Natural Resources, Human Capital and Economic Growth." En *Natural Resources, Neither Curse Nor Destiny*, editado por D. Lederman y W.F. Maloney, Washington D.C., EE.UU.: Banco Mundial.
- Céspedes, L.F. y D. Rappoport (2006). "El Fondo Gubernamental de Petróleo en Noruega." *Economía Chilena* 9(1): 71-8.
- Conway, P. y A. Gelb (1988). "Oil Windfalls in a Controlled Economy: A 'Fix-price' Equilibrium Analysis of Algeria." *Journal of Development Economics* 28: 63-81.
- Corden, W.M. (1984). "Booming sector and Dutch Disease Economics: Survey and Consolidation." *Oxford Economic Papers* 36: 359-80.
- Corden, W.M. y J.P. Neary (1982). "Booming Sector and De-industrialization in a Small Economy." *Economic Journal* 92: 825-48.
- Cuddington, J. (1989). Commodity Export Booms in Developing Countries. *World Bank Researcher Observer* 4(2): 143-65.
- Davis, J., R. Ossowski, J. Daniel y S. Barnett (2001). "Stabilization and Savings Funds for Nonrenewable Resources: Experience and Fiscal Policy Implications." Documento Ocasional N°205, Fondo Monetario Internacional.
- Edwards, S. y S. van Wijbergen (1989). "Disequilibrium and Structural Adjustment." En *Handbook of Development Economics*, vol. II, editado por H. Chenery y T.N. Srinivarsan. Amsterdam: Elsevier Science Publishers.
- Engerman, S.L. y K.L. Sokoloff (1997). "Factor Endowments, Institutions, and Differential Paths of Growth Among New World Economies: A View from Economic Historians of the United States." En *How Latin America Fell Behind? Essays on the Economic Histories of Brazil and Mexico, 1800-1914*, editado por S. Haber. Stanford, CA, EE.UU.: Stanford University Press.
- Engerman, S.L. y K.L. Sokoloff (2000). "Factor Endowments, Inequality, and Paths of Development among New World Economies." *Economía*, 3: 41-102.
- Gavin, M. (1993). "Adjusting to a Terms of Trade Shock: Nigeria: 1972-1988." En *Policymaking in the Open Economy*, editado por R. Dornbusch. Oxford, Reino Unido: Oxford University Press.
- Gelb, A. (1986). "Adjustment to Windfall Gains: A Comparative Analysis of Oil Exporting Countries." En *Natural Resources and the Macroeconomy*, editado por J.P. Neary y S. van Winjbergen. Cambridge, MA, EE.UU.: MIT Press.
- Gelb, A. (1988). *Oil Windfalls: Blessing or Curse?* Nueva York, EE.UU.: Oxford University Press.
- Gylfason, T. (2001). "Lessons from the Dutch Disease: Cause, Treatment, and Cures." Institute of Economic Studies Working Paper Series, N°W01:06.
- Hodler, R. (2006). "The Curse of Natural Resources in Fractionalized Countries." *European Economic Review* 50(6): 1367-86.
- Imi, A. (2006). "Did Botswana Escape from Resources Curse?" Documento de Trabajo N°06/138, Fondo Monetario Internacional.
- Kamas, L. (1986). "Dutch Disease Economics and the Colombian Export Boom." *World Development* 14(9): 1177-98.
- Krugman, P. (1987). "The Narrow Moving Band, the Dutch Disease, and the Competitive Consequences of Mrs. Thatcher: Notes on Trade in the Presence of Dynamic Scale Economies." *Journal of Development Economics* 27(1-2): 41-55.
- Lederman, D. y W.F. Maloney (2006). "Open Questions about the Link between Natural Resources and Economic Growth: Sachs and Warner Revisited." En *Natural Resources, Neither Curse Nor Destiny*, editado por D. Lederman y W.F. Maloney. Washington, DC, EE.UU.: Banco Mundial.
- Leite C. y J. Weidmann (2002). "Does Mother Nature Corrupt? Natural Resources, Corruption and Economic Growth." En *Governance, Corruption and Economic Performance*, editado por G. Abed y S. Gupta. Washington, DC, EE.UU.: Fondo Monetario Internacional.

- Looney, R.E. (1991). "Diversification in a Small Oil Exporting Economy: The Impact of the Dutch Disease on Kuwait's Industrialization." *Resources Policy* 17(1): 31-41.
- Manzano, O. y R. Rigobon (2006). "Resource Curse or Debt Overhang?" En *Natural Resources, Neither Curse Nor Destiny*, editado por D. Lederman y W.F. Maloney. Washington, DC, EE.UU.: Banco Mundial.
- Mehlum, H., K. Moene y R. Torvik (2006). "Institutions and the Resource Curse." *Economic Journal* 116(508): 1-20.
- Robinson, J.A., R. Torvik y T. Verdier (2003). "Political Foundations of the Resource Curse." DELTA Working Paper N°2003-33.
- Røed Larsen, E. (2004). "Escaping the Resources Curse and the Dutch Disease? When and Why Norway Caught Up with and Forged ahead of its Neighbors." Discussion Papers N°377, Statistics Norway.
- Sachs, J.D. y A.M. Warner (1995). "Natural Resource Abundance and Economic Growth." NBER Working Paper N°5398.
- Sachs, J.D. y A.M. Warner (1999). "Sources of Slow Growth in African Economies." *Journal of African Economies* 6(3): 335-76.
- Sachs, J.D. y A.M. Warner (2001). "The Curse of Natural Resources." *European Economic Review* 45(4-6): 827-38.
- Sala-i-Martin, X. y A. Subramanian (2003). "Addressing the Natural Resource Curse: An Illustration from Nigeria." Documento de Trabajo N° 03/139, Fondo Monetario Internacional.
- Sarraf, M. y M. Jiwanji (2001). "Beating the Resource Curse: The Case of Botswana." Environment Department Paper N°83, Banco Mundial.
- Spatafora, N. y A. Warner (1999). "Macroeconomic and Sectoral Effects of Terms-of-Trade Shocks: The Experience of the Oil-Exporting Developing Countries." Documento de Trabajo N°99/134, Fondo Monetario Internacional.
- Torvik, R. (2001). "Learning by Doing and the Dutch Disease." *European Economic Review* 45: 285-306.
- Tornell, A. y P.R. Lane (1998). "Are Windfalls a Curse? A Non-Representative Agent Model of the Current Account." *Journal of International Economics* 44: 83-112.
- Usui, N. (1996). "Policy Adjustments to the Oil Boom and their Evaluation: The Dutch Disease in Indonesia." *World Development* 24(5): 887-900.
- Usui, N. (1997). "Dutch Disease and Policy Adjustments to the Oil Boom: A Comparative Study of Indonesia and Mexico." *Resources Policy* 23(4): 151-62.
- Van Wijnbergen, S. (1984). "The Dutch Disease: A Disease after All?" *Economic Journal* 94: 41-55.

DETERMINANTES DE LA CLASIFICACIÓN DE RIESGO SOBERANO DE LAS ECONOMÍAS EMERGENTES*

*Sergio Godoy W.***

I. INTRODUCCIÓN

La clasificación de riesgo soberano de los instrumentos de renta fija, emitidos por países soberanos y denominados en moneda extranjera, corresponden a la evaluación que las agencias internacionales clasificadoras de riesgo realizan sobre la capacidad y voluntad de los gobiernos de pagar total y oportunamente las obligaciones asociadas a dichos instrumentos (Levey et al., 2004). De este modo, la clasificación es una medida de riesgo de crédito soberano que usan los agentes de mercado para evaluar la probabilidad de que un país cumpla con sus obligaciones en moneda extranjera. Esto es particularmente adecuado para la clasificación de riesgo soberano de países emergentes, ya que ésta se distribuye en un espectro mucho más amplio que en el caso de los países desarrollados, que se concentra casi en su totalidad en las mejores categorías.

En principio, un empeoramiento de la clasificación de riesgo de un país debería encarecer el financiamiento para el gobierno y las empresas localizadas en el mismo.¹ Este mismo cambio podría tener un efecto negativo sobre el precio de otros activos de la economía en cuestión, tales como el tipo de cambio y las acciones.² Por último, una caída de la clasificación de riesgo de un país podría provocar una reducción de los flujos de capitales hacia el mismo.

Es importante entender qué determina la clasificación, es decir, cuáles son las principales variables que explican las diferencias entre países y en el tiempo. La literatura ha sido capaz de establecer que existe un número reducido de determinantes macroeconómicos que explican la mayor parte de la variabilidad de las clasificaciones de riesgo soberano.³ Este trabajo busca distinguir cuáles son los determinantes más importantes en dichas clasificaciones de riesgo soberano de países emergentes. Asimismo, considera un conjunto de posibles

determinantes adicionales que la literatura mencionada no ha considerado y que, en principio, parecen relevantes para entender la variabilidad de la clasificación de riesgo soberano de países emergentes.

Primero, se evalúa la importancia del contagio a nivel de clasificación de riesgo soberano.⁴ Segundo, se explora el efecto del grado de dolarización de los depósitos bancarios de la economía sobre las clasificaciones. Este es una *proxy* del grado de dolarización de la economía, el que, a su vez, está correlacionado con la exposición al riesgo de moneda extranjera del sistema bancario de un país y, por ende, con la probabilidad de ocurrencia de una crisis bancaria y cambiaria. Finalmente, también se incluye en las estimaciones una medida del endeudamiento externo privado. Esta variable se fundamenta en la posibilidad de que en un país que tiene una baja deuda externa pública (en comparación con el sector privado) y no existe una garantía pública total de la deuda externa privada, debería haber una probabilidad menor de que el Gobierno incurriera en una moratoria de pagos, todo lo demás constante.

Los resultados muestran que las variables macroeconómicas establecidas por la literatura siguen siendo los principales determinantes de la

* Se agradecen las sugerencias y comentarios de Alejandro Micco, Jorge Selaive y de los participantes del seminario interno de la División de Política Financiera del 4 de abril último. Asimismo, se agradece la ayuda para recolectar los datos de Franco Osorio y José Astaburuaga.

** División de Operaciones Financieras, Banco Central de Chile. Este trabajo fue realizado cuando el autor era economista senior de la Gerencia de Estabilidad Financiera.

¹ Véase Canton y Packer (1996); Larrain et al. (1997); Kaminsky y Schmukler (2002); y Godoy (2005).

² Véase Kaminsky y Schmukler (2002); Brooks et al. (2004).

³ Asimismo, la literatura sobre determinantes de spread soberanos no ha logrado explicar la mayor parte de la variabilidad de estos, Godoy (2005).

⁴ Esta variable estaría motivada en parte por la sucesión de crisis financieras que afectaron a los países emergentes a partir de la segunda mitad de los noventa y hasta el 2002. Estas crisis han motivado una extensa discusión en la literatura sobre la existencia de contagio entre los países afectados por las crisis. Véase, por ejemplo, Claessens y Forbes (2001).

variabilidad de la clasificación de riesgo soberano, entre países y a través del tiempo. También se observa que, *ceteris paribus*, existiría contagio a nivel regional ya que un empeoramiento de la clasificación de riesgo soberano regional hace que decline la de los otros países pertenecientes a dicha región (por ejemplo, América Latina). Por último, un aumento del descalce de monedas del sistema financiero disminuye la clasificación de riesgo soberano, mientras un incremento del endeudamiento externo privado relativo al total hace que esta mejore.

Usando el resultado de las estimaciones, se realiza un ejercicio de predicción para el caso de Chile. Este muestra resultados satisfactorios en cuanto a que las regresiones tienden a predecir correctamente tanto el nivel como las variaciones en la clasificación de riesgo de Chile. Esto confirma que la mejora de los fundamentos de la economía chilena ocurridos en las últimas dos décadas se ha reflejado en una mejora de la clasificación de riesgo de Chile.

El trabajo que se presenta tiene el siguiente orden. Primero, se describe brevemente la evolución de

CUADRO 1		
Número de Países Emergentes con Clasificación de Riesgo		
Año	Moody's	S&P
1990	7	4
1991	8	4
1992	9	11
1993	14	15
1994	17	21
1995	21	24
1996	27	28
1997	38	41
1998	47	45
1999	53	47
2000	53	49
2001	57	52
2002	59	53
2003	59	53
2004	59	53
2005	59	53

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de Bloomberg.

la clasificación de riesgo soberano para los países emergentes. En la segunda parte, se realiza una revisión exhaustiva de la literatura existente sobre determinantes de la clasificación de riesgo soberano. Tercero, se muestran estimaciones econométricas para un panel de países emergentes. Cuarto, se presenta lo que predicen las estimaciones respecto de la clasificación de riesgo de Chile. Por último, se indican algunas conclusiones.

II. EVOLUCIÓN DE LAS CLASIFICACIÓN DE RIESGO SOBERANO EN ECONOMÍAS EMERGENTES

La clasificación de riesgo soberano para los países emergentes por agencias internacionales es un fenómeno de los noventa. Hasta entonces, el número de países emergentes con clasificación de riesgo soberano era muy menor. En dicha década, la industria de la clasificación internacional de riesgo soberano de economías emergentes tuvo un crecimiento explosivo⁵ (cuadro 1).

Este desarrollo del mercado internacional de clasificación de riesgo es coherente con el mayor grado de integración financiera al mundo de los mercados emergentes en este mismo período y con la reaparición del mercado internacional de bonos soberanos emergentes después del exitoso Plan Brady de fines de los ochenta. Este plan permitió a los países emergentes que habían entrado en moratoria de pagos en la Crisis de la Deuda de 1982 recuperar el acceso a los mercados financieros internacionales.

Asimismo, en los últimos quince años se ha observado una tendencia creciente a mejorar las clasificaciones de riesgo de las economías emergentes, con la importante excepción de América Latina (cuadro 2). Sin embargo, es preciso destacar que esta no ha sido necesariamente una tendencia continua debido a las importantes crisis económico-financieras que han sacudido los mercados emergentes en este período.

⁵ Las tres principales agencias clasificadoras de riesgo internacionales son Standard & Poor's, Moody's y Fitch. Estas agencias dominan el mercado internacional de clasificación de riesgo de bonos y son las únicas reconocidas (junto con la agencia canadiense Dominion Bond Ratings) por la U.S. Securities and Exchange Commission, que es la agencia gubernamental que regula las emisiones de valores en EE.UU.

CUADRO 2

Número de Mejoras y Retrocesos en la Clasificación de Riesgo Soberano (1990-2005)

	América Latina y el Caribe	Europa Oriental	Asia Emergente	Medio Oriente y África
Moody's				
Mejoras	25	37	30	13
Retrocesos	22	18	22	2
Total	47	55	52	15
S&P's				
Mejoras	34	48	42	14
Retrocesos	49	11	32	4
Total	83	59	74	18

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de *Bloomberg*.

III. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Desde mediados de los noventa se ha realizado una buena cantidad de estudios sobre determinantes de la clasificación de riesgo soberano.⁶ Esta literatura comenzó con el influyente artículo de Canton y Parker (1996), quienes realizaron una estimación de corte transversal para 49 países (desarrollados y emergentes), usando como variable dependiente una transformación lineal de la escala alfanumérica de las clasificaciones de riesgo de Moody's y Standard & Poor's. La idea básica fue usar variables explicativas que representarían una buena *proxy* de los fundamentos de una economía y, por lo tanto, deberían estar muy relacionadas con la capacidad de pago de la misma.

El estudio de Canton y Parker (1996) incluyó las siguientes variables: PIB per cápita, crecimiento del PIB, tasa de inflación, razón de deuda externa total a exportaciones, razón de superávit fiscal a PIB, razón de cuenta corriente a PIB, una *dummy* que captura si el país es desarrollado y una *dummy* que considera si el país ha incurrido en una moratoria de pagos en su historia. Estas variables en conjunto tienen un alto poder explicativo de la variabilidad de corte transversal de los niveles de la clasificación de riesgo soberano. La literatura ha evolucionado desde

este estudio en diferentes ámbitos, haciendo mejoras metodológicas a estas estimaciones.

Primero, la literatura ha incluido variables económico-financieras complementarias a las usadas por Canton y Parker (1996). Por ejemplo, algunas de estas han sido el *spread* soberano, la sobrevalorización del tipo de cambio real y los términos de intercambio. Sin embargo, en todos estos análisis las variables originales de este último estudio siempre han mantenido su importancia explicativa. Una segunda mejora importante fue incorporar la dimensión temporal al análisis, haciendo estimaciones de datos de panel.⁷ Los resultados de este tipo de estudio son similares a los de corte transversal, pero claramente han ayudado a hacer más robustas las estimaciones

⁶ Asimismo, no es coincidencia que el inicio de esta literatura ocurre al mismo tiempo que la expansión acelerada del número de países soberanos emergentes clasificados por las agencias internacionales clasificadoras de riesgo, véase la sección anterior.

⁷ La primera estimación econométrica en este sentido la hizo Ferri, Liu y Stiglitz (1999), los cuales se enfocaron en el tema del comportamiento procíclico de las agencias clasificadoras de riesgo durante la Crisis Asiática. Sin embargo, Mora (2004) en otro estudio de datos de panel cuestiona esta conclusión. Monfort y Mulder (2000) y Eliason (2002) también realizaron estimaciones de datos de panel.

empíricas. Asimismo, este tipo de estimaciones corresponde al estado actual de la literatura.

Las estimaciones no lineales de Logit ordenado de Peña (2002) para corte transversal y de tipo Probit ordenado de Hu, Kiesel y Perraudin (2002) y de Block y Vaaler (2004) para datos de panel son otra mejora metodológica respecto Canton y Parker (1996). Mora (2004) también hace este tipo de estimaciones. La idea básica en este caso no es explicar el nivel (o el cambio en el nivel) de clasificación de riesgo soberano sino la probabilidad (o el cambio en esta) de que un país se ubique en dicho nivel con los factores que influyen en dicha probabilidad. Esta innovación metodológica es muy importante, ya que en realidad las clasificaciones de riesgo son variables categóricas ordenadas y no son continuas, que es lo que se supone cuando se realizan estimaciones lineales de datos de panel o de corte transversal. Asimismo, claramente estas estimaciones son complementarias a las estimaciones lineales. En este artículo se consideran estimaciones tanto lineales como de tipo Probit ordenado.

La última innovación metodológica importante que se considera corresponde a la incorporación al análisis de variables “políticas”. La idea es incorporar a las estimaciones el hecho publicitado por las agencias clasificadoras de riesgo que en sus análisis incorporan los elementos político-institucionales que afectan la capacidad de pago de un país.⁸ Por ejemplo, Alexe et al. (2003) incluyen los índices de estabilidad política, corrupción y efectividad gubernamental de Kaufmann et al. (1999), calculados en el Banco Mundial.⁹ Las variables político-institucionales han resultado significativas en las regresiones, aunque en realidad su aporte para explicar la variabilidad de las clasificaciones de riesgo ha sido marginal, ya que las variables de Canton y Packer (1996) han conservado su importancia.

IV. PRESENTACIÓN DE LOS RESULTADOS ECONOMÉTRICOS

Esta sección presenta las estimaciones de datos de panel para explicar la variabilidad de los niveles de clasificación de riesgo de las agencias internacionales Standard & Poor's y Moody's. La muestra de Moody's incluye 47 países emergentes¹⁰ y la de Standard & Poor's, solo 44.¹¹ En ambos casos el

panel es desbalanceado y cubre el período 1990-2004. Como el objetivo de este estudio es analizar los determinantes de los cambios de la clasificación de riesgo, todas las estimaciones presentadas incluyen efectos fijos por países, los cuales captarían aspectos culturales y/o institucionales propios de los mismos; y efectos año, los cuales controlarían por posibles *shocks* comunes que hayan sufrido los países que conforman la muestra. Los cuadros 3 y 4 muestran las definiciones y propiedades estadísticas de las variables utilizadas en este trabajo. En el apéndice se muestra la transformación lineal que se realiza de la escala alfanumérica de la clasificación de riesgo de estas agencias.¹²

El cuadro 4 muestra el alto grado de correlación que existe entre las clasificaciones de riesgo soberano de Moody's y de Standard & Poor's, lo que permite intuir que el comportamiento de estas dos agencias es muy similar. En la siguiente sección se contemplará si existen algunas diferencias entre los determinantes de las clasificaciones de riesgo soberano de estas dos agencias.

⁸ En estricto rigor, Canton y Parker (1996) consideraban en parte esta dimensión al incorporar la historia de moratoria de pagos a sus regresiones.

⁹ El índice de efectividad gubernamental también es incorporado por las estimaciones de Levey et al. (2004). Block y Vaaler (2004) agregaron una *dummy* que captura el hecho de existan elecciones en un país.

¹⁰ La muestra de Moody's incluye los siguientes países: Argentina, Bolivia, Brasil, Bulgaria, China, Colombia, Costa Rica, Croacia, Ecuador, Egipto, Eslovaquia, Filipinas Guatemala, Honduras, Hungría, India, Indonesia, Israel, Jordania, Kazakhstan, Latvia, Lituania, Malasia, Mauricio, México, Moldavia, Marruecos, Omán, Pakistán, Panamá, Papua Nueva Guinea, Paraguay, Perú, Polonia, República Checa, República Dominicana, Rumania, Sudáfrica, Tailandia, Trinidad y Tobago, Turquía, Ucrania, Uruguay, Venezuela y Vietnam. Cuando se incluye la variable dolarización esta muestra se reduce a 36 países, es decir, de la lista anterior se excluye a Brasil, Colombia, República Dominicana, India, Jordania, Marruecos, Mauricio, Omán, Panamá y Papua Nueva Guinea.

¹¹ Standard & Poor's incluye: Argentina, Bolivia, Brasil, Bulgaria, China, Colombia, Corea Costa Rica, Croacia, República Checa, República Dominicana, Ecuador, Egipto, El Salvador, Eslovaquia, Estonia, Filipinas Guatemala, Hungría, India, Indonesia, Israel, Jordania, Kazakhstan, Latvia, Lituania, Malasia, Marruecos, Omán, Pakistán, Panamá, Papua Nueva Guinea, Paraguay, Perú, Polonia, Rumania, Sudáfrica, Tailandia, Turquía, Ucrania, Uruguay y Venezuela. Cuando se incluye la variable dolarización esta muestra se reduce a 35 países, es decir, de la lista anterior se excluye a Brasil, Colombia, República Dominicana, India, Jordania, Marruecos, Omán, Panamá y Papua Nueva Guinea.

¹² Este tipo de transformación es el estándar de la literatura revisada en la sección III aunque algunos autores han ocupado transformaciones no lineales como, por ejemplo, Ferri, Liu y Stiglitz (1999).

CUADRO 3

Variables Usadas

Variable	Sigla	Media	Desviación Estándar total	Desviación Estándar		Coeficiente de Asimetría	Curtosis
				between	within		
Clasificación de riesgo soberano de país de Moody's. Fin de año. ^{/1}	mofin	9.60	3.21	2.96	1.40	0.01	2.36
Clasificación de riesgo soberano de país de Standard and Poor's. Fin de año. ^{/2}	spfin	9.79	3.18	2.71	1.60	-0.35	3.12
Crecimiento del Producto Interno Bruto real. ^{/3}	vgdp	3.24	4.91	1.99	4.51	-1.50	7.14
Logaritmo del PIB per capita (corregido por Paridad de Poder de Compra) ^{/4}	logppc	8.51	0.77	0.67	0.39	-1.82	10.05
Logaritmo de (1 + la tasa de inflación) medida a través de la variación del IPC ^{/5}	loginf	20.04	44.45	20.79	39.63	5.10	33.29
Razón de déficit fiscal a PIB ^{/6}	defisc	2.18	3.04	2.11	2.21	0.86	6.53
Razón de reservas internacionales a deuda externa total ^{/7}	resdebt	40.04	47.48	36.63	30.30	3.77	21.21
Clasificación de riesgo promedio del resto de países de la región de Moody's. Fin de año. ^{*/8,12}	mo_region_c	9.71	1.70	1.44	0.96	0.27	2.15
Clasificación de riesgo promedio del resto de países de la región (Standard & Poor's). Fin de año. ^{/9,12}	sp_region_c	9.88	1.63	1.27	1.09	0.32	2.83
Razón de deuda externa privada a deuda externa total ^{/10}	dpriv	17.40	20.04	16.46	11.96	1.47	4.64
Razón de depósitos a plazo en dólares de EE.UU. a depósitos totales en sistema financiero local ^{/11}	dolariz	31.21	23.54	22.37	7.22	0.56	2.51

/1, /2, /8 y /9: Elaboración propia sobre la base de datos de Bloomberg.

/3, /4, /5, /6: Elaboración propia sobre la base de datos del International Financial Statistics, FMI.

/7 y /10: Elaboración propia sobre la base de datos del Global Development Finance, Banco Mundial.

/11: De Nicolás, Honohan e Ize (2005).

/12: Región 1 = Latinoamérica; Región 2 = Asia Emergente; Región 3 = Europa del Este; Región 4 = Otros.

CUADRO 4

Correlaciones entre Variables Usadas

	mofin	spfin	vgdp	logppc	loginf	defisc	resdebt	mo_region_c	sp_region_c	dpriv	dolariz
mofin	1										
spfin	0.9347	1									
vgdp	0.1845	0.1314	1								
logppc	0.3895	0.3833	0.0191	1							
loginf	-0.2546	-0.3609	-0.2137	-0.0472	1						
defisc	-0.1349	-0.2515	-0.0773	-0.0586	0.1132	1					
resdebt	0.3370	0.4411	-0.0056	0.1791	-0.0534	-0.0795	1				
mo_region_c	0.2986	0.2481	0.2014	0.0696	-0.1559	0.0692	0.0990	1			
sp_region_c	0.2771	0.2353	0.1348	0.0783	-0.0227	0.0247	0.1895	0.8971	1		
dpriv	0.2660	0.2144	0.1348	0.3292	-0.1456	-0.0890	0.0804	0.0590	-0.0047	1	
dolariz	-0.4720	-0.4381	-0.1111	-0.3786	0.0869	0.1877	-0.2155	-0.2684	-0.2112	-0.1132	1

Fuente: Elaboración propia.

1. Estimaciones No Lineales

Como se explicó anteriormente, la literatura ha utilizado dos métodos para analizar los determinantes de la clasificación de riesgo: estimaciones lineales y estimaciones no lineales de tipo Probit o Logit. En este artículo se usan los dos tipos de estimaciones. Sin embargo, el análisis se enfocará en las estimaciones no lineales ya que la clasificación de riesgo corresponde a un ranking de países, es decir, es una variable categórica ordenada no continua. En este caso la estrategia econométrica más apropiada es una estimación de tipo Probit (o Logit) ordenado, en la cual se estima la probabilidad de que un país dado se encuentre en cierta clasificación de riesgo.

Los cuadros 5 y 6 presentan los principales resultados empíricos para las estimaciones no lineales de tipo Probit ordenado de datos de panel para las clasificaciones de riesgo de Moody's y Standard & Poor's, respectivamente. La columna 1 en ambos cuadros presenta la regresión *benchmark*, la cual incluye las variables más estándares en esta literatura.¹³ El primer resultado importante que se desprende de estas regresiones es que las variables presentan los signos esperados y tienen un alto poder explicativo. Las excepciones serían el crecimiento del PIB y la razón de reservas internacionales a deuda externa total para el caso de Standard & Poor's, que no resultan significativas. Un segundo hecho importante que se advierte en estos cuadros es que no existen mayores diferencias entre las regresiones para las dos agencias internacionales clasificadoras de riesgo, ya que ambas estimaciones tienen alto poder explicativo y las variables significativas son aproximadamente las mismas.

Las columnas 2 a 6 de los cuadros 5 y 6 incorporan en el análisis las variables adicionales mencionadas. La primera de ellas corresponde a la clasificación de riesgo soberano promedio del resto de los países de la región (columnas 2, 5 y 6). Esta variable es una *proxy* para ver el efecto contagio que puede existir en los cambios en la clasificación de riesgo soberano a nivel regional. La definición que se usa sobre contagio corresponde a lo que el Banco Mundial llama "definición restrictiva de contagio":

El contagio es la transmisión de shocks a otros países o a la correlación transversal entre países, más allá

*de cualquier acoplamiento de fundamentales entre los países y más allá de los shocks comunes.*¹⁴

Usando esta definición, se puede interpretar las regresiones anteriores de la siguiente manera: se mide el efecto contagio de las clasificaciones de riesgo entre países emergentes controlando por los fundamentos (los cuales son captados por las variables incluidas en las estimación *benchmark*), por los efectos fijos por países (que captarían aspectos culturales y/o institucionales propios de los países) y por los efectos año (que captarían posibles *shocks* comunes que hayan sufrido los países de la muestra). De este modo, las especificaciones para las dos agencias internacionales sugieren que existe contagio regional de las clasificaciones de riesgo de los países, ya que esta variable resulta altamente significativa en todas las regresiones en las que se incluye y para las dos agencias clasificadoras de riesgo consideradas.

Las columnas 3 a 6 incorporan la razón de deuda externa privada a deuda externa total y la razón de depósitos a plazo en dólares de EE.UU. a depósitos totales en el sistema financiero local. La primera variable se basa en la idea de que, *ceteris paribus*, en un país con una baja deuda externa del sector público en relación con el sector privado y donde no existe garantía pública total de la deuda externa privada, una moratoria de pagos del Gobierno debería ser menos probable. Por lo tanto, una mayor razón de deuda privada al total debería implicar una mejor clasificación de riesgo soberano.¹⁵ Los resultados de las estimaciones para el caso de Moody's muestran que en realidad dicha razón tiene un efecto positivo

¹³ La literatura ha incluido también el déficit en la cuenta corriente (% del PIB) y otras variables de deuda tales como deuda externa total (% de las exportaciones) y deuda externa total (% del PIB). En el análisis econométrico no se incluyen por dos razones: (1) estas captan un concepto económico similar a la variable de deuda ya incluida (la razón de reservas internacionales a deuda externa total); y (2) estas poseen un alto grado de colinealidad con esta última variable de deuda, ya incluida en el análisis.

¹⁴ Ver el sitio de Internet del Banco Mundial (la traducción es mía) www1.worldbank.org/economicpolicy/managing%20volatility/contagion/definitions.html. Véase también Eichengreen et al. (1996); Forbes y Rigobon (2001).

¹⁵ Incidentalmente, Chile tiene una estructura de deuda externa tal que, en promedio para la muestra, el 64,3% es privado. Este valor es el más alto de la muestra de países incluidos en las estimaciones, cuyo promedio fue de 17.7%, y solo tres países emergentes más superan la barrera del 50%.

CUADRO 5

Regresiones Probit Ordenado con Errores Robustos Huber-White-Sandwich

(Variable dependiente: Clasificación de riesgo soberano de Moody's. Fin de año)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Crecimiento del Producto Interno Bruto real	0.029 *	0.041 **	0.016	-0.008	0.029	-0.0022
Logaritmo del PIB per capita (corregido por Paridad de Poder de Compra)	0.986 ***	1.018 **	0.611 **	14.954 ***	0.674 *	13.883 ***
Logaritmo de (1 + la tasa de inflación) medida a través de la variación del IPC	-0.008 ***	-0.005 **	-0.010 ***	-0.013 **	-0.007 ***	-0.006
Razón de déficit fiscal a PIB	-0.078 ***	-0.076 ***	-0.072 ***	-0.104 ***	-0.067 ***	-0.054
Razón de reservas internacionales a deuda externa total	0.011 ***	0.019 ***	0.019 ***	0.049 ***	0.025 ***	0.054 ***
Clasificación de riesgo promedio del resto de países de la región de Standard & Poor's. Fin de año.		0.496 ***			0.431 ***	0.969 ***
Razón de deuda externa privada a deuda externa total			0.081 ***		0.076 ***	0.028 *
Razón de depósitos a plazo en dólares de EE.UU. a depósitos totales en sistema financiero local				-0.036		-0.061 **
Número de observaciones	353	348	353	199	348	196
Número de países	46	46	46	36	46	36
Seudo R cuadrado	0.3885	0.4189	0.4273	0.5201	0.4513	0.5432
Log Likelihood	-539.6	-505.8	-505.4	-226.0	-477.6	-212.4

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Estas estimaciones incluyen los efectos país y efectos años que no son reportados pero resultaron ser significativos en su mayoría.

*** Significativo al 1%; ** Significativo al 5%; * Significativo al 10%.

CUADRO 6

Regresiones Probit Ordenado con Errores Robustos Huber-White-Sandwich

(Variable dependiente: Clasificación de riesgo soberano de Standard & Poor's. Fin de año)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Crecimiento del Producto Interno Bruto real	0.015	0.013	0.013	0.014	0.013	0.010
Logaritmo del PIB per capita (corregido por Paridad de Poder de Compra)	5.794 ***	7.505 ***	5.091 ***	13.402 ***	7.200 ***	16.260 ***
Logaritmo de (1 + la tasa de inflación) medida a través de la variación del IPC	-0.037 ***	-0.035 ***	-0.037 ***	-0.040 ***	-0.035 ***	-0.036 **
Razón de déficit fiscal a PIB	-0.109 ***	-0.115 ***	-0.109 ***	-0.170 ***	-0.116 ***	-0.180 ***
Razón de reservas internacionales a deuda externa total	0.011	0.012	0.014	0.030 **	0.014	0.029 ***
Clasificación de riesgo promedio del resto de países de la región de Standard & Poor's . Fin de año.		0.544 ***			0.547 ***	0.692 ***
Razón de deuda externa privada a deuda externa total			0.023		0.011	-0.044
Razón de depósitos a plazo en dólares de EE.UU. a depósitos totales en sistema financiero local				0.018		0.003
Número de observaciones	353	345	352	205	344	202
Número de países	44	44	44	35	44	35
Seudo R cuadrado	0.4121	0.4537	0.4162	0.4503	0.4558	0.4877
Log Likelihood	-506.9	-460.8	-500.9	-275.0	-456.8	-252.1

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Estas estimaciones incluyen los efectos país y efectos años que no son reportados pero resultaron ser significativos en su mayoría.

*** Significativo al 1%; ** Significativo al 5%; * Significativo al 10%.

y significativo en la clasificación de riesgo soberano del país. En relación con la clasificación de Standard & Poor's, este coeficiente es positivo pero no es significativo a los niveles usuales.

Por último, la razón de depósitos a plazo en dólares de EE.UU. a depósitos totales en sistema financiero local es una *proxy* para el grado dolarización de la economía, el que, a su vez, está correlacionado con la exposición al riesgo de moneda extranjera del sistema bancario de un país y, por ende, a la probabilidad de ocurrencia de una crisis bancaria y cambiaria.¹⁶ Por lo tanto, se espera que esta variable tenga un efecto negativo sobre el nivel de clasificación de riesgo soberano emergente, tal como se encuentra en la especificación para Moody's. Los resultados para las clasificaciones de Standard & Poor's muestran que esta variable tendría el signo opuesto pero no es significativa a los niveles convencionales.

2. Estimaciones Lineales

Los cuadros 7 y 8 muestran las estimaciones lineales para las mismas especificaciones mostrada en las estimaciones tipo Probit. Estos cuadros confirman casi completamente los resultados obtenidos con las estimaciones tipo Probit. Es decir, las variables consideradas son significativas y tienen alto poder explicatorio, no existen mayores diferencias entre las dos agencias, la variable que capta el contagio (la clasificación de riesgo soberano promedio del resto de los países de la región) es altamente significativa para las dos agencias y las otras variables adicionales (la razón de deuda externa privada a deuda externa total y la razón de depósitos a plazo en dólares de EE.UU. a depósitos totales en sistema financiero local) son significativas para el caso de las clasificaciones de riesgo de Moody's.

V. PREDICCIÓN DEL MODELO LINEAL PARA LA CLASIFICACIÓN DE RIESGO DE CHILE

Aprovechando los resultados de las estimaciones lineales, se muestra lo que predice el modelo respecto de la clasificación de riesgo chilena de las agencias consideradas en las estimaciones. El gráfico 1 compara la clasificación de riesgo estimada por las regresiones con la observada efectivamente para cada año.¹⁷

Se observa que en el caso de Moody's el modelo predice en forma casi perfecta la clasificación de riesgo otorgada a Chile. Con respecto a Standard & Poor's, hasta 1998 el modelo tiende a sobrepredecir la clasificación otorgada a Chile y después de esa fecha ocurre lo opuesto. Sin embargo, es preciso recordar que las diferencias entre los valores observados y los predichos son menores y equivalentes a menos de 1 para todos los años excepto el 2003. Asimismo, el modelo es capaz de predecir correctamente los dos aumentos de clasificación (1995 y 2004). Finalmente, cabe mencionar que las agencias sostienen que incluyen factores adicionales a los económico-financieros para decidir las clasificaciones de riesgo tales como el ambiente político y la historia del país, entre otros (Levey et al., 2004), los cuales son captados solo en parte por los efectos país incluidos en las regresiones de este trabajo. Por lo tanto, puede haber características de Chile que las agencias consideran y que no estén siendo captadas por las regresiones ofrecidas y que expliquen estas diferencias mínimas.

VI. CONCLUSIONES

El presente trabajo tuvo como objetivo hacer un análisis empírico de los determinantes del nivel de clasificación de riesgo soberano de un panel de países emergentes entre 1990 y 2004. Con este fin, se realizaron estimaciones incluyendo las variables macroeconómicas y de solvencia que la literatura sobre determinantes de estas clasificaciones ha

¹⁶ Esta variable también se puede considerar como una *proxy* de la incapacidad de los países emergentes para pedir prestado en los mercados externos en su propia moneda, mientras que los países desarrollados lo pueden hacer. Esta importante distinción fue establecida por el artículo original de Eichengreen y Hausmann (1999) y se ha llamado el "pecado original" de los países soberanos emergentes. Una primera aproximación empírica para poder captar este problema de descalce de monedas en el balance de la economía sería la proporción de la deuda externa que está denominada en moneda extranjera. Sin embargo, como la muestra está compuesta de solo países emergentes y en casi todos estos la deuda externa está denominada mayoritariamente en moneda extranjera, no se tiene identificación transversal ni temporal. En consecuencia, se usa como *proxy* el porcentaje de los depósitos bancarios que están denominados en dólares de EE.UU., lo que se ha llamado dolarización en la literatura.

¹⁷ Se usa la regresión (5) y no la (6) debido a que por carencia de datos de la variable dolarización reduce bastante la muestra en términos de países y observaciones. Sin embargo, el valor predicho por las regresiones de la columna (6) es muy similar al de la columna (5).

CUADRO 7

Regresiones Lineales con Errores Robustos Huber-White-Sandwich

(Variable dependiente: Clasificación de riesgo soberano de Moody's. Fin de año)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Crecimiento del Producto Interno Bruto real	0.035	0.046 **	0.020	-0.007	0.032	-0.002
Logaritmo del PIB per capita (corregido por Paridad de Poder de Compra)	1.065 **	1.009 *	0.607 *	11.772 ***	0.622	10.137 ***
Logaritmo de (1 + la tasa de inflación) medida a través de la variación del IPC	-0.008 ***	-0.004	-0.009 ***	-0.009 **	-0.0054 *	-0.003
Razón de déficit fiscal a PIB	-0.091 ***	-0.083 **	-0.074 ***	-0.090 **	-0.066 **	-0.046
Razón de reservas internacionales a deuda externa total	0.014 **	0.021 ***	0.022 ***	0.033 *	0.026 ***	0.034 *
Clasificación de riesgo promedio del resto de países de la región de Standard & Poor's . Fin de año.		0.506 ***			0.406 ***	0.712 ***
Razón de deuda externa privada a deuda externa total			0.080 ***		0.070 ***	0.027 *
Razón de depósitos a plazo en dólares de EE.UU. a depósitos totales en sistema financiero local				-0.034		-0.051 **
Número de observaciones	353	348	353	199	348	196
Número de países	46	46	46	36	46	36
R cuadrado	0.8570	0.8762	0.8804	0.9186	0.8931	0.9282
R cuadrado ajustado	0.8252	0.8477	0.8533	0.8896	0.8680	0.9007

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Estas estimaciones incluyen los efectos país y efectos años que no son reportados pero resultaron ser significativos en su mayoría.

*** Significativo al 1%; ** Significativo al 5%; * Significativo al 10%.

CUADRO 8

Regresiones Lineales con Errores Robustos Huber-White-Sandwich

(Variable dependiente: Clasificación de riesgo soberano de Standard & Poor's. Fin de año)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Crecimiento del Producto Interno Bruto real	0.028	0.028	0.019	0.013	0.023	0.009
Logaritmo del PIB per capita (corregido por Paridad de Poder de Compra)	1.892 ***	1.804 ***	1.614 ***	14.354 ***	1.588 ***	15.225 ***
Logaritmo de (1 + la tasa de inflación) medida a través de la variación del IPC	-0.052 **	-0.046 **	-0.050 **	-0.037 **	-0.0444 **	-0.029 *
Razón de déficit fiscal a PIB	-0.109 ***	-0.103 ***	-0.097 **	-0.128 **	-0.095 **	-0.110 *
Razón de reservas internacionales a deuda externa total	0.015	0.015	0.019 *	0.028 *	0.019 *	0.024 **
Clasificación de riesgo promedio del resto de países de la región de Standard & Poor's . Fin de año.		0.534 ***			0.498 ***	0.600 ***
Razón de deuda externa privada a deuda externa total			0.044 *		0.036	-0.030
Razón de depósitos a plazo en dólares de EE.UU. a depósitos totales en sistema financiero local				0.024		0.013
Número de observaciones	353	345	352	205	344	202
Número de países	44	44	44	35	44	35
R cuadrado	0.8263	0.8476	0.8333	0.8624	0.8521	0.8787
R cuadrado ajustado	0.7891	0.8134	0.7968	0.8165	0.8181	0.8353

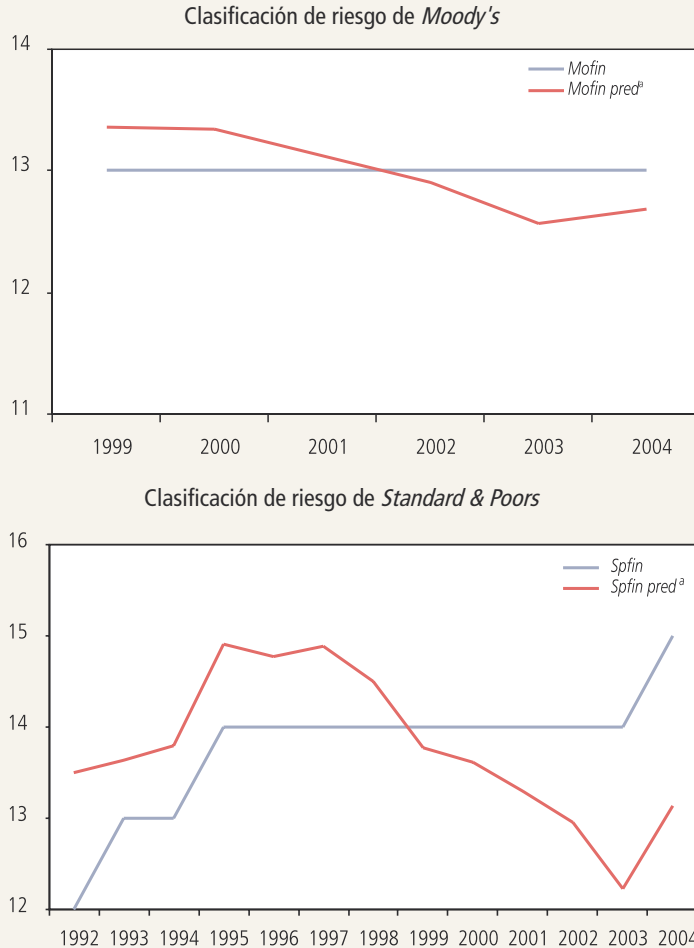
Fuente: Elaboración propia.

Nota: Estas estimaciones incluyen los efectos país y efectos años que no son reportados pero resultaron ser significativos en su mayoría.

*** Significativo al 1%; ** Significativo al 5%; * Significativo al 10%.

GRÁFICO 1

Chile: Clasificación de Riesgo Observada versus Estimada por el Modelo



Fuente: Elaboración propia.

a. Valor predicho usando regresión (5) en el cuadro 8.

considerado pertinentes. Estas variables, en su mayoría, resultan ser significativas y con el efecto esperado. Asimismo, las regresiones explican un porcentaje muy alto de la variabilidad de los niveles de clasificación de riesgo soberano.

En el análisis se incluyen variables adicionales, que no han sido consideradas por la literatura anterior. La clasificación de riesgo soberano promedio del resto de los países de la región tiene signo positivo y significativo para todas las especificaciones consideradas, mostrando evidencia de contagio regional. La medida de endeudamiento externo privado tiene signo positivo y

significativo solo para las especificaciones de Moody's. Por último, el grado de dolarización del sistema financiero local muestra signo negativo y significativo solo para las regresiones de Moody's. Finalmente, las estimaciones tienen muy buena capacidad para predecir la clasificación de riesgo de Chile.

El análisis tiene algunas implicancias de política económica interesantes para los *policymakers* de economías emergentes. En primer lugar, un país para mejorar su clasificación de riesgo necesita mejorar sus fundamentos macroeconómicos y de solvencia. Segundo, las autoridades tienen que seguir con atención qué pasa con las clasificaciones de riesgo de su región geográfica, ya que una caída en la clasificación de riesgo regional podría dañar la su propio país. Esta disminución de la clasificación puede tener efectos reales en la economía, tales como un aumento de los costos de financiamiento externo, una caída del precio de los activos y una reducción de los flujos de financiamiento externo.

REFERENCIAS

- Alexe, S., P.L. Hammer, A. Kogan y M.A. Lejeune (2003). "A Non-Recursive Regression Model for Country Risk Rating." Research Report N°9-2003, Rutgers University Center for Operation Research, marzo.
- Alfonso, A. (2003). "Understanding the Determinants of Sovereign Debt Ratings: Evidence for the Two Leading Agencies." *Journal of Economics and Finance* 27(1): 56-74.
- Block, S.A. y P.M. Vaaler (2004). "The Price of Democracy: Sovereign Risk Ratings, Bond Spreads and Political Business Cycles in Developing Countries." *Journal of International Money and Finance* 23(6): 917-46.

- Brooks, R., R.W. Faff, D. Hillier y J. Hillier (2004). "The National Market Impact of Sovereign Rating Changes." *Journal of Banking and Finance* 28(1): 233-50.
- Cantor, R. y F. Parker (1996). "Determinants and Inputs of Sovereign Credit Ratings." *Economic Policy Review* 2(2): 37-53.
- Claessens, S. y K.J. Forbes (eds.) (2001). *International Financial Contagion: How It Spreads and How It Can Be Stopped*. Boston, Dordrecht y Londres: Kluwer Academic Publishers.
- Eichengreen, B.J. y R. Hausmann (1999). "Exchange Rates and Financial Fragility." NBER Working Paper N°7418.
- Eichengreen, B.J., A.K. Rose y C. Wyplosz (1996). "Contagious Currency Crises: First Tests." *Scandinavian Journal of Economics* 98(4): 463-84.
- Eliasson, A.C. (2002). "Sovereign Credit Ratings." Research Notes in Economics & Statistics N° 02-1, Deutsche Bank Research, enero.
- Ferri, G., L. Liu y J.E. Stiglitz (1999). "Are Credit Ratings Pro-cyclical? Evidence from East Asian Countries." *Economic Notes* 28(3): 335-55.
- Forbes, K. y R. Rigobon (2001). "Measuring Contagion: Conceptual and Empirical Issues." En *International Financial Contagion*, editado por S. Claessens y K. Forbes. Boston, MA, EE.UU.: Kluwer Academic Publishers.
- Godoy, S. (2005) "Emerging Market Spreads at the Turn of the Century: A Roller Coaster," Documento de Trabajo N°339, Banco Central de Chile.
- Hu, Y.T., R. Kiesel y W. Perraudin (2002). "Estimation of Transition Matrices for Sovereign Credit Risk." *Journal of Banking and Finance* 26(7): 1383-406.
- Kaminsky, G. y S.L. Schmukler (2002). "Emerging Market Instability: Do Sovereign Ratings Affect Country Risk and Stock Returns?" *World Bank Economic Review* 16(2): 171-95.
- Kaufmann, D., A. Kraay y P. Zoido-Lobaton (1999). "Governance Matters." World Bank Policy Research Working Paper N°2196, octubre.
- Juttner, J. y J. McCarthy (2000). *Modeling a Ratings Crisis*. Sydney, Australia: Macquarie University.
- Larraín, G., H. Reisen y J. von Maltzan (1997). "Emerging Market Risk and Sovereign Credit Ratings." OECD Development Centre Technical Papers N°124.
- Levey, D.H., L.E. Martínez-Alas y V. Truglia (2004). "A Quantitative Model for Foreign Currency Government bond Ratings." Special Comment, Moody's Global Credit Research, febrero.
- Monfort, B. y C. Mulder (2000). "Using Credit Ratings for Capital Requirements on Lending to Emerging Market Economies - Possible Impact of a New Basel Accord." IMF Working Paper N°00/69, marzo.
- Mora, N. (2004). "Sovereign Credit Ratings: Guilty beyond Reasonable Doubt." American University of Beirut Working Paper, marzo.
- Peña, A. (2002). "La Calificación del Riesgo Soberano: Análisis de sus Determinantes." *Revista de Economía-Segunda Época* 9(2): 124-60. (Banco Central de Uruguay).

APÉNDICE

CUADRO A1		
Transformación Lineal de Escala Ordinal de Clasificaciones de Riesgo Internacionales		
Standard & Poor's	Moody's	Escala numérica
AAA	Aaa	20
AA+	Aa1	19
AA	Aa2	18
AA-	Aa3	17
A+	A1	16
A	A2	15
A-	A3	14
BBB+	Baa1	13
BBB	Baa2	12
BBB-	Baa3	11
BB+	Ba1	10
BB	Ba2	9
BB-	Ba3	8
B+	B1	7
B	B2	6
B-	B3	5
CCC+	Caa1	4
CCC	Caa2	3
CCC-	Caa3	2
CC	Ca	1
D	D	0

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de *Bloomberg*.

LA INFORMACIÓN CONTENIDA EN LOS MOVIMIENTOS DE LAS TASAS *FORWARD* EN CHILE*

Mauricio Larraín E.**

Fernando Parro G.***

I. INTRODUCCIÓN

La política monetaria afecta directamente la tasa de interés de corto plazo de la economía. Pero, dado que los participantes del mercado financiero miran hacia adelante, las expectativas sobre las acciones futuras de política afectan las tasas de interés de largo plazo. Si la política monetaria es comprendida por el público, entonces el mercado financiero podrá anticipar hasta cierto punto las decisiones futuras de política. Como consecuencia, las tasas de largo plazo contendrán información acerca de la trayectoria esperada de la tasa de política, información que es de gran importancia para un banco central ya que permite, entre otras cosas, determinar el grado de expansividad de la política monetaria que percibe el mercado.

En la práctica, la autoridad monetaria usa la estructura de tasas de interés para derivar las expectativas del mercado acerca de las tasas cortas futuras. En particular, utiliza la estructura de tasas *forward*, que corresponde a las tasas para contratos en el período actual pero con fecha de entrega y vencimiento futura, como indicador de la trayectoria esperada de las tasas de política.

La premisa de que la curva *forward* representa la trayectoria esperada de las tasas de interés futuras se conoce como la hipótesis de expectativas de la estructura de tasas. El problema es que en el mundo real existe una serie de factores que pueden introducir un diferencial entre las tasas *forward* y las tasas esperadas por el mercado. Por ejemplo, si los participantes del mercado son aversos al riesgo, pueden exigir un premio por riesgo por mantener bonos de largo plazo, que compense

la incertidumbre que existe respecto del valor de estos instrumentos antes de su vencimiento. Los inversionistas también pueden demandar un premio por liquidez por mantener papeles de largo plazo, en el caso de que estos sean más difíciles de transar que los papeles de corto plazo. Ambos factores, a los que denominaremos *premios por plazo*, tienden a empujar la curva *forward* por encima de la trayectoria esperada de tasas.

Como resultado de lo anterior, los movimientos de las tasas *forward* pueden estar asociados a cambios en las tasas de interés esperadas, en los premios por plazos, o en ambos. En consecuencia, usar estas tasas como indicadores insesgados de las tasas de interés futuras podría ser erróneo. Como ilustración de este punto, podemos considerar el ciclo de contracción de política monetaria que inició el Banco Central de Chile a fines del año 2004. A principios de agosto, un mes antes del inicio del proceso de normalización de la política, la curva *forward* para contratos a un año y con fecha de entrega entre dos y diez años se desplazó hacia abajo entre 65 y 55 puntos base (gráfico 1). ¿Se puede inferir de esto que el mercado no esperaba que el Banco Central comenzara pronto el ciclo de normalización de la política? ¿O lo que estuvo tras este episodio fue simplemente un cambio abrupto en los premios por plazo?

En términos generales, entender el origen de los cambios en las tasas *forward* puede ser de mucha importancia para la autoridad monetaria, ya que las implicancias de política son muy diferentes

* Agradecemos los valiosos comentarios de Rodrigo Valdés y los participantes del Seminario Interno de Investigación y Política del Banco Central de Chile.

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

*** Universidad de Chicago. Al escribir esta nota de investigación, el autor se desempeñaba en el Banco Central de Chile.

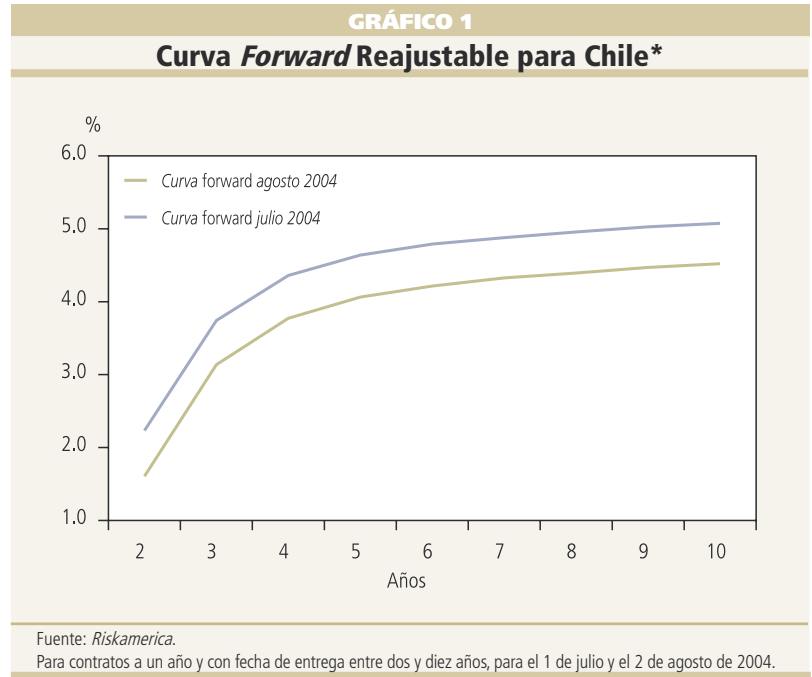
dependiendo de qué produzca dichos cambios. Tal como explica Bernanke (2006), si la disminución de las tasas *forward* está asociada a una caída de los premios por plazo, el efecto es expansivo para la economía y por lo tanto llama a una mayor contracción de la política monetaria. Por el contrario, si el comportamiento está asociado a una disminución de las tasas esperadas futuras, las implicancias de política pueden ser exactamente las opuestas.

La literatura empírica ha confrontado el problema descrito centrándose principalmente en testear la hipótesis generalizada de expectativas de la estructura de tasas (HE en adelante). De acuerdo con la HE, las tasas *forward* son iguales a las tasas esperadas más un premio por plazo que es constante en el tiempo pero que puede variar con el plazo del instrumento.¹

Si la HE es válida, entonces los movimientos de las tasas *forward* pueden atribuirse exclusivamente a movimientos de las tasas futuras esperadas. La evidencia internacional con respecto a la HE es mixta. Por un lado, algunos tests de la HE usando datos para EE.UU. tienden a rechazar la HE, especialmente para plazos largos.² Por el contrario, hay un considerable respaldo a la HE para países europeos.³

En contraste con la gran cantidad de estudios para países desarrollados, la evidencia para países en desarrollo es bastante limitada. Para el caso de Chile, esta línea de investigación ha permanecido básicamente sin explorar. El único trabajo que conocemos al respecto es el de Fernández (2005). Sus resultados contradicen la HE, encontrando que los premios son variables en el tiempo y están relacionados con la curvatura de la estructura de tasas, la inflación esperada, la depreciación esperada del tipo de cambio nominal, y la actividad económica.

En este trabajo examinamos la información contenida en la estructura de tasas de interés reajustables en Chile con respecto a las tasas de interés futuras durante el período 1999-2006. Usamos el modelo de valor presente descontado desarrollado por Campbell y Ammer (1993), que descompone los retornos no anticipados de bonos



en noticias acerca de tasas de interés futuras y de premios por plazo. Esta metodología explora los segundos momentos de los retornos, y por lo tanto no permite descomponer el nivel de las tasas *forward* entre el nivel de la tasa de interés esperada futura y el nivel del premio por plazo. Más bien permite analizar el origen de las variaciones de las tasas *forward* y atribuirlos a variaciones de las expectativas de tasas futuras y/o variaciones de los premios por plazo.

Nuestro trabajo extiende el de Fernández (2005) en tres dimensiones. Primero, mientras la autora calcula retornos a partir de papeles emitidos por el Banco Central de Chile con cupones, nosotros usamos datos derivados de una curva de rendimiento cero-cupón. Esto nos permite construir una medida exacta de retornos y abarcar un rango más amplio de plazos. Segundo, mientras en dicho trabajo se usa un modelo ARCH-M para estudiar el comportamiento de los premios por plazo, nosotros exploramos una metodología alternativa. Tercero, en este trabajo

¹ Nótese que la HE generalizada, a diferencia de la HE pura, no impone la restricción de que los premios por plazo sean cero, sino solamente que sean constantes en el tiempo.

² Ver Shiller (1979), Fama (1984), Fama y Bliss (1987), Mishkin (1988), y Campbell y Shiller (1987, 1991).

³ Ver Hardouvelis (1994), Gerlach y Smets (1997), y Domínguez y Novales (2000).

utilizamos una muestra más actualizada, con datos que llegan hasta el año 2006.

Nuestros resultados indican que una alta proporción de la varianza del retorno no anticipado de bonos reajustables de dos a cinco años se debe a cambios en los premios por plazo. En efecto, la varianza de las noticias de premios por plazo explica entre 43 y 67% de la varianza de los excesos de retornos no anticipados, donde la contribución va aumentando con el plazo del instrumento. Nuestros resultados son robustos a controlar por movimientos en la tasa de interés internacional y a dividir la muestra entre antes y después del episodio de nominalización de la política monetaria del 2001. Es decir, al parecer los movimientos de la curva *forward* en Chile no entregan información precisa acerca de los movimientos de las tasas de interés futuras esperadas.

II. METODOLOGÍA

La metodología de valor presente descontado utilizada para descomponer los retornos no anticipados de bonos en noticias acerca de tasas de interés futuras y de premios por plazo fue desarrollada por Campbell y Ammer (1993). El trabajo se usó originalmente para estudiar excesos de retorno de bonos nominales. Posteriormente, Barr y Pesaran (1997) extendieron el trabajo a los bonos tanto nominales como reajustables. En Chile, el rezago de la indexación de bonos reajustables es de solo un mes, y se puede demostrar que para plazos largos la tasa de los bonos reajustables converge a la tasa de interés real (ver Chumacero, 2002). Por lo tanto, en este trabajo adaptamos esta metodología para trabajar con bonos reales.

Definimos q_t^n como el precio en el período t de un bono cero-cupón con vencimiento en n períodos. El precio del bono puede escribirse como:

$$q_t^n = \exp(-r_t^n), \tag{1}$$

donde r_t^n es la tasa de interés bruta a n períodos, compuesta en tiempo continuo.

El retorno de un período, definido como la estrategia de comprar un bono de n períodos y venderlo después de un período, está dado por:

$$h_{t+1}^n = \ln q_{t+1}^{n-1} - \ln q_t^n = r_t^n - r_{t+1}^{n-1} \tag{2}$$

La ecuación (2) se puede resolver hacia delante hasta la fecha de vencimiento del bono. Con esto se obtiene la siguiente expresión:

$$r_t^n = [h_{t+1}^n + h_{t+2}^{n-1} + \dots + h_{t+n}^1]. \tag{3}$$

La ecuación (3) se cumple tanto ex ante como ex post. La incertidumbre acerca del retorno realizado en $t+1$ se compensa con la incertidumbre acerca de la tasa de un período futura observada en $t+1$. Al tomar la expectativa condicional a la información del período t a la ecuación (3), el lado izquierdo de la ecuación permanece inalterado y el lado derecho se convierte en una sumatoria de retornos esperados:

$$r_t^n = E_t \left[\sum_{i=0}^{n-1} h_{t+1+i}^{n-i} \right]. \tag{4}$$

Al insertar la ecuación (4) en la ecuación (2), podemos expresar la innovación del retorno como función de las noticias de los retornos futuros del bono:

$$h_{t+1}^n - E_t[h_{t+1}^n] = -(E_{t+1} - E_t) \left[\sum_{i=0}^{n-1} h_{t+1+i}^{n-i} \right]. \tag{5}$$

Esta ecuación expresa el hecho de que el retorno del bono es conocido en la fecha de vencimiento, por lo que un retorno negativo inesperado hoy necesariamente debe ser compensado con un incremento de los retornos futuros.

Definiendo el exceso de retorno como $x_{t+1}^n = h_{t+1}^n - r_t^1$, podemos formular la ecuación (5) en términos de exceso de retorno:

$$x_{t+1}^n - E_t[x_{t+1}^n] = -(E_{t+1} - E_t) \left[\sum_{i=0}^{n-1} r_{t+1+i}^1 + \sum_{i=0}^{n-1} x_{t+1+i}^{n-i} \right]. \tag{6}$$

Nótese que el exceso de retorno esperado, $E_t[x_{t+1}^n]$, representa el premio por plazo para el instrumento de plazo n . Para simplificar la notación, definimos \hat{x}_{t+1}^n como el componente inesperado del exceso de retorno, $\hat{x}_{r,t+1}$ como el término que representa noticias de las tasas de interés, y $\hat{x}_{x,t+1}$ como el término que representa noticias de los futuros excesos de retorno. Con esto, se puede replantear la ecuación (6) como:

$$\hat{x}_{t+1}^n = -\hat{x}_{r,t+1} - \hat{x}_{x,t+1} \tag{7}$$

Basados en la ecuación (7) podemos cuantificar la importancia relativa de los diferentes componentes del retorno inesperado del bono. En particular, la ecuación (7) implica que la varianza del exceso de retorno se puede escribir como:

$$\begin{aligned} \text{var}(\hat{x}_{t+1}^n) &= \text{var}(\hat{x}_{r,t+1}^n) + \text{var}(\hat{x}_{x,t+1}^n) \\ &+ 2 \text{cov}(\hat{x}_{r,t+1}^n, \hat{x}_{x,t+1}^n) \end{aligned} \quad (8)$$

La descomposición de varianza de la ecuación (8) separa los movimientos de los retornos de bonos no anticipados en dos componentes: (i) noticias acerca de tasas de interés futuras, y (ii) noticias acerca de premios por plazo. De acuerdo con la HE, los premios por plazo son constantes en el tiempo, lo que implica que el segundo y el tercer término del lado derecho de la ecuación (8) deberían ser cero.

La revisión de expectativas no es directamente observable y por lo tanto es necesario estimarla. Campbell y Ammer (1993) y Barr y Pesaran (1997) suponen que las expectativas pueden ser aproximadas por proyecciones a partir de estimaciones de vectores autorregresivos (VAR) que incorporan variables financieras, asumiendo que el conjunto de información de los participantes del mercado está reflejado en esas variables.

La metodología VAR comienza definiendo un vector de estado \mathbf{w} que contiene los excesos de retorno de un período, tasa de interés de un período y otras variables (las cuales se describen en la próxima sección) que ayudan a proyectar los excesos de retornos. Se asume que el vector de estado sigue un proceso VAR de orden p :

$$\mathbf{w}_{t+1} = A(L)\mathbf{w}_{t+1} + \varepsilon_{t+1}, \quad (9)$$

donde $A(L)$ es un polinomio de rezagos de orden p , y ε_{t+1} es un vector de errores ruido blanco. En este trabajo extendemos a Campbell y Ammer (1993) y Barr y Pesaran (1997) al considerar no solo un plazo sino un rango de plazos. Es decir, se estimará un VAR para cada plazo.

Para obtener la revisión de expectativas, usamos el hecho de que:

$$(E_{t+1} - E_t)\mathbf{w}_{t+i} = A(L)^i \varepsilon_{t+1}. \quad (10)$$

De este modo, obtenemos la revisión de expectativas de las tasas de interés futuras y los excesos de retornos actuales a través de la proyección de estas variables, siendo la revisión de los excesos de retornos futuros el residuo de la ecuación (10) después de sustituir las series generadas por el VAR.

De aquí es evidente que una especificación apropiada del VAR es fundamental para no sesgar los resultados de la descomposición de varianza. Sin embargo, es importante notar que una eventual mala especificación del VAR no sesgaría los resultados necesariamente hacia una mayor importancia de los premios por plazo como proporción de las variaciones de los excesos de retornos. Esto se debe a que el componente inesperado del exceso de retorno y de las noticias de tasas es estimado como la parte no explicada de la ecuación del exceso de retorno y de tasas, respectivamente (ver ecuación 10). Cualquier variable omitida en la estimación quedaría incorporada en el componente inesperado del exceso de retorno, en las noticias de tasas, o en ambos. En consecuencia, el efecto sobre el premio, que se calcula de forma residual a partir de estos dos últimos componentes, es ambiguo.⁴

III. DATOS

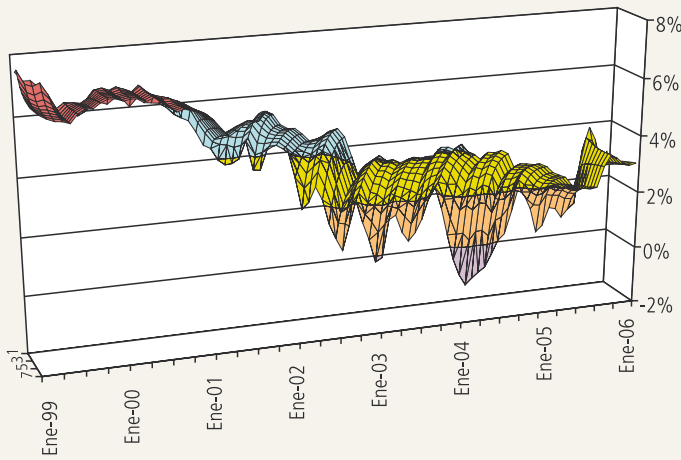
En las estimaciones, usamos datos mensuales para el período comprendido entre enero de 1999 y marzo de 2006. Los datos para la curva de rendimiento reajutable fueron provistos por *Riskamerica*, que computa la estructura de tasas de interés a través de un modelo dinámico usando estimaciones de datos de panel. Para nuestro estudio consideramos tasas para instrumentos de uno a cinco años.

El gráfico 2 muestra la evolución de la estructura de tasas de interés reajutable durante el período 1999-2006. Se aprecia que la curva de rendimiento promedio ha tenido pendiente positiva durante la muestra. También se observa que las tasas de interés a diferentes plazos están altamente correlacionadas y que se han movido de manera similar con el ciclo económico.

⁴ A modo de ejemplo, para el caso de Chile se puede observar que cuando se producen sorpresas en los resultados del Índice de Precios al Consumidor (IPC), las tasas de interés reajustables varían de manera importante. En nuestra metodología, este tipo de sorpresa iría incorporada en el error de la ecuación de tasas, lo que se reflejaría en mayores noticias de tasas.

GRÁFICO 2

Curva de Rendimiento Reajutable para Chile



Fuente: Riskamerica.
Para plazos desde uno hasta cinco años, durante el período enero 1999 - marzo 2006.

CUADRO 1

Estadísticas Descriptivas del Exceso de Retorno de Diferentes Plazos (%)

Plazo en años (n)	Media	Desv. est.	Máx.	Mín.
2	1.9	1.4	4.7	-1.6
3	3.1	2.1	7.7	-1.5
4	4.1	2.8	11.2	-1.3
5	5.0	3.4	14.5	-1.5

Fuente: Elaboración de los autores.
Para plazos de dos hasta cinco años, durante el período enero 1999 - marzo 2006. Todas las variables están expresadas como porcentaje anual.

Definimos como exceso de retorno a la diferencia entre el retorno de comprar un bono de largo plazo (en este caso el largo plazo va desde dos a cinco años) y venderlo transcurrido un año, y la tasa de interés a un año. El cuadro 1 muestra un resumen estadístico de los excesos de retornos para los distintos plazos. Se puede observar que el promedio y la volatilidad de los excesos de retornos se incrementan cuando aumenta el plazo. Esto indica que el riesgo de los bonos durante nuestra muestra aumenta monótonicamente con el plazo de vencimiento.

Para estimar el VAR presentado en la ecuación (9), el vector de estado debe incluir al menos el exceso de retorno y la tasa de interés a un año. También

incluimos un conjunto de variables que en la literatura han mostrado tener poder predictivo de los excesos de retornos (ver Campbell y Ammer, 1993, y Barr y Pesaran, 1997). Estas variables incluyen la diferencia entre la tasa de interés larga y corta, y la tasa de interés larga. Por lo tanto, el vector de estado queda compuesto de la siguiente forma:

$$w_t = [\hat{x}_{t+1}^n, r_t^1, r_t^n - r_t^1, r_t^n] \quad (11)$$

IV. RESULTADOS

A continuación estimamos un VAR de orden 1 incluyendo las cuatro variables descritas arriba para obtener la revisión de los retornos esperados futuros y de las tasas de interés. Como el número de variables en nuestro VAR se incrementa rápidamente al aumentar el número de rezagos, y dado que nuestro tamaño muestral es relativamente reducido, elegimos usar $p=1$ de manera de mantener un número razonable de grados de libertad.

Por consideraciones de espacio no se presentan los resultados de cada VAR estimado, aunque estos se encuentran disponibles a petición a los autores. Cada VAR estimado tiene un poder de proyección bueno, reflejado en un alto R^2 (en el rango de 0.85 a 0.99). Usando los coeficientes de los VAR,

descomponemos los retornos no anticipados en noticias acerca de las tasas de interés esperadas y de premios por plazo (ver cuadro 2).

La variabilidad de los excesos de retornos no anticipados se explica tanto por una alta varianza de las noticias de tasas de interés como por una alta varianza de los premios por plazo. El cuadro muestra que ambas proporciones tienden a aumentar con el plazo del instrumento. Específicamente, la varianza de las noticias de tasas de interés explica entre 46 y 100% de la varianza de los excesos de retornos no anticipados, mientras que la varianza de los premios por plazo explica entre 43 y 67% de la misma, siendo también alta y negativa la covarianza

entre las noticias de tasas y premios. De este modo, el importante rol que juega la varianza de los premios sugiere que los movimientos de las tasas *forward* no representan una medida precisa de los movimientos de las expectativas de tasas de interés futuras.

En el cuadro 3 repetimos el ejercicio anterior, considerando que Chile es una economía pequeña y abierta, por lo que añadimos la tasa de interés internacional a las estimaciones del VAR para así incorporar el efecto de esta sobre la tasa de interés interna.⁵

Se puede apreciar que los resultados cualitativos no cambian, la varianza de las noticias de tasas de interés explica entre 77 y 112% de la varianza del exceso de retorno no anticipado, y la varianza del premio por plazo explica entre 54 y 77% de la misma, siendo también alta y negativa la covarianza entre las noticias de tasas y de premios.

Para explorar la existencia de un eventual cambio estructural debido a la nominalización de la política monetaria en Chile en agosto de 2001, que podría estar sesgando nuestros resultados, repetimos el ejercicio dividiendo la muestra entre el período previo y el posterior al episodio de nominalización de la política monetaria (cuadro 4 A y B). Como se puede apreciar en el cuadro, los principales resultados no varían, los movimientos de los retornos no anticipados siguen siendo explicados de manera importante por las noticias referidas tanto a la tasa de interés futura como a los premios por plazo.

En las estimaciones anteriores, es interesante notar el signo negativo que presentan las covarianzas entre las innovaciones de las tasas de interés futuras y los premios por plazo. Este resultado es coherente con la literatura teórica y empírica (Wachter, 2006 y Fama, 1986, respectivamente) que muestra que los premios por plazo tienden a ser contracíclicos: en un ciclo expansivo de actividad los premios por plazo disminuyen. Como en Chile la política monetaria se conduce de manera contracíclica, este ciclo coincide

CUADRO 2

Descomposición de Varianza para el Exceso de Retorno No Anticipado de Diferentes Plazos

Plazo en años (<i>n</i>)	Proporción de varianza de retornos explicada por:		
	Varianza noticias de tasas	Varianza noticias de premios	2 veces covarianza tasas y premios
2	0.46	0.66	-0.12
3	0.84	0.43	-0.27
4	0.97	0.53	-0.5
5	1.04	0.67	-0.7

Fuente: Elaboración de los autores.

*Varianzas y covarianzas de los componentes del exceso de retorno inesperado para distintos plazos, divididos por la varianza del exceso de retorno, de modo que cada fila suma 1.

CUADRO 3

Descomposición de Varianza para el Exceso de Retorno No Anticipado de Diferentes Plazos (incluye la tasa de interés internacional)

Plazo en años (<i>n</i>)	Proporción de varianza de retornos explicada por:		
	Varianza noticias de tasas	Varianza noticias de premios	2 veces covarianza tasas y premios
2	0.77	0.77	-0.54
3	1.12	0.54	-0.66
4	1.08	0.59	-0.67
5	0.96	0.65	-0.6

Fuente: Elaboración de los autores.

Basada en VAR que incluyen entre sus variables la tasa de interés internacional (tasa Libor a un año).

con tasas de interés altas, lo que explicaría las covarianzas negativas observadas.⁶

Finalmente, la volatilidad de los premios por plazo encontrada en este estudio está en línea con los resultados de la literatura internacional. A modo de ejemplo, Barr y Pesaran (1997) encuentran que para los bonos reajustables a diez años en Inglaterra, las noticias de tasas de interés contribuyen apenas 4% de la varianza de los retornos inesperados. El resto es explicado por premios por plazo y covarianzas entre tasas y premios.

⁵ Como tasa internacional usamos la tasa Libor a un año.

⁶ Al revisar la correlación simple entre los premios por plazo, la brecha de producto y las tasas de interés para Chile durante la muestra utilizada en este trabajo, la brecha de producto muestra una correlación negativa con los premios por plazo, y positiva con las tasas de interés.

CUADRO 4

Descomposición de Varianza para el Exceso de Retorno No Anticipado de Diferentes Plazos
(incluye la tasa de interés internacional)

Proporción de varianza de retornos explicada por:			
Plazo en años (<i>n</i>)	Varianza noticias de tasas	Varianza noticias de premios	2 veces covarianza tasas y premios
A. Período previo a la nominalización de la política monetaria^a			
2	0.31	0.85	-0.16
3	0.7	0.52	-0.22
4	0.93	0.39	-0.31
5	1.01	0.4	-0.41
B. Período posterior a la nominalización de la política monetaria^b			
2	0.55	0.77	-0.32
3	1.11	0.53	-0.64
4	1.12	0.62	-0.74
5	1.15	0.64	-0.79

Fuente: Elaboración de los autores.

a. Desde enero de 1999 hasta julio de 2001.

b. Desde agosto de 2001 hasta marzo de 2006.

V. CONCLUSIONES

En este trabajo hemos examinado la información contenida en la estructura de tasas de interés reajustables en Chile con respecto a las tasas de interés futuras esperadas durante el período 1999-2006. Usando el modelo de valor presente descontado desarrollado por Campbell y Ammer (1993), hemos descompuesto los retornos no anticipados de los bonos en noticias acerca de las tasas de interés futuras y de premios por plazo. Los resultados indican que las variaciones de los premios por plazo juegan un rol importante para explicar las variaciones de los excesos de retornos de bonos de dos a cinco años. Específicamente, la varianza de los premios por plazo explica entre 43 y 67% de la varianza de los retornos no anticipados de los bonos. Esta proporción tiende a aumentar a medida que se alarga el plazo del instrumento. Nuestros resultados son robustos a controlar por la tasa de interés internacional y a dividir la muestra entre períodos previo y posterior al episodio de nominalización

de la política monetaria en Chile. Los resultados obtenidos coinciden a grueso modo con los resultados observados en la literatura internacional.

Los resultados encontrados indican que los movimientos de la curva *forward* no reflejan de manera precisa los movimientos de las expectativas futuras de tasas de interés. Por lo tanto, este antecedente puede ser importante de considerar al momento de analizar las implicancias de los movimientos de la curva *forward* para la conducción de la política monetaria en Chile.

REFERENCIAS

- Barr, D. y B. Pesaran (1997). "An Assessment of the Relative Importance of Real Interest Rates, Inflation, and Term Premiums in Determining the Prices of Real and Nominal U.K. Bonds." *Review of Economics and Statistics* 79(3): 362-66.
- Bernanke, B. (2006). "Reflections on the Yield Curve and Monetary Policy." Discurso, Federal Reserve Board, marzo.
- Campbell, J.Y. y J. Ammer (1993). "What Moves the Stocks and Bond Markets? A Variance Decomposition for Long-Term Asset Returns." *Journal of Finance* 48(1): 3-37.
- Campbell, J.Y. y R.J. Shiller (1987). "Cointegration and Tests of Present Value Models." *Journal of Political Economy* 95(5): 1062-88.
- Campbell, J.Y. y R.J. Shiller (1991). "Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Bird's Eye View." *Review of Economic Studies* 58(3): 495-514.
- Chumacero, R.A. (2002). "Arbitraje de Tasas de Interés." Mimeo, Banco Central de Chile.
- Domínguez, E. y A. Novales (2000). "Testing the Expectations Hypothesis in Eurodeposits." *Journal of International Money and Finance* 19(5): 713-36.
- Fama, E.J. (1984). "The Information in the Term Structure." *Journal of Financial Economics* 13(4): 509-28.
- Fama, E.J. (1986). "Term Premiums and Default Premiums in Money Markets." *Journal of Financial Economics* 17(1): 175-96.
- Fama, E.J. y R.R. Bliss (1987). "The Information in Long-Maturity Forward Rates." *American Economic Review* 77(4): 680-92.

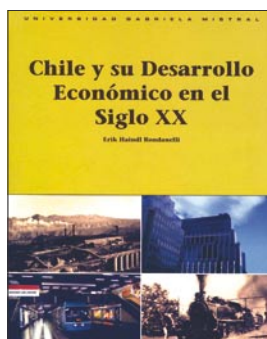
- Fernández, V. (2005). "Negative Liquidity Premia and the Shape of the Term Structure of Interest Rates." En *International Finance Review* 5, Latin American Financial Markets: Developments in Financial Innovations.
- Gerlach, S. y F. Smets (1997). "The Term Structure of Eurorates: Some Evidence in Support of the Expectations Hypothesis." *Journal of International Money and Finance* 16(2): 285-303.
- Hardouvelis, G.A. (1994). "The Term Structure Spread and Future Changes in Long and Short Rates in the G7 Countries - Is there a Puzzle?" *Journal of Monetary Economics* 33(2): 255-83.
- Mishkin, F.S. (1988). "The Information in the Term Structure: Some Further Results." *Journal of Applied Econometrics* 3(4): 307-14.
- Shiller, R.J. (1979). "The Volatility of Long Term Interest Rates and Expectations Models of the Term Structure." *Journal of Political Economy* 87(6): 1190-209.
- Wachter, J.A. (2006). "A Consumption-Based Model of the Term Structure of Interest Rates, Journal of Financial Economics." *Journal of Financial Economics* 79(2): 365-99.

REVISIÓN DE LIBROS

COMENTARIO AL LIBRO "CHILE Y SU DESARROLLO ECONÓMICO EN EL SIGLO XX"

de Erik Haindl Rondanelli
Universidad Gabriela Mistral, 2006

Rolf Lüders Sch.*



Como es conocido, Chile se destaca por la variedad de políticas económicas aplicadas, en especial durante el siglo XX. El país, relativamente abierto en materia comercial y financiera en el siglo XIX, fue afectado como ningún otro por la Gran Depresión de los años 1930. Abrazó luego, con más entusiasmo que la gran mayoría de los demás países en desarrollo, una política de sustitución forzada de importaciones. Después de centralizar casi por completo su economía a comienzos de los años 1970 y de experimentar una fuerte crisis sociopolítica y económica en 1973, liberalizó su economía con profundidad y coherencia. En la actualidad, Chile es, de acuerdo con los índices de 2006 de la *Heritage Foundation*, uno de los tres países en desarrollo con economía más libre.¹

Es más, en materia monetaria, la experimentación fue incluso más notable. A comienzos del siglo XX, la emisión fue fiscal con autorización previa del Congreso. Luego, Chile tuvo un régimen de caja de conversión, organismo que funcionó —curiosamente— en Londres, a partir de 1912. Este fue sustituido en 1925 por un sistema de banca central autónoma con convertibilidad. Luego de la Gran

Depresión, en que se abandonó la convertibilidad, el sistema monetario se caracterizó por su dependencia —de diversos grados en distintas épocas— del fisco. Este período terminó a fines de los años 1980, cuando se le devolvió la autonomía al Banco Central. Durante la etapa de dependencia, que se inició con la Gran Depresión, el Banco Central utilizó variados esquemas cambiarios, incluyendo cambios múltiples, cambio reptante, la denominada “tablita” cambiaria², y cambio fijo. En la actualidad, el sistema monetario es de metas de inflación y el sistema cambiario es de flotación limpia.³

El libro de Haindl nos presenta con una historia económica del siglo pasado que recoge la enorme variedad de hechos y políticas que la caracterizaron. Además, evalúa la tasa de crecimiento económico de Chile y sugiere una explicación de dicho crecimiento y sus variaciones cíclicas. Ella se basa en el ciclo económico externo y una afortunada —aunque no explicada— capacidad del país de enfrentar con éxito sus grandes desafíos.

* Pontificia Universidad Católica de Chile.

¹ El índice de Chile es 1.88, superado por Singapur (1.56) y Hong-Kong (1.28), y similar al de los países desarrollados. Por ejemplo, el de EE.UU. es 1.84. En América Latina, el índice promedia más de 2.5. El de Venezuela alcanza a 4.16, muy cercano al de Zimbabwe (4.23), el país donde, según la *Heritage Foundation*, hay menos libertad económica.

² La “tablita” cambiaria se utilizó a partir de 1976 para “fijar” las expectativas inflacionarias. Consistió en la fijación anticipada del tipo de cambio, por períodos de más de un año con tasas implícitas de depreciación decrecientes.

³ En estricto rigor, la flotación no es totalmente limpia, dado que el Banco Central, quien es el que define el régimen cambiario, puede —de acuerdo con la política definida por el propio Banco en 1998— intervenir en el mercado cambiario si las circunstancias lo ameritan, pero debe justificar públicamente tal intervención. Desde que existe tal política, el Banco ha intervenido solamente en dos ocasiones.

Por cierto, existen muchísimos trabajos de investigación excelentes que analizan los más diversos problemas que aquejaron a la economía chilena durante el siglo XX, y se ha escrito un buen número de historias económicas de Chile que cubren subperíodos del mencionado siglo. Entre las últimas cabe mencionar las de Francisco Encina (1955), Aníbal Pinto (1958), Jorge Ahumada (1958), Carlos Hurtado (1966, 1984, 1988), Mario Góngora (1986), Markos Mamalakis (1976), Ricardo Ffrench-Davis (1972, 2003) y Patricio Meller (1996). En materia monetaria, se encuentran, entre otros, los trabajos de Frank W. Fetter (1937), Rolf Lüders (1968) y Roberto Zahler (1978).

No obstante, el trabajo de Erik Haindl aquí comentado es el primero en hacer una historia económica de Chile en el siglo XX abarcando el período completo y sus diferentes facetas. Ello permite relatar los hechos económicos más relevantes, al mismo tiempo que evaluar —con una visión de largo plazo— el comportamiento y las políticas económicas aplicadas durante el siglo que recién termina. Con ello, Haindl no solo contribuye al entendimiento de nuestro pasado, lo que ya es muy valioso, sino permite sacar lecciones útiles para el diseño de políticas públicas más eficaces.

Los mensajes centrales de la historia de Haindl

La visión de la historia económica de Chile de Haindl es más bien optimista, sobre todo si se le compara, por ejemplo, con las que tuvieron Encina y Pinto en otros tiempos. Encina, que escribió a comienzos del siglo XX, consideraba a los chilenos ineptos para el trabajo industrial, que veía como el sector que había que desarrollar para crecer. Pinto, influenciado por los acontecimientos de mediados de siglo, y en especial por el gran desarrollo político en relación con el económico, temía un estallido de violencia como única solución al conflicto entre las aspiraciones materiales de la población y la imposibilidad de satisfacerlas, estallido que efectivamente casi se produjo unas décadas después y encontró su cauce en el régimen militar.

Haindl, en cambio, describe un país que es capaz de resolver sus problemas económicos y que ha crecido a una tasa del 3.5 por ciento en promedio, que considera satisfactoria. Es decir, su planteamiento es

que no existió el “desarrollo frustrado” implícito en las tesis de Encina, Pinto y otros autores. Le gusta citar a Arnold Toynbee, quien entre otras cosas sostiene “que los pueblos, así como las civilizaciones, se ven periódicamente sometidos a desafíos que afectan la raíz de su existencia. De la respuesta que los pueblos o las sociedades dan a esos desafíos, depende su crecimiento o su decadencia. Si la respuesta es exitosa, el pueblo o la sociedad crecerá y prosperará. Si no lo es, la consecuencia será la crisis y la decadencia”.⁴ Haindl sostiene que Chile se encontró con encrucijadas históricas durante la Gran Depresión (a partir de 1930) y más adelante durante la crisis de la Unidad Popular (1970-1973), y que las sorteó con éxito.

La respuesta a la primera crisis fue el cierre de la economía al comercio mundial y la industrialización forzada, además de la consolidación del régimen democrático, reformas que terminaron por generar un Estado Benefactor, y una creciente intervención del Estado. Dice Haindl que “la respuesta fue satisfactoria en su momento y permitió un crecimiento de la economía. Sin embargo, el cierre de la economía fue generando nuevos problemas que terminaron por hacer crisis en 1970-73.”

Chile reaccionó bien —según Haindl— a este último desafío. Esta vez “abre la economía, desarticula el Estado Benefactor, privatiza las empresas estatales y liberaliza la economía. En el plano político, la respuesta inicial fue una dictadura con fuerza suficiente para reprimir la subversión, con un alto costo en vidas humanas, e implementar estas reformas liberalizadoras. La respuesta de largo plazo fue restaurar una democracia perfeccionada, con un poder ejecutivo fuerte, basado en la Constitución de 1980. Hasta la fecha, parece que la segunda respuesta fue exitosa en promover el desarrollo económico y la paz social.”

Haindl termina su libro sosteniendo que durante el siglo XX el país probó prácticamente todas las políticas económicas posibles y aprendió de los fracasos y éxitos, a tal punto que se constituyeron ciertos consensos básicos sobre *el rol del mercado como mejor mecanismo práctico para asignar recursos* y el papel de los empresarios y de la propiedad privada

⁴ Toynbee (1946).

en el funcionamiento de la economía; la conveniencia de la *apertura económica*; y la *revalorización de la democracia* como mecanismo para construir acuerdos y tomar decisiones. Luego agrega que “Chile fue exitoso en dar una respuesta apropiada a desafíos históricos que amenazaban con desintegrar su sociedad”, logrando “un período de crecimiento como sociedad”. Quizás por cautela o a lo mejor como advertencia, concluye que “todavía quedan importantes diferencias entre los chilenos, que se traducirán probablemente en nuevos conflictos y nuevos desafíos”.

Esta visión optimista del desarrollo económico de Chile se basa en los datos aportados en el texto. Según ellos, el PIB chileno habría crecido en 29.9 veces durante el siglo XX, la población 5.1 veces, y el PIB per cápita, 5.9 veces. Es más: en uno de los aspectos más logrados de la historia de Haindl, este documenta la evolución de una serie de indicadores (cambios demográficos, patrones de migración, cambios en la estructura productiva, aumentos de niveles educacionales, aumentos en las expectativas de vida, comportamiento del ahorro y la inversión y tamaño del Estado, entre otros) que en Chile fueron similares en el siglo XX a lo que fueron en otros países en sus respectivos procesos de desarrollo.

Haindl, sin embargo, nos presenta también otra información que no necesariamente avala la tesis del satisfactorio desarrollo económico de Chile durante el siglo XX. Por ejemplo, habiendo sido un país más pobre a comienzos de ese siglo que EE.UU., Alemania y otros países europeos, deberíamos haber tenido —suponiendo la adopción de las instituciones adecuadas— convergencia, eso es, tasas de crecimiento económico per cápita mayores que estos últimos. Sin embargo, en general, eso no ocurrió. De los países considerados en el libro, EE.UU., Alemania, Francia, Italia, y Suecia crecieron a tasas mayores que Chile y este solo superó a Inglaterra.⁵ Países en desarrollo de Asia citados (Corea del Sur, Taiwán, y Tailandia) también crecieron a tasas mayores —algunos por mucho—, confirmando la tesis de la convergencia. La excepción en el último grupo fue Filipinas. No obstante, es cierto que entre los siete países de América Latina citados, el crecimiento de Chile solo fue superado por Brasil y Venezuela. Estos datos, avalados por los de Díaz, Lüders, y Wagner (2006) a los cuales nos referiremos más adelante, sugieren

que Chile tuvo durante el siglo XX un crecimiento económico relativo promedio más bien mediocre.

Haindl nos provee más información que tampoco concuerda con una visión optimista de nuestro desarrollo y que podría explicar la sensación de frustración de la población, al menos hasta 1985. Calcula el PIB per cápita chileno en dólares del año 2000.⁶ De acuerdo con esos datos, el Producto presentó importantes fluctuaciones. En las recesiones más significativas, ¡el PIB per cápita volvió siempre a caer incluso al nivel que tuvo en el año 1900! En general, los ciclos coincidieron con aquellos del salitre antes de la Gran Depresión, y del cobre después de la Segunda Guerra Mundial, y dichas recesiones económicas vinieron acompañadas por crisis sociopolíticas. La amplitud de esos ciclos parece aumentar a lo largo del tiempo. El período de bonanza que se inició en 1985 y terminó en 1997 fue especialmente largo y próspero. Haindl atribuye los consensos políticos antes mencionados a esta última bonanza. Sin embargo, como se mencionó, el autor no descarta otra recesión aguda que nos vuelva a llevar a los valores del PIB per cápita de 1900. Es decir, tendríamos una especie de piso, del que nos levantamos para volver a caer. Un panorama más frustrante —que describe, pero no explica realmente— es difícil de imaginar.

En otras palabras, a pesar de que la información que presenta es ambigua, Haindl se queda con una interpretación optimista de los hechos económicos. Una visión más larga —y comparativa a nivel internacional— que la ofrecida por Haindl permite quizás aclarar el tema y provee una interpretación más fructífera de nuestra historia. Un país como Chile —cuyo PIB per cápita era levemente superior al 25 por ciento del de los países ricos en 1810— debería, de acuerdo con lo ya expresado, haber crecido más rápido que ellos. Sin embargo, si comparamos —como se muestra en el gráfico siguiente— el crecimiento de Chile con el de EE.UU., concluimos que el PIB per cápita del primero efectivamente convergió durante el siglo XIX al del último, pero en el siglo siguiente, después de las primeras tres décadas de estancamiento relativo, divergió significativamente hasta 1985. Es

⁵ Ver Haindl (2006), cuadro 2, página 52.

⁶ Ver Haindl (2006), figura 5, página 65.

solo a partir de entonces que el PIB per cápita de Chile vuelve a crecer más rápido que el de EE.UU.⁷

Esta visión más larga, basada en la teoría convencional del crecimiento, sugiere claramente que hay políticas económicas, como la apertura comercial y financiera, la utilización del mercado para asignar recursos, y un papel menos intervencionista y discrecional del Estado, que facilitan la convergencia. Sin duda, lo fueron aquellas políticas aplicadas en Chile en el siglo XIX y a partir de 1975. La misma visión sugiere que, al menos para Chile, el proteccionismo y la intervención discrecional del Estado, no han dado buenos resultados.

Esta última interpretación de la historia económica de Chile difiere evidentemente de la de Haindl. A pesar de ello, también es optimista, dado que apunta a que existen políticas económicas conocidas que han dado buenos resultados en Chile y también en otros países, de modo que si se siguen aplicando en el país nos permitirán converger hacia los niveles de ingreso de los países más ricos. Pero identifica un período —los años 1900 a 1985— en que Chile erró su camino.⁸

¿Cuán satisfactorio fue en realidad nuestro crecimiento económico durante el siglo XX?

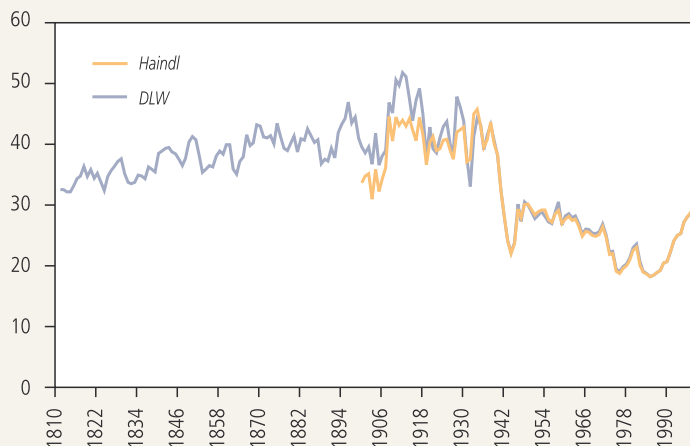
Otra parte de la visión de Haindl, que encuentra más que aceptable el récord de crecimiento económico de Chile en el siglo pasado, está indudablemente determinada por la fuente de algunos de los datos que utiliza en su historia.

Los datos del libro de Haindl, salvo los del PIB, provienen de fuentes terceras y generalmente aceptadas, a pesar de que a veces tienen alguna elaboración propia. Hay series demográficas, de migración, sobre niveles educacionales, de expectativas de vida, de términos de intercambio, y de ingresos tributarios para todo el siglo XX.

Haindl hizo, no obstante, un esfuerzo por completar las cuentas nacionales oficiales, que datan solo de

GRÁFICO 1

PIB Per Cápita de Chile en Relación con el de EE.UU.: 1810-2000 (porcentaje)



Fuentes: Elaboración propia a partir de datos de Díaz, Lüders y Wagner (2006), y Haindl (2006).

1940 en adelante, creando series del PIB para todo el siglo recién pasado, tanto de origen como de destino. Este último aporte —descrito en uno de los apéndices de su libro— le permitió, además de obtener valores agregados para la suma de todas las actividades, confeccionar series de datos de consumo privado, consumo de gobierno, inversión en capital fijo, variación de existencias, exportaciones, importaciones, y valores agregados para la agricultura, la pesca, la minería, la industria, la construcción, electricidad, gas y agua, transporte y comunicaciones, comercio, y servicios y resto. Son los datos del PIB de Haindl, que en mi opinión sobrestiman el crecimiento económico de Chile en sus primeras décadas, los que lo inducen a valorar positivamente las políticas de esos años.

⁷ Lüders (1998) muestra que este mismo patrón histórico de convergencia-divergencia se da con respecto a "todos" los países del resto del mundo, como con respecto a promedios de las principales regiones del mundo, lo que sugiere que el resultado es muy robusto.

⁸ Haindl (2006) calcula para el período 1935-1965 una tasa de crecimiento del PIB cercana a 3.7% anual promedio, que se compara muy favorablemente con el 3.5% promedio para todo el siglo XX. Ello podría llevar a concluir que ese subperíodo efectivamente tuvo un comportamiento económico positivo. Tal interpretación es equivocada, dado que el crecimiento del resto del mundo, y por sobre todo el de los socios comerciales de Chile, que —todo lo demás constante— tiene un efecto determinante en el crecimiento del país, se fue acelerando a partir del siglo XVIII. En el subperíodo 1935-1965 que nos interesa, superó largamente el crecimiento de Chile, como se aprecia en el gráfico.

No es este el lugar de hacer una comparación detallada de los datos del PIB de Haindl con otras fuentes, pero el lector interesado puede consultar para ello el trabajo de Díaz, Lüders y Wagner (2006). El hecho es que hay diferencias significativas en las tasas de crecimiento del PIB según las series de Haindl (2006) y de Díaz, Lüders y Wagner (2006), como se puede apreciar en el cuadro siguiente. Me refiero a esas dos series solamente, porque son las más recientes e incorporan toda la información disponible a la fecha.

Desglosando las series del PIB agregado, según períodos y origen, las diferencias significativas, como se muestra en el cuadro siguiente, corresponden al período 1900-1950 y, dentro de ese período, a las series de producto agrícola, minero e industrial. Para el período 1940-1960, en vez de usar las series del PIB oficiales corregidas, como lo hacen Díaz, Lüders y Wagner (2006), Haindl prepara su propia serie a partir de datos de producción. Entre las series sectoriales mencionadas, las mayores diferencias corresponden

CUADRO 1

Crecimiento del PIB y de su Valor Agregado en los Sectores Agrícola, Industrial y Minero en Chile (períodos indicados; porcentaje anual promedio) *

Producto Interno Bruto		
Período	Díaz, Lüders y Wagner	Haindl
1900-2000	3.10	3.21
1900-1950	2.29	2.64
1950-2000	3.59	3.59
Valor Agregado en Sectores Agrícola, Industrial y Minero		
1900-2000	2.88	2.95
1900-1950	2.32	2.85
1950-2000	3.15	3.25

Fuentes: Díaz, Lüders y Wagner (2006) y Haindl (2006).

*Los porcentajes de crecimiento de este cuadro corresponden al crecimiento de tendencia basado en ajustes óptimos de rectas a los datos del PIB real de los períodos y autores señalados.

al producto minero y tienen su causa en los precios utilizados para ponderar sus diferentes componentes. Haindl (2006) usa precios de 1951-1955, mientras Díaz, Lüders y Wagner (2006), para el período 1900-1940, recurren a precios de 1908-1910. Siendo el precio relativo del cobre mucho más elevado en 1951-1955 que en 1908-1910, el primero magnifica indeseablemente el aumento de la producción física del primer mineral y por ende también el crecimiento del PIB minero. Como Haindl vincula en sus estimaciones el crecimiento de otros sectores distintos del agrícola e industrial al sector minero, el efecto de las ponderaciones de precios utilizadas aumenta al calcular el PIB total.

Como consecuencia de lo anterior, comparado con Díaz, Lüders y Wagner (2006), Haindl sobrestima el crecimiento económico del siglo XX. La sobreestimación es importante y se puede apreciar aplicando al PIB real del año 1900 las tasas de crecimiento estimadas por Haindl (2006) y por Díaz, Lüders, y Wagner (2006), de 3.46 y 3.27 por ciento, respectivamente. ¡El PIB de 2000 resulta ser 20 por ciento superior de acuerdo con las estimaciones del primero!

*Aspectos formales:
organización de la presentación,
estilo y otras materias relacionadas*

El libro de Haindl tiene tres partes claramente diferenciadas. En la primera, revisa en un capítulo y a “vuelo de pájaro” —principalmente con datos estadísticos “duros” graficados que abarcan los 100 años— el crecimiento económico del país. Hace tal revisión en forma absoluta y en comparación con otros países. Resalta además, en el mismo estilo, las fluctuaciones económicas originadas en la evolución de los mercados del salitre y del cobre, nuestras principales exportaciones. En la segunda parte, que muchos juzgarán como “la” historia y que consiste en tres capítulos, describe con cierto detalle y en subcapítulos que abarcan cinco años cada uno y cubren unas diez páginas en promedio, los principales hechos políticos, económicos y sociales ocurridos. A menudo aprovecha estos subcapítulos para hacer una descripción analítica más profunda de algunos de los eventos económicos más destacados. Finalmente, en la tercera parte, en un capítulo y en el mismo estilo de la primera parte, describe las principales

transformaciones estructurales de la economía chilena durante el siglo XX. El libro tiene además tres anexos estadísticos en los que describe la forma en que se estimaron el PIB real, el PIB nominal, y el PIB de tendencia.

Estaremos todos de acuerdo en que comprimir 100 años de historia económica en 400 páginas de fácil lectura que satisfaga a todos, es un desafío imposible. El tipo de organización y presentación escogido por Haindl tiene, por lo mismo, ventajas y desventajas. Algunos lectores seguramente desearán una descripción más detallada y un análisis de mayor profundidad de los eventos más destacados de la historia económica chilena. Los mismos querrán saber la forma precisa en que se prepararon algunas de las series que tienen elaboración del autor. Echarán de menos, en la interpretación de los hechos, causalidades económicas y referencias a escritos previos, como por ejemplo los de Ahumada (1958) y Ffrench-Davis (1972, 2003). Otros encontrarán, posiblemente, demasiado rígida la estructura de la historia propiamente tal en subcapítulos quinquenales. Ella fuerza a fechas de corte entre un período y otro que son en cierto modo artificiales, como por ejemplo que la economía de sustitución empieza en 1935, cuando en realidad varios años antes se produjo un cambio significativo en el grado de protección, o que la economía de exportación diversificada comienza en 1976, cuando sería probablemente más apropiado fijarla en 1974 o incluso a fines de 1973, cuando se tomó la decisión de política correspondiente. Por último, estarán aquellos que no estarán de acuerdo con el criterio estrecho —la política comercial— que utiliza Haindl para denominar los tres grandes períodos (1900-1935, 1936-1975, y 1976-2000) en que divide su historia y que optarían más bien por referirse a los sistemas o modelos económicos que se adoptaron en cada una de esas épocas. La denominación de algunos subperíodos también resulta extraña. Por ejemplo, Haindl denomina el período 1921-1925 como “la cuestión social”, pero ese problema se originó hacia fines del siglo XIX y ya a comienzos del siglo XX se tomaron las primeras medidas para “resolverlo”.

Sin embargo, la organización y el estilo de la historia económica que estamos comentando tiene la ventaja de hacerla accesible a un público relativamente amplio y por cierto a toda persona interesada en el tema con formación universitaria o equivalente,

alumnos de pregrado de historia, economía y otras carreras afines, e incluso, quizás, alumnos de los últimos años de educación secundaria. Los capítulos inicial y final son especialmente útiles para que el lector pueda, en pocas páginas y muchas imágenes, captar las principales características de nuestro desarrollo económico en el siglo pasado. Finalmente, los tres capítulos centrales describen en forma muy amena —y con muy pocos errores— los principales hechos políticos, sociales y económicos de la época, destacando lo que, en general, me parece fueron los hitos con mayor influencia en la economía del país.

Más allá del hecho de ser una historia esencialmente descriptiva, de las diferencias que tiene con otras estimaciones de las tasas de crecimiento económico en la primera mitad del siglo, y de la interpretación de la efectividad de las políticas proteccionistas aplicadas después de la Gran Depresión, la historia económica de Haindl es muy interesante y recomiendo su lectura a toda persona interesada en el tema.

REFERENCIAS

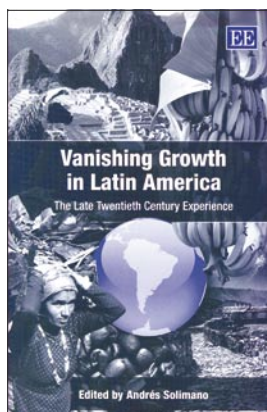
- Ahumada, J. (1958). *En Vez de la Miseria, 9ª edición (1973)*. Santiago: Del Pacífico S.A.
- Díaz, J., R. Lüders y G. Wagner (2006). “Economía Chilena 1810-2000, Producto Total y Pectoral, 8 Años Después.” Documento de Trabajo por publicarse, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Encina, F. (1955). *Nuestra Inferioridad Económica*. Santiago: Editorial Universitaria.
- Fetter, F.W. (1937). *La Inflación Monetaria en Chile*. Santiago: Universidad de Chile.
- Ffrench-Davis, R. (1972). *Políticas Económicas en Chile: 1958-1970*. Santiago: CIEPLAN/ Nueva Universidad.
- Ffrench-Davis, R. (2003). *Entre el Neo-liberalismo y el Crecimiento con Equidad. Tres Décadas de Política Económica en Chile, tercera edición*. Santiago: J.C. Sáez.
- Góngora, M. (1986). *Ensayo Histórico sobre la Noción de Estado en Chile en los Siglos XIX y XX*. Santiago: Editorial Universitaria.
- Haindl, E. (2006). *Chile y su Desarrollo Económico en el Siglo XX*. Santiago: Universidad Gabriela Mistral.

- Hurtado, C. (1966). *Concentración de Población y Desarrollo Económico. El Caso Chileno*. Santiago: Instituto de Economía, Universidad de Chile.
- Hurtado, Carlos (1984). "La Economía Chilena entre 1830 y 1930: Sus Limitaciones y Sus Herencias." *Estudios CIEPLAN* N°12, marzo.
- Hurtado, C. (1988). *De Balmaceda a Pinochet*. Santiago: Ediciones Logos.
- Lüders, R. (1968). "A Monetary History of Chile 1925-1958." *Disertación para el doctorado, Universidad de Chicago*.
- Lüders R. (1998). "The Comparative Economic Performance of Chile 1810- 1995." *Estudios de Economía* 25(2): 217-49.
- Mamalakis, M. (1976). *The Growth and Structure of the Chilean Economy: From Independence to Allende*. New Haven, CT, EE.UU.: Yale University Press.
- Meller, P. (1996). *Un siglo de economía política chilena (1890-1990)*. Santiago: Editorial Andrés Bello.
- Pinto, A. (1958). *Chile, Un Caso de Desarrollo Frustrado*. Santiago: Editorial Universitaria.
- Toynbee, A. (1946). *A Study of History*. Oxford, Inglaterra: Oxford University Press. Citado en Haindl (2006).
- Zahler, R. (1978). "Chile: Treinta y Cinco Años de Discontinuidad Económica." *Instituto Chileno de Estudios Humanísticos*.

COMENTARIO AL LIBRO
“VANISHING GROWTH IN LATIN AMERICA:
THE LATE TWENTIETH CENTURY EXPERIENCE”

editado por Andrés Solimano
Edward Elgar Publishing, 2006

*Roberto Álvarez E.**



Presentación

¿Por qué, a pesar de las reformas estructurales emprendidas en América Latina, la tasa de crecimiento económico no se ha incrementado? ¿por qué este crecimiento sigue siendo bajo, incluso desde una perspectiva histórica? Aun cuando se han escrito numerosos artículos previos en este tema, y ya a mediados de los noventa existía evidencia de que el desempeño de las economías latinoamericanas estaba lejos de lo esperado¹, el libro comentado aquí presenta una motivación fascinante y de indudable importancia para investigadores y autoridades de política económica de América Latina. Los trabajos compilados en este volumen dan nuevas señales de cómo podemos explicar este fenómeno, identificando los enormes desafíos que plantea el diseño de políticas tendientes a mejorar un desempeño bastante pobre en materia de crecimiento.

La mayor fortaleza del libro es la riqueza de su análisis de distintas experiencias entre países y a través del tiempo. En general, los diferentes capítulos presentan los principales hechos estilizados del crecimiento económico para un grupo seleccionado —y, a veces, traslapado— de países. Cada uno de ellos revela un esfuerzo bastante serio por documentar

las experiencias de crecimiento económico, analizar empíricamente sus causas y discutir algunas de las implicancias de política que surgen del estudio.

Lecciones y temas pendientes

La lectura de este libro es iluminadora en términos del diagnóstico de las diversas economías de la región. Si uno busca identificar experiencias exitosas, que son las menos, y los mayores desastres en materia de crecimiento, los trabajos presentados en este libro serán, sin duda, una referencia obligada. Sin embargo, la búsqueda de las causas del mal desempeño general de la región y las diferencias entre países es una tarea ardua y no exenta de críticas. A los conocidos problemas de identificación econométrica, se les une una dificultad no menor en términos de un modelo teórico de amplia aceptación para entender diferencias en las tasas de crecimiento alrededor del mundo. Como varios de los trabajos hacen presente en este libro, entre los factores que mejor explican estas diferencias están las distintas tasas de crecimiento de la productividad total de factores. Este resultado, aunque útil, genera un enorme desafío. Como lo ha planteado el ganador del premio Nobel, Edward C. Prescott: “necesitamos una teoría para la productividad total de factores”.² Es de indudable relevancia documentar que la mayor parte de las diferencias de crecimiento económico obedecen a diferencias de productividad, pero mucho más interesante sería poder tener un sustento empírico y teórico más profundo respecto de cuáles son las causas de las diferencias en la tasa de crecimiento de la productividad.

Una de las principales características de este trabajo es su enfoque bastante homogéneo a

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

¹ Ver, por ejemplo, Edwards (1997). Para trabajos más recientes, ver Velasco (2005) y Easterly (2001).

² Prescott (1998).

través de los distintos capítulos, aunque se centra mayoritariamente en evidencia de datos de panel para un grupo de economías. No es necesario repetir las innumerables críticas a esta metodología, salvo hacer mención que sería necesario complementar esta evidencia con estudios menos agregados y más específicos que identificaran los canales a través de los cuales el crecimiento económico se ve afectado por algunas políticas como la apertura comercial, la regulación y el desarrollo financiero, entre otras. El desarrollo de estos nuevos enfoques, algunos de los cuales han sido discutidos por Hallak y Levinsohn (2004), ayudarían a entender mejor las causas del insuficiente desempeño de la región.

En una economía mundial cada vez más globalizada, el estancarse y no impulsar reformas implica quedarse rezagado y no aprovechar las oportunidades que brindan los mercados internacionales. En este sentido, como lo han desarrollado recientemente Cole y otros (2006), en América Latina aún existe una serie de deficiencias en materia de regulación y protección que atentan contra un mayor crecimiento de la productividad. Este libro no aborda mayormente estos temas. Para identificar empíricamente el impacto de estas restricciones al crecimiento se requiere de metodologías de estimación ingeniosas, que permitan superar varias de las limitaciones de las regresiones con paneles de países y tasas de crecimiento del PIB agregado como variable dependiente. El reconocido trabajo de Rajan y Zingales (1998), donde se estudia la relación entre crecimiento económico y desarrollo financiero, es un ejemplo de cómo lograr mejoramientos en la estrategia de identificación usando datos de crecimiento a nivel de industrias y diferencias exógenas en sus necesidades de financiamiento.

Organización del libro

El volumen está estructurado en siete capítulos. En la introducción se presentan las principales preguntas abordadas y se resumen los hallazgos de cada uno de los capítulos. El capítulo 2 es el estudio más amplio en términos de países, con un análisis focalizado en doce economías de América Latina y el Caribe durante el período 1960-2002. En este capítulo se muestran los principales hechos estilizados del crecimiento económico de la región.

Además, se pone de manifiesto cómo, a pesar de su magro desempeño general, han existido algunos países —como Chile entre 1986 y 1997 y Costa Rica entre 1965 y 1974— que han logrado tener episodios de crecimiento rápido y sostenido. Los capítulos siguientes se concentran en subregiones, tales como el denominado Cono Sur (Argentina, Brasil, Chile, Paraguay y Uruguay) en el capítulo 3, y los países andinos (Bolivia, Colombia, Ecuador, Perú y Venezuela) en el capítulo 4. La experiencia de los países centroamericanos, de los cuales existe poca evidencia empírica previa, es estudiada en detalle en el capítulo 5. Complementando este análisis, el capítulo 6 examina las restricciones al crecimiento en los países centroamericanos y México. Finalmente, el capítulo 7, examina en detalle la contribución de la inversión al crecimiento económico de los seis países más grandes de la región (Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Venezuela).

Comentarios finales

Se echa de menos un capítulo final que resumiera las principales conclusiones e implicancias de política contenidas en los distintos capítulos. La pregunta: ¿Qué hemos aprendido luego de todo este esfuerzo? queda abierta para ser respondida por los propios lectores. Este es un buen ejercicio intelectual para todos aquellos interesados en la experiencia de crecimiento de América Latina, pero una ayuda por parte de los involucrados en el proyecto podría haber sido enriquecedora. También en términos de estructura, como demuestra la serie de artículos publicados en *Brookings Economic Activity* y en los libros editados por el *National Bureau of Economic Research*, los comentarios de otros investigadores a los distintos capítulos contribuyen a enriquecer la discusión e identificar nuevas preguntas y/o enfoques alternativos a los presentados.

En conclusión, este es un libro de lectura obligatoria para todos aquellos interesados en estudiar la historia de crecimiento económico de América Latina en las últimas décadas. Es de indudable valor no sólo para investigadores con interés académico, sino también para los responsables de política económica de la región.

REFERENCIAS

- Cole, H.L., L.O. Ohanian, A. Riascos y J.A. Schmitz Jr. (2005). "Latin America in the Rearview Mirror." *Journal of Monetary Economics* 52(1): 69-107.
- Easterly, W. (2001). "The Lost Decades: Developing Countries' Stagnation in Spite of Policy Reform 1989-1998." *Journal of Economic Growth* 6(2): 135-57.
- Edwards, S. (1997). "Latin America's Underperformance." *Foreign Affairs* 76(2): 93-103.
- Hallak, J.C. y J. Levinsohn (2004). "Fooling Ourselves: Evaluating the Globalization and Growth Debate." NBER Working Paper N°10244.
- Prescott, E.C. (1998). "Needed: A Theory of Total Factor Productivity." *International Economic Review* 39(3): 525-51.
- Rajan, R. y L. Zingales (1998). "Financial Dependence and Growth." *American Economic Review* 88(3): 559-86.
- Velasco, A. (2005). "Why Doesn't Latin America Grow More, and What Can We Do about It?" Mimeo, Harvard University.

REVISIÓN DE PUBLICACIONES

DICIEMBRE 2006

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

- * Cerda, R.A., H. González, y L.F. Lagos (2006). "Is Fiscal Policy Effective? Evidence for an Emerging Economy: Chile 1833-2000." *Applied Economics Letters* 13(9): 575-80.
- * De Gregorio, J. (2006). "Bonanza del Cobre: Impacto Macroeconómico y Desafíos de Política." *Estudios Públicos* 103 (invierno): 17-42.
- * González, P. y M. Tejada (2006). "No Linealidades en la Regla de Política Monetaria del Banco Central de Chile: Una Evidencia Empírica." *Revista de Análisis Económico* 21(1): 81-115.
- Sargent, T., N. Williams, y T. Zha (2006). "The Conquest of South American Inflation." NBER Working Paper N° 12606.

Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL

- * Álvarez, R. y R. López (2006). "Entry and Exit in International Markets: Evidence from Chilean Data." CAEPR Working Paper N° 2006-014.
- Lagos, L.F. y R. Cerda (2006). "Tipo de Cambio Nominal en un Régimen de Flotación: Chile 2000-2005." Documento de Trabajo N° 313, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA

- * Adasme, O., G. Majnoni, y M. Uribe (2006). "Access and Risk - Friends or Foes? Lessons from Chile." World Bank Policy Research Working Paper N° 4003.
- * Briones, I. y A. Vilella (2006). "European Banks and their Impact on the Banking Industry in Chile and Brazil: 1862-1913." Oesterreichische Nationalbank Working Paper N° 108.

Jeanneau, S. y C. Tovar (2006). “Domestic Bond Markets in Latin America: Achievements and Challenges.” *BIS Quarterly Review* junio: 51-64.

Lorenzo, A. (2006). “Modelos de Corrección de Error No Lineal entre Mercados Accionarios Latinoamericanos y el Mercado Accionario de Estados Unidos.” *Revista de Análisis Económico* 21(1): 117-29.

Ortiz, R., S. Zurita y G. Genoni (2006). “Riesgos de Inversión y Empleo en el Sistema de Pensiones Chileno”. *El Trimestre Económico* 291(3): 575-609.

* Walker, E. (2006). “Annuity Markets in Chile: Competition, Regulation - and Myopia?” World Bank Policy Research Working Paper N° 3972.

Código JEL: O / DESARROLLO ECONÓMICO, CAMBIO TECNOLÓGICO Y CRECIMIENTO

Álvarez, R. y R. Fuentes (2006). “Pautas de Especialización en una Economía de Rápido Crecimiento.” *El Trimestre Económico* 292(4): 749-81.

* Álvarez, R. y R. López (2006). “Is Exporting a Source of Productivity Spillovers?” CAEPR Working Paper N° 2006-012.

Bates, R.H., J.H. Coatsworth y J.G. Williamson (2006). “Lost Decades: Lessons from Post-Independence Latin America for Today’s Africa.” NBER Working Paper N° 12610.

Holmes, M. (2006). “Regime-Dependent Output Convergence in Latin America.” *Estudios de Economía* 33(1): 65-81.

* Ramírez, M. (2006). “Does Foreign Direct Investment Enhance Labor Productivity Growth in Chile? A Cointegration Analysis.” *Eastern Economic Journal* 32(2): 205-20.

* Tena, J., M. Jerez, S. Sotoca y N. Carvallo (2006). “A Proposal to Obtain a Long Quarterly Chilean GDP Series.” *Cuadernos de Economía* 43(128): 285-99.

Zettelmeyer, J. (2006). “Growth and Reforms in Latin America: A Survey of Facts and Arguments.” IMF Working Paper N° 06/210.

Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS

* Arellano, M.S. (2006). “The Old and the New Reform of Chile’s Power Industry.” Serie Economía N° 226, Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.

* Arenas de Mesa, A., D. Bravo, J.R. Behrman, O.S. Mitchell y P.E. Todd (2006). “The Chilean Pension Reform Turns 25: Lessons from the Social Protection Survey.” NBER Working Paper N° 12401.

* Baland, J.M. y J.A. Robinson (2006). “Land and Power: Theory and Evidence from Chile.” NBER Working Paper N° 12517.

Cerda, R. y A. Torche (2006). “El Valor Económico de Reducir Tasas de Mortalidad: El Caso de Chile.” *El Trimestre Económico* 292(4): 719-48.

* Contreras, C., G. Edwards y A. Mizala (2006). “La Productividad Científica de Economía y Administración en Chile. Un Análisis Comparativo.” *Cuadernos de Economía* 43(128): 331-54.

Engel, E., R. Fischer y A. Galetovic (2006). “Renegotiation Without Holdup: Anticipating Spending and Infrastructure Concessions.” Serie Economía N° 221, Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.

Galetovic, A. y R. Sanhueza (2006). “Una Evaluación Social de la Introducción de la Telefonía IP sobre Banda Ancha.” *Estudios Públicos* 103 (invierno): 155-209.

Gómez-Lobo, A. y A. González (2006). “El Financiamiento de Gastos Generales Mediante las Tarifas Aeronáuticas en Chile: Una Crítica Económica.” *Estudios Públicos* N° 103 (invierno): 211-36.

* Hsieh, C.-T. y M. Urquiola (2006). “The Effects of Generalized School Choice on Achievement and Stratification: Evidence from Chile’s Voucher Program.” *Journal of Public Economics* 90(8-9): 1477-503.

Mardones, C. (2006). “Impacto de la Percepción de la Calidad del Aire sobre el Precio de las Viviendas en Concepción-Talcahuano, Chile.” *Cuadernos de Economía* 43(128): 301-29.

* Mizala, A., P. Romaguera y M. Urquiola (2006). “Socioeconomic Status or Noise? Tradeoffs in the Generation of School Quality Information.” Serie Economía N° 225, Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.

* Murillo, M.V. y C. Le Foulon (2006). “Crisis and Policymaking in Latin America: The Case of Chile’s 1998–99 Electricity Crisis.” *World Development* 34(9): 1580-96.

* Valdés, S. (2006). “Política Fiscal y Gasto en Pensiones Mínimas y Asistenciales.” *Estudios Públicos* 103 (invierno): 43-110.

Thorn, K. y M. Soo (2006). “Latin American Universities and the Third Mission: Trends, Challenges, and Policy Options.” World Bank Policy Research Working Paper N° 4002.

RESÚMENES DE ARTÍCULOS SELECCIONADOS

Los textos presentados a continuación son transcripciones literales del original.

Código JEL: E / MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA

Cerda, R.A., H. González y L.F. Lagos (2006). “Is Fiscal Policy Effective? Evidence for an Emerging Economy: Chile 1833-2000.” *Applied Economics Letters* 13(9): 575-80.

This paper studies the impact of fiscal policy on economic activity by using Chilean annual data from 1833 to 2000. The data allows us to disentangle the impacts on economic activity—due to the large variation in fiscal policy in the period under study—by using a SVAR methodology. The study finds evidence of non Keynesian impacts of fiscal policy.

De Gregorio, J. (2006). “Bonanza del Cobre: Impacto Macroeconómico y Desafíos de Política.” *Estudios Públicos* 103 (invierno): 17-42.

El significativo aumento del precio del cobre ha puesto sobre la mesa un conjunto de temas de primera importancia. En este trabajo se abordan dos de ellos. El primero es preguntarse por qué la economía chilena no crece más rápido, tal como ocurrió en otras bonanzas del cobre. Hay un conjunto de factores que lo explican, pero aquí se argumenta que el principal elemento detrás de esta situación es la política macroeconómica que es estabilizadora, y eso es una muy buena noticia para los futuros ajustes. El segundo tema que se discute es el desafío de política fiscal, puesto que el elevado precio del cobre podría

resultar en una expansión fiscal difícil de absorber sin mayores trastornos. Para ello se propone buscar formas en que, dentro de los marcos de la regla fiscal, se prioricen áreas de alto contenido social y de un positivo impacto macroeconómico, como es el fortalecimiento del seguro de desempleo.

González, P. y M. Tejada (2006). “No Linealidades en la Regla de Política Monetaria del Banco Central de Chile: Una Evidencia Empírica.” *Revista de Análisis Económico* 21(1): 81-115.

Este artículo analiza la evidencia de no linealidades en la función de reacción del Banco Central de Chile, respecto a su objetivo último, la inflación y/o sus objetivos intermedios definidos por los canales de transmisión de la política monetaria. Para ello, se usa el enfoque flexible de inferencia no lineal propuesto por Hamilton (2001), el cual permite estimar funciones no lineales sin la imposición de formas funcionales particulares y deja que los datos determinen la forma específica de la no linealidad que soportan. Se observa que, si bien la respuesta del Banco Central es lineal en relación a los desvíos de la inflación respecto a la meta, existe evidencia de no linealidad respecto al ciclo económico. En contraposición con resultados de trabajos anteriores, en particular Corbo (2002), la brecha en la cuenta corriente no tiene poder explicativo en la función de reacción para el período analizado.

Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL

Álvarez, R. y R. López (2006). “Entry and Exit in International Markets: Evidence from Chilean Data.” CAEPR Working Paper N° 2006-014.

Several studies examine the patterns and determinants of entry and exit in manufacturing industries. Not much work exists on entry and exit in international markets. This paper uses Chilean data to analyze the determinants of entry and exit in and out of export markets. We find that entry and exit rates differ across industries; vary over time; and are positively correlated. The econometric analysis shows that within-industry heterogeneity, measured by differences in productivity or other firm characteristics, has a significant effect on plant turnover in international markets. Our findings reveal that trade costs, factor intensities, and fluctuations in the real exchange rate play a minor role explaining entry and exit. This last result is consistent with hysteresis in international markets.

Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA

Adasme, O., G. Majnoni y M. Uribe (2006). “Access and Risk - Friends or Foes? Lessons from Chile.” World Bank Policy Research Working Paper N° 4003.

This paper documents the link between risk, stability, and access to credit markets in an emerging economy. It presents annual credit loss distributions of Chilean banks for the period 1999-2005, providing the first empirical evidence of the cyclical pattern of expected losses and unexpected losses of bank loan portfolios in emerging countries. The paper provides three main contributions to the debate on bank solvency and access to credit markets. First, it derives nonparametric estimators of expected losses and unexpected losses, free from model error and, in particular, from distributional restrictions. Second, it shows how the distribution of credit losses for portfolios of retail and commercial loans is affected by the lumpiness of bank loans. Finally, it shows that the shape of credit loss distributions helps select appropriate policies to promote broader and sounder access to bank credit for the poor and the unbanked.

Briones, I. y A. Villela (2006). "European Banks and their Impact on the Banking Industry in Chile and Brazil: 1862-1913." Oesterreichische Nationalbank Working Paper N° 108.

The history of foreign banks in Chile and Brazil in the late XIXth century and early XXth century is the history of British and German banks. Their penetration in both countries was significant, and not neutral in terms of its impact on the Chilean and Brazilian banking industry. In the main, we found that in both countries foreign banks appear to have had a positive effect at least in some of the dimensions identified by the current literature. However, the extent of this influence is different depending on the country. First, even if a formal banking industry emerged roughly simultaneously in both countries, foreign bank entry in Chile was a more recent phenomenon than in Brazil. Second, while from a financial point of view native and foreign banks in Chile behaved in a relatively similar fashion, in Brazil we observe differences, although a tendency towards convergence was observable by the eve of WWI.

Walker, E. (2006). "Annuity Markets in Chile: Competition, Regulation - and Myopia?" World Bank Policy Research Working Paper N° 3972.

The author studies annuity rates in Chile and relates them with industry competition. He finds (1) that annuity insurance companies paying higher broker commissions paid lower annuity rates; and (2) a structural break of the long-run elasticity of annuity rates to the risk-free rate in 2001. Moreover, this structural break coincided with the submission of a new draft pension law proposing greater transparency in annuity markets and a generalized drop in broker commissions. The high commissions charged in the 1990s were partly returned to annuitants as informal (and illegal) cash rebates. Myopic pensioners preferred cash rebates over present values. Thus, the legal threat caused the drop in broker commissions, reduced the illegal practice of cash rebates, increased competition by way of annuity rates, and raised the long-run elasticity to one.

Código JEL: O / DESARROLLO ECONÓMICO, CAMBIO TECNOLÓGICO Y CRECIMIENTO

Álvarez, R. y R. López (2006). "Is Exporting a Source of Productivity Spillovers?" CAEPR Working Paper N° 2006-012.

This paper investigates whether exporting generates positive productivity spillover effects on other plants operating in the same industry and whether exporting affects productivity of plants in vertically related industries. Using plant-level data from Chile we find that exporters improve productivity of their local suppliers but not of plants that purchase intermediate inputs from them. We also find evidence of horizontal spillovers from exporting. Exporting by foreign-owned plants generates positive spillovers in all directions: to their suppliers, customers, and to other plants in the same industry. Domestic exporters increase productivity of their suppliers and, to a lesser extent, that of plants in the same sector.

Ramírez, M. (2006). "Does Foreign Direct Investment Enhance Labor Productivity Growth in Chile? A Cointegration Analysis." *Eastern Economic Journal* 32(2): 205-20.

This paper examines the impact of foreign direct investment (FDI) on labor productivity growth in Chile. After a critical review of the Chilean experience with FDI flows during the 1990s, the paper presents a simple growth model that explicitly incorporates any positive (negative) externalities generated by additions to the foreign capital stock. Using cointegration analysis, the article estimates a dynamic labor

productivity function for the 1960-2000 period that includes, inter alia, the impact of changes in the stock of foreign and public capital. The error correction model (ECM) estimates suggest that increases in both public (lagged) and foreign (lagged) investment have a positive and economically significant effect on the rate of labor productivity growth. The error correction terms of the estimated model are negative and statistically significant, thus suggesting that deviations of actual labor productivity from its long-run value are corrected in subsequent periods. The article also reports historical simulations from the estimated ECMs that show that the models are able to track the movements in the actual series. Finally, the paper offers some cautionary observations with regard to the role of FDI flows in promoting capital formation and labor productivity growth in Chile.

Tena, J., M. Jerez, S. Sotoca y N. Carvallo (2006). "A Proposal to Obtain a Long Quarterly Chilean GDP Series." *Cuadernos de Economía* 43, N° 128: 285-99.

An important limitation in order to specify and estimate a macroeconomic model that describes the Chilean economy resides in using variables with sufficient number of observations that allow for a reliable econometric estimation. Among these variables, the GDP constitutes a fundamental magnitude. Nevertheless, for this variable there is not quarterly information before 1980. This paper computes quarterly GDP series for the period 1965-1980 using the approach by Casals et al. (2000). As result, the new series incorporates the cyclical dynamic in the quarterly series later to 1979 respecting, in addition, all the annual existing information before the above mentioned period.

Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS

Arellano, M.S. (2006). "The Old and the New Reform of Chile's Power Industry." Serie Economía N° 226, Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.

Chile's regulatory framework introduced in 1981 remained unchanged for more than 20 years. The reform had a positive effect but several warning signals appeared by the end of the 90s indicating the need to introduce changes. The most important problems were the lack of competition in the generation segment and the reluctance to expand capacity. These problems were appropriately faced by two amendments to the law (2004-2005). Knowing the experience of Chile is relevant because the lessons learnt can be applied to other countries which have adopted the same model. In addition it illustrates that the power industry can work reasonably well under a "regulated" competition framework, different from the de-regulation model currently being discussed in other countries.

Arenas de Mesa, A., D. Bravo, J.R. Behrman, O.S. Mitchell y P.E. Todd (2006). "The Chilean Pension Reform Turns 25: Lessons from the Social Protection Survey." NBER Working Paper N° 12401.

In 1980, Chile dramatically reformed its retirement system, replacing what was an old insolvent PAYGO program with a new structure that relies heavily on funded defined contribution individual accounts. In addition, eligibility and benefit requirements were standardized, and a safety net for old-age poverty was strengthened. Twenty-five years after this reform, the Chilean model is being re-assessed, in terms of coverage, contribution, investment, and retirement benefit outcomes. This paper introduces a recently-

developed longitudinal survey of individual respondents in Chile, the Social Protection Survey (or Encuesta de Previsión Social, EPS), and illustrates some uses of this survey for microeconomic analysis of key aspects of the Chilean system.

Baland, J.M. y J.A. Robinson (2006). “Land and Power: Theory and Evidence from Chile.” NBER Working Paper N° 12517.

We study the connection between employment and political control. Many employment relationships concede rents to workers. For example, when worker effort is crucial for production, but only imperfectly observed. We show that, depending on the political institutions, the presence of such rents allows employers to use the threat of withdrawing them to control their workers’ political behavior. We thus demonstrate that employment does not simply generate income, it also gives power to control the behavior of others. The analysis focuses on the salient example of political control, where landlords coerce the votes of their workers in the absence of a secret ballot. The model we develop generates predictions about electoral outcomes which can be tested by investigating the impact of the introduction of an effective secret ballot. Such an institutional reform reduces landlords’ control, and in consequence, we should observe changes in voting behavior, since workers whose votes were previously controlled and sold can now vote freely. We test the predictions of the model by examining in detail the effects of the introduction of the secret ballot in Chile in 1958. We show that, consistent with our theory, the political reforms led to large changes in voting behavior. Before the reforms, localities with more pervasive patron-client relationships tend to exhibit a much stronger support for the right-wing parties, traditionally associated with the landed oligarchy. After the reform however, this difference across localities completely disappeared.

Contreras, C., G. Edwards y A. Mizala (2006). “La Productividad Científica de Economía y Administración en Chile. Un Análisis Comparativo.” *Cuadernos de Economía* 43(128): 331-54.

The first part of this paper compares the volume and scientific productivity of Business Administration and Economics in Chile with the rest of scientific disciplines at the national and international levels. Given that scientific productivity is heterogeneous among different disciplines, the comparisons utilize an indicator that measures their impact relative to the world in the same field. The second part of the paper compares the amounts of public resources allocated to research in the different fields and discusses their relative efficiency in Chile.

Hsieh, C.-T. y M. Urquiola (2006). “The Effects of Generalized School Choice on Achievement and Stratification: Evidence from Chile’s Voucher Program.” *Journal of Public Economics* 90(8-9): 1477-503.

In 1981, Chile introduced nationwide school choice by providing vouchers to any student wishing to attend private school. As a result, more than 1000 private schools entered the market, and the private enrollment rate increased by 20 percentage points, with greater impacts in larger, more urban, and wealthier communities. We use this differential impact to measure the effects of unrestricted choice on educational outcomes. Using panel data for about 150 municipalities, we find no evidence that choice improved average educational outcomes as measured by test scores, repetition rates, and years of schooling. However, we find evidence that the voucher program led to increased sorting, as the “best” public school students left for the private sector.

Mizala, A., P. Romaguera y M. Urquiola (2006). “Socioeconomic Status or Noise? Tradeoffs in the Generation of School Quality Information.” Serie Economía N° 225, Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.

This paper calculates a time series of simple, standard measures of schools’ relative performance. These are drawn from a 1997-2004 panel of Chilean schools, using individual-level information on test scores and student characteristics for each year. The results suggest there is a stark tradeoff in the extent to which rankings generated using these measures: i) can be shown to be very similar to rankings based purely on students’ socioeconomic status, and ii) are very volatile from year to year. At least in Chile, therefore, producing a meaningful ranking of schools that may inform parents and policymakers may be harder than is commonly assumed.

Murillo, M.V. y C. Le Foulon (2006). “Crisis and Policymaking in Latin America: The Case of Chile’s 1998–99 Electricity Crisis.” *World Development* 34(9): 1580-96.

This article studies the effect of sectoral crises on policy reform by emphasizing the conflictive incentives generated by public demands for a solution. On the one hand, the crisis provides the opportunity for bypassing veto points for technical innovation. On the other hand, if simultaneous with increasing electoral competition, it reduces the time horizons of policymakers and their propensity to adopt reforms of uncertain effects for them. Our research traces these on the Chilean 1998–99 electricity crisis, and assesses their impact on policy change through a comparative analysis of reform contents. This article shows how electoral effects prevailed in the context of upcoming competitive elections, suggesting the importance of introducing electoral competition in the study of crises effects on policymaking in the region. Our research strategy for tracing incentives and opportunities generated by crises can travel to other cases to further our understanding of crises’ effects on policymaking.

Valdés, S. (2006). “Política Fiscal y Gasto en Pensiones Mínimas y Asistenciales.” *Estudios Públicos* 103 (invierno): 43-110.

El Poder Ejecutivo informó a la Comisión de Reforma Previsional que “La envergadura de los compromisos fiscales futuros generados por el sistema de pensiones confirma la necesidad de un rediseño (para) contar con (un) financiamiento sostenible”. Este trabajo encuentra que ese diagnóstico es errado. El error se origina en una omisión de la Dirección de Presupuestos, que no proyectó el gasto fiscal en pensiones mínimas del sistema antiguo, un componente que según nuestra estimación alcanza a partir de mayo de 2006 a \$ 219.162 millones de pesos al año. Al tomar en cuenta la presencia de este gasto, y su gradual caída durante las próximas dos décadas, se encuentra que el gasto total en subsidios de pensión mínima, incluyendo al del sistema nuevo, subiría en sólo 0 a 0,09% del PIB en los próximos 20 años. Este incremento no tiene envergadura para afectar la sostenibilidad del financiamiento.



BANCO CENTRAL
DE CHILE

PUBLICACIONES

- Análisis Teórico del Impacto de la Crisis Petrolera.** 1980.
- Anuario de Cuentas Nacionales.** (Publicación anual desde 1997 a 2003, discontinuada a partir de 2004 y reemplazada por Cuentas Nacionales de Chile: 1996-2005).
- 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 X.
- 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 1991-2004.** Noviembre 2005.
- 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: 1996-2005.** 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 18.**
- Documentos de Trabajo. N°s 1 al 376.**
- 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 53.**
- 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.
- 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 y Sociales Regionales 1980-1989.** 1991.
- Índices de Exportación: 1986-1999.** 2000.
- Informativo Diario.** Publicación diaria.
- Informe de Estabilidad Financiera. Publicación semestral.** (ediciones en español y en inglés).
- Informe de Política Monetaria. Publicación cuatrimestral.** (ediciones en español y en inglés).
- 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.
- Legislación Económica Chilena y de Comercio Internacional.** 1982.
- Legislación Económica y Financiera.** 1994.
- 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.** (ediciones en español y en inglés).
- 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-376 Shrinkage Based Tests of the Martingale Difference Hypothesis Pablo Pincheira	Noviembre 2006	DTBC-361 Estimaciones de NAIRU para Chile Jorge E. Restrepo	Mayo 2006
DTBC-375 Real Dollarization, Financial Dollarization, and Monetary Policy Alain Ize y Eric Parrado	Octubre 2006	DTBC-360 Central Bank Independence and Monetary Policymaking Institutions: Past, Present, and Future Alex Cukierman	Abril 2006
DTBC-374 Trade Liberalization, Price Distortions, and Resource Reallocation Roberto Álvarez y Matías Braun	Agosto 2006	DTBC-359 The Consumption-Real Exchange Rate Anomaly: Non-Traded Goods, Incomplete Markets and Distribution Services Jorge Selaive y Vicente Tuesta	Abril 2006
DTBC-373 Openness Can be Good for Growth: The Role of Policy Complementarities Roberto Chang, Linda Kaltani y Norman Loayza	Agosto 2006	DTBC-358 Autonomía de Bancos Centrales: La Experiencia Chilena Luis Felipe Céspedes y Rodrigo Valdés	Febrero 2006
DTBC-372 Market Reforms and Efficiency Gains in Chile Raphael Bergoing, Andrés Hernando y Andrea Repetto	Agosto 2006	DTBC-357 Global Inflation Matteo Ciccarelli y Benoît Mojon	Diciembre 2005
DTBC-371 Sovereign Debt in the Americas: New Data and Stylized Facts Kevin Cowan, Eduardo Levy-Yeyati, Ugo Panizza y Federico Sturzenegger	Agosto 2006	DTBC-356 Bank Ownership and Performance Does Politics Matter? Alejandro Micco, Ugo Panizza y Mónica Yáñez	Diciembre 2005
DTBC-370 Identifying Fiscal Policy Shocks in Chile and Colombia Jorge E. Restrepo y Hernán Rincón	Agosto 2006	DTBC-355 The New Keynesian Phillips Curve in an Emerging Market Economy: The Case of Chile Luis F. Céspedes, Marcelo Ochoa y Claudio Soto	Diciembre 2005
DTBC-369 Bank Ownership and Lending Behavior Alejandro Micco y Ugo Panizza	Julio 2006	DTBC-354 Supply Shocks in the Transition Towards an Inflation Targeting Reform: an Empirical Evidence for Guatemala Juan Carlos Castañeda y Carlos Eduardo Castillo	Diciembre 2005
DTBC-368 Inflation Targeting in Dollarized Economies Leonardo Leiderman, Rodolfo Maino y Eric Parrado	Julio 2006	DTBC-353 Oil Shocks and Monetary Policy in an Estimated DSGE Model for a Small Open Economy Juan Pablo Medina y Claudio Soto	Diciembre 2005
DTBC-367 El Banco Central de Chile en Comparación con los Bancos Centrales del Mundo Marcelo Ochoa y Klaus Schmidt-Hebbel	Junio 2006	DTBC-352 Monetary Policy, Exchange Rate and Inflation Inertia in Chile: a Structural Approach Rodrigo Caputo y Felipe Liendo	Diciembre 2005
DTBC-366 An Alternative Measure of Core Inflation Michael Pedersen	Junio 2006	DTBC-351 Fundamental Economic Shocks and The Macroeconomy Charles L. Evans y David A. Marshall	Diciembre 2005
DTBC-365 El Crecimiento Económico de Chile / Chile's Economic Growth Klaus Schmidt-Hebbel	Junio 2006	DTBC-350 Inflation Premium and Oil Price Volatility Paul Castillo, Carlos Montoro y Vicente Tuesta	Diciembre 2005
DTBC-364 Metas de Inflación y el Objetivo de Pleno Empleo José De Gregorio	Mayo 2006	DTBC-349 House Prices and Monetary Policy in Colombia Martha López	Diciembre 2005
DTBC-363 Skill Premium in Chile: Studying the Skill Bias Technical Change Hypothesis in the South Francisco Gallego	Mayo 2006	DTBC-348 The Effect of Adverse Oil Price Shocks on Monetary Policy and Output Using a Dynamic Small Open Economy General Equilibrium Model With Staggered Price for Brazil Mirta Noemi Sataka Bugarin, Marcelo Kfoury Muinhos, Jose Ricardo da Costa e Silva y Maria da Glória D. da Silva Araújo	Diciembre 2005
DTBC-362 Setting the Operational Framework for Producing Inflation Forecasts Jorge Canales-Kriljenko, Turgut Kisinbay, Rodolfo Maino y Eric Parrado	Mayo 2006		

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.

EXTERNAL VULNERABILITIES AND PREVENTIVE POLICIES

Ricardo J. Caballero, César Calderón y Luis Felipe Céspedes, eds.

“Emerging markets have experienced substantial fluctuations in external capital flows in the past few years. This volume contains a rich set of studies on the important issues of how countries develop vulnerabilities to these fluctuations and what policies they can adopt to minimize their adverse effects. It should be of great interest to policy makers in emerging market countries, academics, as well as private sector economists.”

Raghuram G. Rajan, Economic Counselor and Director of Research, International Monetary Fund

Tapa dura, 440 pp. Ch\$15.000, US\$40.

GENERAL EQUILIBRIUM MODELS FOR THE CHILEAN ECONOMY

Rómulo Chumacero y Klaus Schmidt-Hebbel, eds.

“This book contains a rich set of applied general equilibrium studies that address a number of important Chilean policy issues. The book is of value to both academics and policymakers in Chile and elsewhere. The general equilibrium methods developed and applied in these studies can be used to assess quantitatively the consequences of innovative economic policies that are under consideration, or warrant consideration.”

Edward C. Prescott, Arizona State University
Premio Nobel en Ciencias Económicas

Tapa dura, 440 pp. Ch\$15.000, US\$40.

LABOR MARKETS AND INSTITUTIONS

Jorge Enrique Restrepo y Andrea Tokman R., eds.

“Much progress has been made in recent years in the understanding of the effects of labor market policies and institutions. Careful data analysis has allowed a welcome move from priors to facts, and the unbundling of otherwise vague notions about labor market «flexibility» or «rigidity». The trend is well illustrated by this book, which contains a remarkable collection of research papers, addressing labor market issues from several important angles.”

Martin Rama, Lead Economist, The World Bank

Tapa dura, 436 pp. Ch\$15.000, US\$40.

BANKING MARKET STRUCTURE AND MONETARY POLICY

Luis Antonio Ahumada y J. Rodrigo Fuentes, eds.

“...This is a timely and highly policy-relevant collection of papers on the role of banks in the economy. It should be of great interest to banking specialists, as well as to those with an interest in broader macroeconomic issues—especially since the authors include some of the leading researchers in both fields.”

Jeremy Stein, Harvard University

