BANCO CENTRAL DE CHILE

ECONOMÍA CHILENA

VOLUMEN 4 - Nº3 / DICIEMBRE, 2001

ÍNDICE

Resúmenes de trabajos 3

Abstracts 4

Artículos

Balance Estructural:
La Base de la Nueva Regla de Política Fiscal Chilena
Mario Marcel C. / Marcelo Tokman R.
Rodrigo Valdés P. / Paula Benavides S. 5

Shocks Externos y Transmisión de la Política Monetaria en Chile
Eric Parrado H. 29

Proyección de la Inflación en Chile
Francisco Nadal De Simone 59

Notas de Investigación

Déficit Previsional del Sector Público
y Garantía de Pensión Mínima
Herman Bennett C. / Klaus Schmidt-Hebbel D. 87

Encaje a los Depósitos: Argumentos Teóricos
e Impacto en la Política de Liquidez de los Bancos
Rodrigo Cifuentes S. 97

Revisión de Libros

¿Qué Hacer Ahora? Propuestas para el Desarrollo
Editado por Harald Beyer y Rodrigo Vergara
Rolf Lüders Sch. 103

Asset Pricing
de John H. Cochrane
J. Rodrigo Fuentes S. 109

Revisión de Publicaciones

Catastro de publicaciones recientes 113

Resúmenes de artículos seleccionados 115

RESÚMENES DE TRABAJOS

BALANCE ESTRUCTURAL: LA BASE DE LA NUEVA REGLA DE POLÍTICA FISCAL CHILENA

Mario Marcel C. / Marcelo Tokman R. / Rodrigo Valdés P. / Paula Benavides S.

El presente trabajo desarrolla la metodología de cálculo del balance estructural, adoptada para el sector público chileno. El balance estructural efectúa ajustes contables, de forma que las cuentas fiscales reflejen adecuadamente el concepto de variación patrimonial neta, y aísle los cambios en la política fiscal asociados a los factores exógenos más relevantes que corresponden a los ciclos económicos y del precio del cobre. Esto facilita el análisis y evaluación de la política fiscal, que a partir del 2000 comenzó a ser guiada con una regla de meta superavitaria, basada en este indicador. Se asegura así una política fiscal contracíclica en un marco de cuentas fiscales robustas.

SHOCKS EXTERNOS Y TRANSMISIÓN DE LA POLÍTICA MONETARIA EN CHILE

Eric Parrado H.

Este trabajo considera evidencia empírica para una economía pequeña y abierta, caracterizando e identificando los efectos dinámicos de shocks *externos y de política monetaria sobre la economía chilena. Se utiliza la metodología de VAR estructurales con restricciones contemporáneas no recursivas. De este análisis surgen varios resultados interesantes. En primer lugar, una contracción monetaria interna genera una caída transitoria del producto y de los agregados monetarios, lo cual es coherente con las predicciones de un modelo estocástico de expectativas racionales. Segundo, no se encuentra evidencia de la presencia de* puzzles *de precios y de tipo de cambio. Tercero, la fuente de volatilidad del producto, del nivel de precios y del tipo de cambio real en Chile es similar a la identificada en países industrializados: la política monetaria explica una proporción relativamente pequeña de la volatilidad del producto, del nivel de precios y del tipo de cambio real. Finalmente, innovaciones en la política monetaria externa presentan efectos de corta duración sobre las tasas de interés interna y escasa influencia sobre otras variables macroeconómicas de Chile. Sin embargo, cambios inesperados en el premio por riesgo influencian significativamente tanto las tasas de interés internas como el tipo de cambio real.*

PROYECCIÓN DE LA INFLACIÓN EN CHILE

Francisco Nadal De Simone

Este estudio estima dos modelos para la inflación chilena con parámetros variables para el período 1990-1999. El primero está basado en la curva de Phillips y el segundo, en un modelo para una pequeña economía abierta con meta de inflación. Las proyecciones de inflación fuera de la muestra que se obtienen con esos dos modelos, se comparan con las proyecciones de inflación, también fuera de la muestra, que se obtienen usando modelos de series de tiempo simples a la Box-Jenkins. Los resultados más importantes son: las proyecciones hechas con modelos que incluyen la meta preanunciada de inflación producen mejores proyecciones fuera de la muestra que los modelos que la excluyen; el modelo de inflación basado en la curva de Phillips produce mejores proyecciones fuera de la muestra que el de pequeña economía abierta; a pesar de que los modelos a la Box-Jenkins producen mejores proyecciones de inflación fuera de la muestra en el muy corto plazo, su relativa superioridad se deteriora rápidamente en proyecciones de mediano plazo. En general, la inclusión de cambios de Markov en los dos modelos no contribuye a explicar una parte significativa de la varianza condicional del error de proyección. Sin embargo, es importante señalar que como la política monetaria ha entrado en estado de régimen recién en el año 2001, el ordenamiento relativo de los modelos puede cambiar con observaciones futuras.

ABSTRACTS

STRUCTURAL BUDGET BALANCE: THE PILAR OF THE NEW CHILEAN FISCAL POLICY RULE

Mario Marcel C. / Marcelo Tokman R. / Rodrigo Valdés P. / Paula Benavides S.

This paper develops the structural budget balance methodology, adopted for use in the Chilean public sector. The structural balance methodology adjusts fiscal accounts so they reflect changes in net worth and makes it possible to isolate changes in fiscal policy resulting from the main exogenous factors determining fiscal revenues: GDP and copper price. This facilitates the analysis and evaluation of fiscal policy in Chile, which, since 2000, has focused on achieving a structural budget surplus, thus ensuring the existence of counter-cyclical fiscal policy in a framework of robust fiscal accounts.

FOREIGN SHOCKS AND MONETARY POLICY TRANSMISSION IN CHILE

Eric Parrado H.

This paper considers empirical evidence for a small open economy, characterizing and identifying the dynamic effects of foreign and monetary policy shocks on Chilean macroeconomic variables. A structural VAR approach is used with non-recursive contemporaneous restrictions. The analysis provides several interesting results. First, consistent with the predictions of a stochastic rational-expectations model, a domestic monetary contraction generates a temporary reduction of output and monetary aggregates. Second, there is no evidence of price and exchange rate puzzles. Third, the source of Chilean output, price level, and real exchange rate volatility is similar to that identified in industrial countries; monetary policy explains a relatively small fraction of output, price level, and exchange-rate variability. Finally, foreign monetary policy innovations have short-lived effects on domestic interest rates and have no major influence over other Chilean macroeconomic variables. However, risk premium shocks influence significantly both the interest rate and the exchange rate.

INFLATION FORECASTING IN CHILE

Francisco Nadal De Simone

This study estimates two models of Chilean inflation with time-varying parameters during the sample period 1990-1999. The first model is based on the Phillips curve and the second represents a small open economy with an inflation-targeting framework. The out-of-sample inflation forecasts of the two models are compared with the out-of-sample inflation forecasts produced by simple time series models à la *Box-Jenkins. The most important results are: inflation forecasts produced by models that include the official, pre-announced inflation target are better that those produced by models that do not include it; the Phillips curve model produces better out-of-sample forecasts than the small open economy model; although for the short run the simple Box-Jenkins models produce better out-of-sample forecasts than the Phillips curve model, their forecasting ability deteriorates rapidly in the medium term. In general, including Markov-switching in the two models does not help to explain a significant part of the conditional variance in the forecast error. It is important to stress, however, that as the monetary policy regime enters its steady state in 2001, the relative ranking of the inflation forecast models may change.*

BALANCE ESTRUCTURAL: LA BASE DE LA NUEVA REGLA DE POLÍTICA FISCAL CHILENA*

Mario Marcel C. **
Marcelo Tokman R. **
Rodrigo Valdés P. **
Paula Benavides S. **

I. INTRODUCCIÓN

Los gobiernos, analistas y observadores enfrentan dos dificultades centrales con relación al análisis y evaluación de la política fiscal. Por una parte, dado que la contabilidad gubernamental corresponde a un registro de fuentes y usos de fondos, los agregados fiscales resultan de convenciones acerca de qué partidas se clasifican sobre o bajo la línea del balance. Como la incorporación o eliminación de cada partida de ingresos y gastos puede modificar sustancialmente los balances fiscales y su evolución en el tiempo, la interpretación respecto de la orientación y evolución de la política fiscal depende, fundamentalmente, de los criterios con los que dichos balances hayan sido construidos. Por otra parte, los gastos e ingresos públicos no dependen exclusivamente de las actuales decisiones de la autoridad presupuestaria. Muchos gastos no son, sino la expresión de compromisos legales o contractuales asumidos con anterioridad por el Estado, frente a los cuales el gobierno de turno tiene escaso o nulo control. Asimismo, importantes componentes del gasto público y, en especial, del ingreso, se ajustan automáticamente según la evolución de la coyuntura económica, quedando así sujetos a fluctuaciones que, lejos de expresar decisiones de política fiscal, reflejan fenómenos que sobrepasan la voluntad de la autoridad económica.

Respecto a esta segunda dificultad, la simultaneidad en los movimientos de las cuentas fiscales, originados en decisiones de política y en factores exógenos, genera evidentes problemas para la formulación e interpretación de la política fiscal. Si durante un período de contracción económica se produce un déficit, ¿es éste el resultado de una política deliberadamente expansiva o de la declinación en la base tributaria por factores ajenos al control de la autoridad?, ¿hasta dónde se pueden gastar las holguras fiscales que genera el crecimiento?, ¿cuán compatible es el presupuesto con las metas de la política macroeconómica?, ¿cuán transitorios son los déficit fiscales?, ¿qué presión generarán las actuales decisiones de gasto sobre las finanzas públicas en el mediano plazo? Éstos son problemas relevantes no sólo para los economistas. La dirección de la política fiscal y la preocupación por las finanzas gubernamentales ocupan hoy un lugar central en el debate público en todos los países.

Aunque las preguntas sobre la dirección y el impacto de la política fiscal pueden ser eventualmente respondidas mediante el uso de modelos macroeconómicos o ejercicios de simulación, ello no es suficiente. Si el éxito de la política económica depende, en último término, de la generación de cierto "sentido común" de responsabilidad fiscal, que se extiende más allá del reducido mundo de las autoridades económicas, es necesario contar con formas más simples y directas de presentar los problemas, alternativas y límites de la política fiscal.

Los agregados presupuestarios convencionales, como el déficit fiscal convencional, no responden satisfactoriamente a esta necesidad. El déficit fiscal es una medición *ex-post* de la operación financiera del sector público durante un período determinado. Variables como la actividad económica, la inflación, el tipo de cambio o las tasas de interés determinan, en gran medida, la evolución de la recaudación tributaria y de algunas partidas de gasto. Mientras el

* *Los autores desean expresar un muy especial agradecimiento a A. Arenas, J. Guzmán, H. Hernández, V. Lara, G. Morales, C. Martínez, J. Rodríguez, B. Villena y M. E. Wagner por sus valiosos aportes y comentarios. El trabajo también se vio enriquecido por los comentarios y observaciones de J. P. Arellano, V. Corbo, G. Larraín, M. Marfán, J. Ramos y J. Vial a versiones preliminares presentadas en seminarios desarrollados en ILADES y en el Departamento de Economía de la Universidad de Chile. Los autores desean también agradecer los comentarios institucionales recibidos del Banco Central y del Fondo Monetario Internacional, así como los comentarios de dos árbitros anónimos. Correspondencia a mtokman@dipres.cl.*

** *Ministerio de Hacienda.*

interés de los analistas y de los agentes económicos se centra en la política fiscal, los agregados presupuestarios convencionales se ven habitualmente dominados por la operación de estos factores exógenos, sin que puedan distinguirse los movimientos cíclicos o transitorios de los cambios más permanentes derivados de intervenciones de la autoridad.

Para poder extraer conclusiones sobre la orientación y resultados de la política fiscal, es conveniente distinguir los componentes exógenos y transitorios del componente discrecional o de política en la evolución de los agregados fiscales. Para que estas conclusiones tengan una utilidad práctica en la formulación, análisis y evaluación de la política fiscal, es necesario, además, que dicha separación se exprese en indicadores simples y comprensibles para el público en general.

En el transcurso de los años, los economistas han desarrollado diversos métodos para lograr estos objetivos. Parte importante de estos esfuerzos se han traducido en la construcción de indicadores de política fiscal, los que varían en su elaboración y resultados, según los objetivos que pretenden cumplir.[1] Tales objetivos pueden agruparse en cinco grandes categorías: (i) identificar la política fiscal, (ii) evaluar el impacto macroeconómico de la política fiscal, (iii) evitar un sesgo procíclico en el manejo de las finanzas públicas, (iv) reforzar la disciplina fiscal, y (v) asegurar la continuidad y estabilidad en el manejo de las finanzas públicas. Estos objetivos no siempre son compatibles entre sí. En particular, la relativa simplicidad requerida de los indicadores impone limitaciones al contenido analítico de los mismos. Esto explica que se cuente con una amplia gama de técnicas e indicadores que han ido surgiendo en distintos momentos y circunstancias, según las necesidades de los tiempos y de los objetivos de sus autores.

Los desafíos que plantea la medición y evaluación de la política fiscal tienen especial relevancia para los países en desarrollo. Las finanzas públicas en dichos países tienden a ser más volátiles y vulnerables frente a fenómenos externos. Se trata de países que tienden a estar más expuestos a vuelcos en las percepciones externas sobre su desempeño económico, y que, por lo tanto, requieren de un esfuerzo muy significativo para asegurar consistencia y credibilidad en su conducción macroeconómica.

Este es el caso de Chile, que ha basado buena parte de la confianza acumulada en los mercados, en un manejo prudente de las finanzas públicas. El desarrollo de un conjunto adecuado de indicadores de política fiscal permite al país profundizar esa confianza sobre la base de mayor transparencia. En este contexto, el aporte del presente trabajo es que desarrolla la metodología de cálculo del balance estructural para el sector público chileno. Esta metodología permite hacer frente a las dos dificultades mencionadas en relación con el análisis y evaluación de la política fiscal. Por un lado, efectúa ajustes contables para que las cuentas fiscales reflejen adecuadamente el concepto de variación patrimonial neta (VPN). Por otro, el indicador desarrollado aísla los cambios en la política fiscal asociados a los factores exógenos más relevantes en el caso chileno, reflejando así el balance presupuestario que hubiese existido si la economía se hubiese ubicado en su trayectoria de mediano plazo.

Pero la contribución del indicador del balance estructural va mucho más allá de proveer información para el análisis de la política fiscal, ya que constituye la herramienta esencial para la formulación de la política fiscal de mediano plazo en Chile. En efecto, a partir del año 2000 la política fiscal comenzó a ser guiada con una regla basada en este indicador, usando la cifra de 1% del producto interno bruto (PIB) como objetivo de superávit estructural.

Por su carácter público y anunciado, esta regla provee de un ancla de credibilidad a la política fiscal, lo que significa que los agentes económicos saben cuál será la reacción de política fiscal ante cambios en el entorno macroeconómico. Esta posibilidad de predicción genera confianza y espacio para aprovechar el carácter contracíclico de la regla. De otra manera, es muy difícil para los agentes económicos distinguir entre una legítima reacción de política macroeconómica y una expansión de corte más populista. Cabe recordar que una eventual pérdida de credibilidad en la política fiscal puede llegar a ser dramáticamente contractiva a través de la alteración de las tasas de interés de largo plazo y/o del riesgo país.

[1] *Marcel* et al. *(2001) presenta una revisión de los distintos indicadores de política fiscal.*

Por construcción de la regla, la política fiscal es contracíclica, ya que permite la operación de los estabilizadores automáticos: mientras los ingresos fiscales fluctúan con el ciclo económico, la expansión del gasto es más suave siguiendo la evolución de la capacidad productiva de la economía. Así, la regla implica que en la fase expansiva del ciclo, el fisco tenga un superávit convencional más elevado y en la fase recesiva, uno menor o un moderado déficit. Ésta, justamente, es la razón de la propiedad contracíclica de la política, y tiene la gran virtud de limitar la necesidad de cambios abruptos de política en los extremos del ciclo. Por ejemplo, disminuye la probabilidad de tener que realizar un ajuste fiscal violento ante un brusco cambio de condiciones externas, ya que los niveles de gasto no se expanden ni contraen excesivamente en tiempos de bonanza o en tiempos recesivos, respectivamente.

En comparación a reglas alternativas de política, como la mantención de un balance convencional constante, o la orientación del aumento del gasto de acuerdo con la expansión proyectada del PIB, el objetivo de balance estructural permite que los ciclos económicos sean menos pronunciados.

Por otra parte, la meta del superávit estructural de 1% del PIB permite asegurar una dinámica de acumulación de activos que hará posible hacer frente a compromisos futuros del sector público, que crecen a una tasa mayor que los ingresos fiscales y a gastos por pasivos contingentes. Dentro de esta última categoría, los más relevantes son las garantías de ingreso mínimo en concesiones, los originados en demandas judiciales contra el fisco y la garantía de pensiones mínimas en el sistema de pensiones. A éstos deben agregarse posibles pérdidas por parte del Banco Central.

Además de los beneficios señalados, la definición de un objetivo explícito de política fiscal, junto a los cambios en la política monetaria y cambiaria del Banco Central, significan un nuevo marco para la política macroeconómica. Por el lado de la política monetaria, el Banco Central orienta su instrumental hasta mantener la inflación en un rango simétrico de 2 a 4%, centrando su atención en la inflación subyacente para el horizonte de 1 a 12 meses y en la inflación total en el horizonte de 13 a 24 meses. Esta política se lleva a cabo en un marco de flotación libre del tipo de cambio y de creciente integración al mercado financiero internacional. Este nuevo diseño macroeconómico es especialmente moderno y eficiente. Por un lado, combina un marco de objetivos y reglas conocidas y predeterminadas con grados crecientes de transparencia, permitiendo que las decisiones de política sean más predecibles por los agentes económicos, disminuyendo la incertidumbre y aumentando la credibilidad. Por otro lado, entrega espacio para que existan políticas estabilizadoras del ciclo económico. Además, el objetivo de superávit estructural, junto a la libre flotación del tipo de cambio, facilita la coordinación entre la política monetaria y la política fiscal.

De esta manera, la adopción de la regla de política fiscal, basada en el balance estructural, permite fortalecer las finanzas públicas y modernizar el marco macroeconómico del país. Este documento presenta la metodología de cálculo del indicador de balance estructural utilizado en la regla fiscal. Así, la sección II describe la metodología empleada en la elaboración del indicador, en tanto que la sección III analiza los resultados de la aplicación de esta metodología para el período 1987-2000. En la sección IV se incluyen algunas consideraciones sobre el uso del balance estructural para el análisis *ex–ante* de la política fiscal y su empleo en la formulación de la regla de política. Finalmente, en la sección V se presentan algunas consideraciones metodológicas.

II. El indicador de Balance Estructural del Sector Público de Chile: Aspectos Metodológicos

Una de las características de la conducción de la economía chilena, a lo largo de los últimos 15 años, ha sido la disciplina en el manejo de las finanzas públicas. Prueba de ello es la generación de superávit fiscales por 14 años, y la reducción de la deuda pública desde 47.2% del PIB en 1990, a sólo 14.8% en el 2000.

En buena medida, estos logros se derivan de la institucionalidad presupuestaria vigente en Chile, la que le asigna clara responsabilidad al Ejecutivo en el manejo de las finanzas públicas. La experiencia internacional tiende a confirmar esta apreciación, al constatar una importante correlación entre el grado

de jerarquización de la institucionalidad presupuestaria y los resultados de la política fiscal.[2] No obstante, en países con regímenes presupuestarios muy jerarquizados, la evolución de la política fiscal está también sujeta a importantes grados de incertidumbre, pues ésta depende crucialmente del compromiso de un conjunto relativamente pequeño de autoridades. Las mismas facultades que le permiten a un Ministro de Hacienda fuerte controlar las finanzas públicas, podrían permitirle a uno débil, ceder ante las presiones políticas o ante la tentación populista. Incluso, si estas últimas no son las intenciones de las autoridades, la sola posibilidad de que ellas actúen irresponsablemente, sin contrapesos, impide que la economía logre anticipar plenamente los beneficios de la prudencia fiscal futura en la forma, por ejemplo, de menores costos de endeudamiento.

Una forma de superar estas limitaciones es estableciendo reglas que guíen la conducción de la política fiscal en el futuro, y que sirvan de punto de referencia para la rendición de cuentas de las autoridades por las atribuciones que les han sido asignadas. Un número creciente de países ha ido adoptando este tipo de reglas en los últimos años, siendo el caso más conocido el de las reglas de convergencia fiscal del Tratado de Maastricht, las que establecen un límite máximo al déficit fiscal y al tamaño de la deuda pública para los países integrados a la Unión Monetaria Europea.

No obstante, para que una regla de política fiscal logre el objetivo deseado, es necesario que contenga un grado suficiente de flexibilidad como para que los cambios en el entorno externo no se traduzcan en una secuencia interminable e impredecible de excepciones, o incentiven el uso de resquicios. Así, por ejemplo, la regla que postula un déficit anual balanceado, tendría serias dificultades para aplicarse en períodos de recesión o sobrecalentamiento de la economía, y de hacerlo, profundizaría el propio ciclo económico;[3] y de establecerse excepciones para tales casos, se requeriría definir cuándo y en qué magnitud podría violarse la regla.

Usar un indicador de política fiscal, que ajuste por el efecto del ciclo económico y otros factores exógenos relevantes, permitiría resolver estos problemas, focalizando la regla de política en el componente discrecional del presupuesto. Los indicadores de política fiscal pueden, de este modo, proporcionar el equilibrio entre transparencia, flexibilidad y rigurosidad que se requiere para la formulación de reglas de política fiscal creíbles y eficaces.[4]

Del conjunto de indicadores posibles que permiten ajustar por el efecto del ciclo económico y otros factores exógenos, el Gobierno de Chile ha recurrido al indicador del balance estructural para la formulación de una regla destinada a orientar la conducción de la política fiscal. Se ha optado por este indicador de metodología simple, ampliamente conocida y aplicada en los últimos años en los países desarrollados,[5] ya que permitirá aumentar la transparencia, credibilidad y eficacia de la política fiscal. Adicionalmente, a diferencia de otros países en desarrollo, las características de las finanzas públicas en Chile —amplia base tributaria, indización de buena parte de los ingresos fiscales y bajos niveles de endeudamiento— garantizan la viabilidad de la construcción y utilización de este indicador.

1. Definición

Para el cálculo del indicador del balance estructural del sector público de Chile (BESP), se han seguido los criterios utilizados por el Fondo Monetario Internacional (FMI) para la estimación de balances estructurales en los países desarrollados, que son incluidos regularmente en el *World Economic Outlook*.[6] A la metodología estándar seguida por este organismo, se le han realizado dos ajustes para dar cuenta de las características propias del sector público

[2] *Para un análisis de los estudios disponibles sobre la materia, véase Marcel (1997).*

[3] *Para una descripción de los problemas asociados a la aplicación de la regla de balance fiscal balanceado, veáse Alesina y Perotti (1999).*

[4] *Indicadores de este tipo han sido construidos para diversos países de América Latina en el marco metodológico del trabajo de Marshall y Schmidt-Hebbel (1988).*

[5] *La metodología del balance estructural ha buscado seguir criterios estandarizados que hagan posible su seguimiento. Sin embargo, se reconoce que este indicador puede sacrificar información adicional relevante para el diseño de la política fiscal. Parte de estas deficiencias o de los aspectos no contemplados en los objetivos de este indicador están cubiertos, no obstante, en las demás herramientas de apoyo a la política fiscal, como es el caso de las proyecciones financieras de mediano plazo.*

[6] *La metodología para el cálculo del balance estructural seguida por el FMI, y utilizada como base de este documento, se describe en Hagemann (1999). Como puede observarse en Giorno* et al. *(1995), esta metodología es equivalente a la utilizada por la OECD (Organization for Economic Cooperation and Development).*

chileno: (i) no se han efectuado ajustes por el ciclo económico en los gastos, debido a la ausencia de programas de gasto que respondan automáticamente a dicho ciclo, y (ii) se ha agregado un ajuste específico para los ingresos provenientes del cobre, por tratarse de una fuente importante de ingresos fiscales, originada en la explotación de un producto primario cuyo precio exhibe reversión a la media.

El BESP refleja el balance presupuestario que hubiese existido en el Gobierno Central si la economía se hubiese ubicado en su trayectoria de mediano plazo, abstrayendo de los factores coyunturales que inciden en las finanzas públicas. Este concepto se sustenta en el supuesto de que el producto evoluciona en torno a una trayectoria subyacente, que refleja esencialmente la tasa de crecimiento potencial de largo plazo de la economía, y que está sujeto a *shocks* permanentes y temporales de diversas magnitudes. Los *shocks* permanentes, como por ejemplo, cambios tecnológicos significativos, generan efectos persistentes en la trayectoria de tendencia del producto. Por su parte, los *shocks* transitorios, por definición, se disipan en el tiempo, por lo que sucesivos *shocks* temporales negativos y positivos se traducen en movimientos cíclicos del producto efectivo respecto del producto potencial. La estimación del BESP se basa en la cuantificación de estas desviaciones cíclicas y en la estimación de la sensibilidad del presupuesto fiscal a estas fluctuaciones. A esta estimación se incorpora la cuantificación de las desviaciones cíclicas del precio del cobre respecto de su tendencia, y su consiguiente impacto en los ingresos fiscales.

El BESP refleja el monto que los ingresos y gastos fiscales alcanzarían si el producto estuviese en su nivel potencial y el precio del cobre fuese el de mediano plazo; por lo tanto, excluye los efectos cíclicos y aleatorios de dos factores de principal importancia en el caso chileno: la actividad económica y el precio del cobre. En contraste, el balance convencional incluye el efecto de una coyuntura que puede ser favorable o desfavorable, dificultando la interpretación de los resultados fiscales en un horizonte de mediano plazo. En este sentido, el primer objetivo de ajustar las cuentas fiscales a las fluctuaciones en la actividad económica es contar con una medida de la situación fiscal estructural que se pueda utilizar como una herramienta de orientación de mediano plazo de la política fiscal.

La cobertura institucional, aplicada en la construcción del BESP, es la del Gobierno Central. Éste incluye un conjunto de instituciones que están sometidas a las mismas normas de planificación y ejecución presupuestaria y que guardan, en este sentido, una estrecha relación de dependencia con el Ejecutivo. El Gobierno Central abarca las instituciones centralizadas (ministerios), las entidades estatales autónomas (Congreso Nacional, Poder Judicial, Contraloría General y otras) y las instituciones públicas descentralizadas (servicios públicos), todas las cuales se incluyen en la Ley de Presupuestos del Sector Público. Si bien en esta cobertura se excluyen las empresas públicas, las municipalidades, las universidades estatales y el Banco Central, gran parte de la influencia de la política fiscal, ejercida a través de estas instituciones, está representada por las transferencias desde o hacia estos organismos, que se incluyen en las cuentas del Gobierno Central.

Por último, cabe advertir que si bien el BESP elimina factores exógenos incidentes en las cuentas fiscales, no puede considerarse como un indicador exhaustivo de discrecionalidad de la política fiscal. El BESP para Chile se ha obtenido eliminando el efecto de las fluctuaciones cíclicas de la actividad económica y del precio del cobre en los agregados fiscales, las cuales representan factores exógenos que no están bajo el control de la autoridad. No obstante, una vez eliminados estos efectos cíclicos, el remanente estará determinado tanto por las decisiones de política como por otros factores exógenos no ajustados. Este es el caso de la evolución de los agregados fiscales determinada por la inercia propia de algunas partidas presupuestarias, como por ejemplo, las pensiones de vejez o los compromisos de arrastre de inversiones que pueden provenir de años anteriores, que no corresponden necesariamente a decisiones de política de la autoridad actual. Igual cosa ocurre con el servicio de la deuda ante variaciones en las tasas de interés, que no está bajo el control de la autoridad fiscal, o con *shocks* fiscales determinados por fenómenos puntuales transitorios, como la aplicación de una sentencia judicial o el efecto de un desastre climático sobre el cumplimiento tributario. La obtención de un componente discrecional "puro" requeriría de la estimación de la totalidad de los factores exógenos que afectan a los agregados fiscales, lo que resultaría complejo por la enorme cantidad de factores exógenos y supuestos involucrados.

Por esto, al momento de construir el indicador de BESP para Chile, hemos optado por el camino más pragmático, seguido también por otros países, de sustraer sólo los elementos exógenos de mayor incidencia sobre las cuentas fiscales. Al hacerlo, debemos reconocer que la evolución de dicho indicador no sólo responderá a decisiones autónomas de la autoridad, sino que reflejará todas las demás fluctuaciones del balance fiscal, dadas por factores distintos de los ciclos económicos y del precio del cobre.

En términos prácticos, la estimación del BESP para Chile se desarrolla en tres etapas, que se detallan a continuación. Primero se efectúan los ajustes contables necesarios para lograr un balance fiscal que provea una base más apropiada para la construcción del BESP. Luego, sobre la base de este balance corregido, se estima el impacto de la evolución cíclica de la actividad económica y del precio del cobre en los agregados fiscales. Finalmente, el BESP se estima sustrayendo ambos componentes cíclicos del balance corregido.

2. Agregados Fiscales Relevantes: Ajustes al Balance Convencional

Existen agregados fiscales alternativos con distinto significado, definidos según dónde se ubica la línea que separa las causas del déficit de sus fuentes de financiamiento. La medida del déficit utilizada en la construcción del BESP para Chile está basada en el concepto de variación patrimonial neta del sector público (VPN), que considera como determinantes del déficit (sobre la línea) todas aquellas operaciones que modifican la situación patrimonial del sector público. A su vez, considera como financiamiento (bajo la línea) las transacciones netas de activos del sector público con el sector privado, aun cuando éstas no constituyan propiamente deuda pública. La diferencia del agregado basado en el concepto de VPN, al cual en este documento se le denomina balance ajustado, con el déficit convencional, conocido como necesidad de financiamiento del sector público (NFSP), está en que la colocación neta de préstamos y la venta de activos del sector público se consideran bajo la línea, esto es, como parte del financiamiento de las operaciones del Gobierno Central[7].

Para entender esta opción, es importante recordar que uno de los objetivos propuestos para el uso de este indicador es situar el análisis de la política fiscal en una perspectiva de mediano plazo y promover la disciplina fiscal. Las operaciones excluidas en el concepto de VPN tienen características similares a las de otras operaciones financieras registradas bajo la línea en el déficit convencional, esto es, se trata de operaciones que por sí solas no incrementan o reducen la disponibilidad de recursos públicos en el mediano plazo y que, por lo tanto, no tienen como contrapartida una inyección o absorción de recursos que afecten el gasto privado, sino que más bien inciden sobre la composición de su cartera. Si la venta de activos rentables o la reducción de préstamos públicos al sector privado reducen los ingresos fiscales futuros, es importante que dicho efecto aparezca reflejado en los indicadores. Si estas operaciones se consideran como ingresos sobre la línea, como en el balance presupuestario convencional, el efecto es exactamente opuesto.

El balance ajustado, que se acerca al concepto de VPN, se obtiene realizando una serie de ajustes y correcciones al balance presupuestario convencional del Gobierno Central. En primer lugar, se excluyen del balance presupuestario convencional las partidas de recuperación de préstamos, venta de activos financieros, compra de títulos y valores y concesión de préstamos, ya que por sus características no representan un flujo de ingresos o gastos, sino un cambio en la composición de los activos o pasivos del Gobierno. Asimismo, como la contabilidad presupuestaria convencional excluye del balance fiscal las variaciones del Fondo de Compensación del Cobre (FCC) y del Fondo de Estabilización de Precios del Petróleo (FEPP), para incorporar dichas variaciones en el balance ajustado se efectúan los ajustes necesarios. Por último, se modifica la forma en la cual se contabiliza el pago de bonos de reconocimiento, y se sustraen de los ingresos del Gobierno Central las ganancias de capital provenientes de privatizaciones. El cuadro 1 muestra los ajustes contables realizados para obtener el balance ajustado a partir del balance convencional para el período 1987-2000, y, a continuación, se fundamentan brevemente dichos ajustes.[8]

[7] *Una aplicación estricta del concepto de VPN exigiría tres condiciones adicionales a las cuentas fiscales: (i) operar sobre una base devengada; (ii) registrar el costo de capital o depreciación, y (iii) cuantificar el efecto de la valorización o depreciación de activos financieros. La contabilidad pública chilena aún no permite, sin embargo, tales ajustes.*

[8] *Para una descripción más completa ver Marcel* et al. *(2001).*

CUADRO 1

Series para el Ajuste del Balance Efectivo: 1987-2000

(millones de pesos de cada año)

Año	Compra de títulos y valores	Recuperación de préstamos	Concesión de préstamos	Uso del FEPP	FCC	Ingresos de privatizaciones incluidos en venta activos financieros	Venta de activos financieros total	Renta inversiones	Bonos de reconocimiento	Intereses BR
1987	3,804	32,885	24,875	0	21,153	0	56,336	0	18,490	78,433
1988	3,227	36,922	41,483	0	179,867	104,437	105,441	0	25,115	91,856
1989	903	40,570	64,896	0	281,867	89,569	93,330	0	31,199	115,647
1990	195	50,087	57,791	0	215,445	47,765	49,695	0	46,293	152,253
1991	381	64,860	75,495	21,274	81,473	24,178	38,418	0	53,276	186,568
1992	4,608	77,805	121,462	-4,137	40,148	16,648	55,566	0	75,233	216,591
1993	2,120	101,730	108,676	-12,089	-35,191	12,725	35,620	0	110,950	248,720
1994	4,479	114,854	122,443	-11,047	36,228	7,700	33,202	0	143,291	275,011
1995	1,519	135,103	120,115	2,702	278,719	2,809	43,529	0	178,953	299,436
1996	3,442	147,532	144,223	18,824	77,960	925	14,413	0	210,369	318,589
1997	26,704	153,206	180,184	17,368	43,784	55	13,340	0	259,933	332,805
1998	5,437	154,213	193,982	-47,074	-161,553	142	25,934	0	303,754	338,006
1999	29,224	152,396	147,769	60,443	-233,779	1,186	19,812	75,522	368,807	328,831
2000	4,115	126,176	200,648	184,743	-63,935	0	12,224	359,313	415,935	317,823

Fuente: Dirección de Presupuestos.

En el balance fiscal convencional, las partidas Compra de Títulos y Valores, Venta de Activos Financieros, Recuperación de Préstamos y Concesión de Préstamos se registran sobre la línea. Sin embargo, al construir el balance ajustado, basado en el concepto de VPN, estas partidas deben registrarse bajo la línea, ya que corresponden sólo a cambios en la composición de los activos o pasivos del gobierno y no a flujos de ingresos ni de gastos.

En el mismo sentido, se han corregido los ingresos por privatizaciones, ya que la venta de empresas públicas, al igual que la venta de otros activos, equivale a un cambio en la composición de los activos del Estado. Por ello, para obtener el balance ajustado, los ingresos provenientes de las privatizaciones también se registran bajo la línea.[9] Para la parte de los ingresos que corresponde al valor libro de las empresas, resulta evidente que no constituyen un cambio patrimonial.

Sin embargo, el caso de los ingresos correspondientes a ventas por sobre el valor libro requiere una discusión respecto al concepto de ganancia de capital, al momento en el cual se genera, y su relación con una contabilidad basada en el concepto de VPN. En principio, el concepto de VPN debería incluir las ganancias o pérdidas de capital de los activos del sector público, y dicho registro debería efectuarse al momento en que se generan (o devengan) dichas ganancias o pérdidas. Sin embargo, la contabilidad convencional, que es en base caja y registra la ganancia de capital como la diferencia entre el valor de mercado y el valor libro, genera dos serias distorsiones. Primero, se subordina el concepto económico de ganancia de capital a un valor libro de empresas públicas que rara vez corresponde a su valor económico. Y segundo, registra la variación patrimonial que ha experimentado la empresa durante muchos años en sólo un año, el año de la venta. Para evitar estas distorsiones, y por tratarse de ingresos que son claramente identificables como ingresos por una sola vez, se contabiliza la totalidad de los ingresos por privatizaciones bajo la línea.

Por otra parte, se ha ajustado la contabilización del FCC y del FEPP. El tratamiento contable convencional de estos dos fondos es compatible y coherente con las funciones para las cuales fueron diseñados: aislar parcialmente los ingresos fiscales disponibles de las fluctuaciones cíclicas en el precio del cobre, en el caso del FCC, y suavizar las fluctuaciones de los precios domésticos del petróleo y sus derivados, en el caso del FEPP. Sin embargo, el tratamiento convencional no es apropiado para reflejar adecuadamente los cambios patrimoniales del Gobierno.

En efecto, el balance convencional registra sólo los ingresos del cobre netos del FCC —traspasos brutos de CODELCO, deducidos los depósitos o sumados los giros devengados al fondo—,[10] pero para obtener el balance ajustado, deben registrarse los traspasos brutos de CODELCO al Gobierno Central. Por ello, al balance convencional se le suman los depósitos y se le restan los giros del FCC.

Por su parte, cuando los precios de paridad de los combustibles oscilan fuera de los límites de referencia de la banda de precios establecida por ley, el funcionamiento del FEPP se traduce en impuestos y créditos fiscales que no son incluidos en el presupuesto convencional. Sin embargo, en atención al evidente impacto sobre el patrimonio neto del Gobierno Central, tales movimientos en el uso del FEPP se registran, al igual que el resto de los impuestos y subsidios fiscales, sobre la línea al construir el balance ajustado.

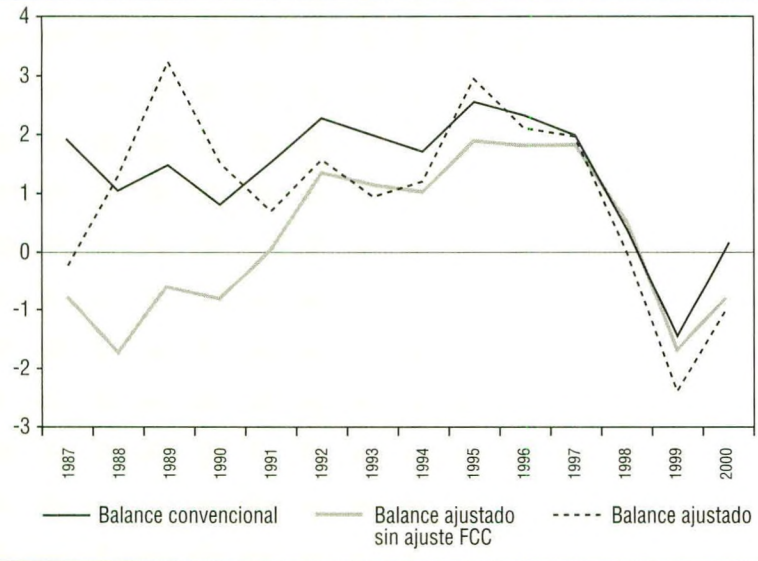
Finalmente, se ha adaptado la contabilidad de los Bonos de Reconocimiento. Estos representan el compromiso del Estado con aquellas personas que, habiendo registrado cotizaciones en el antiguo sistema, se cambiaron al sistema de capitalización individual. En el momento en que los beneficiarios cumplen los requisitos para jubilar, los bonos son liquidados por las Administradoras de Fondos de Pensiones (AFP) y el Estado, a través del Instituto de Normalización

[9] *La mecánica contable de este ajuste depende del período bajo análisis. Ello, porque el tratamiento contable fue modificado en 1999. Antes de ese año, la norma general era registrar todos los ingresos percibidos por la venta de empresas públicas bajo la línea, y, excepcionalmente, se registraron sobre la línea las ventas realizadas por motivos políticos. A partir de 1999, se registran bajo la línea los ingresos por privatizaciones de la parte correspondiente al valor libro de la empresa y el resto de los ingresos se registra sobre la línea (renta de inversiones).*

[10] *Los ingresos del cobre netos comprenden los traspasos de CODELCO al Fisco (excedentes e impuestos), a los que se les han deducido los depósitos devengados del Fisco en el FCC. Estos no incluyen los traspasos de CODELCO a las Fuerzas Armadas por la Ley N° 13.196, los que tampoco se han incluido en el cálculo del balance estructural para no afectar su utilidad en el seguimiento de la Ley de Presupuestos, donde no están incorporados ni en los ingresos ni en su contrapartida en gastos.*

GRÁFICO 1

Evolución del Balance Ajustado
(% PIB)



período con un déficit de 0.8% del PIB. El balance convencional, por su parte, al excluir los significativos depósitos al FCC, arroja un panorama más estable con superávit que fluctúan entre 0.8% del PIB en 1990 y 2.6% del PIB en 1995. Posteriormente, se produce una reducción de éste, que se traduce en 1999 en un déficit de 1.5% del PIB, el que se revierte en el año 2000, finalizando el período con un superávit de 0.1% del PIB.

Las diferencias entre el balance convencional y el ajustado radican fundamentalmente en la importancia de los ingresos provenientes de las privatizaciones, los depósitos devengados al FCC y el ajuste en la metodología de registro de los bonos de reconocimiento. En el cuadro 2 se presenta la magnitud de cada uno de los ajustes, siendo los de mayor magnitud y volatilidad los depósitos devengados al FCC y los ingresos por privatizaciones. Por otra parte, el impacto del ajuste por bonos de reconocimiento, que alcanza una significativa magnitud a inicios del período, siendo superior a 1% entre 1987 y 1990, se reduce paulatinamente hasta cambiar de signo en el año 1999. Si bien durante el período bajo análisis la recuperación y la concesión de préstamos alcanzan individualmente una magnitud significativa, al considerar su efecto neto, su magnitud es menor y de mayor estabilidad que las partidas asociadas a las privatizaciones y al FCC. La importancia de los ajustes por FCC y por los ingresos por privatizaciones resulta evidente al observar lo que ocurre en 1988. Al efectuar el ajuste sin FCC, de un balance convencional de 1% del PIB se pasa a un déficit de 1.7% del PIB, lo que ocurre principalmente al sustraer los ingresos transitorios provenientes de las privatizaciones. Sin embargo, al incorporar los depósitos devengados al FCC, se obtiene un balance ajustado superavitario de 1.3% del PIB.

Previsional, realiza una transferencia a suma alzada, que se registra como gasto corriente en el balance convencional. La transferencia nominal que registra la contabilidad convencional involucra no sólo el gasto en intereses devengados en el período de liquidación, sino que también la amortización de la deuda original y los intereses devengados entre la fecha de emisión del bono y su liquidación. Por ello, para obtener el balance ajustado y reflejar más adecuadamente el concepto de VPN, se utiliza una metodología que considera sobre la línea sólo los intereses devengados en cada período por el *stock* de bonos de reconocimiento emitidos y no cobrados, dejando bajo la línea la amortización de la deuda.

Efecto de los ajustes contables

El resultado de los ajustes contables recién descritos se presenta en el cuadro 2 y en el gráfico 1. En este último puede apreciarse cómo los distintos agregados fiscales entregan visiones diferentes sobre la evolución de las finanzas públicas en el período. El balance ajustado muestra un sustancial aumento del superávit fiscal hasta alcanzar 3.2% del PIB en 1989, para luego decaer en 1990 y 1991, y experimentar una recuperación en 1992. Luego de permanecer durante dos años en torno a 1% del PIB, éste vuelve a sufrir un pronunciado incremento en 1995, año en el que comienza un deterioro hasta alcanzar un déficit de 2.4% del PIB en 1999. El déficit en el balance ajustado se revierte en el año 2000, cerrando el

Tratamiento de la inflación

Parte importante del esfuerzo en el cálculo de indicadores de política fiscal, realizado en otros países, se ha dedicado a ajustar por los efectos de la inflación

CUADRO 2

Ajustes Contables: 1987-2000

(porcentajes del PIB sobre la base de series no deflactadas)

NIVELES	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Ingresos Convencionales	27.4	25.0	23.7	21.8	23.2	23.9	24.0	23.2	22.9	24.0	23.8	23.5	23.0	24.1
- Recuperación de Préstamos	0.7	0.6	0.6	0.5	0.5	0.5	0.6	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5	0.4	0.3
- Ingresos de Privatizaciones	0.0	1.8	1.2	0.5	0.2	0.1	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.2	1.0
- Venta Activos Financieros[a]	1.2	0.0	0.1	0.0	0.1	0.3	0.1	0.1	0.2	0.0	0.0	0.1	0.1	0.0
+ Devolución Anticipada Impuestos	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.2
Ingresos Ajustados sin ajuste FCC	25.5	22.5	21.9	20.7	22.3	23.0	23.2	22.5	22.2	23.4	23.3	23.0	22.3	23.0
+ Depósitos Devengados al FCC	0.5	3.0	3.8	2.3	0.7	0.3	-0.2	0.2	1.1	0.3	0.1	-0.5	-0.7	-0.2
Ingresos Ajustados	25.9	25.6	25.7	23.1	23.0	23.3	23.0	22.7	23.3	23.7	23.5	22.5	21.6	22.8
Gastos Convencionales	25.5	23.9	22.2	21.0	21.6	21.6	22.0	21.5	20.3	21.7	21.9	23.1	24.4	24.0
- Compra de Títulos y Valores	0.1	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0	0.1	0.0
- Concesión de Préstamos	0.5	0.7	0.9	0.6	0.6	0.8	0.6	0.6	0.5	0.5	0.6	0.6	0.4	0.5
+ Uso FEPP	0.0	0.0	0.0	0.0	0.2	0.0	-0.1	-0.1	0.0	0.1	0.1	-0.1	0.2	0.5
- Bonos de Reconocimiento	0.4	0.4	0.4	0.5	0.4	0.5	0.6	0.7	0.7	0.7	0.8	0.9	1.1	1.1
+ Intereses Bonos de Reconocimiento	1.7	1.6	1.6	1.6	1.5	1.4	1.4	1.3	1.2	1.1	1.1	1.0	1.0	0.8
Gastos Ajustados	26.2	24.3	22.5	21.5	22.3	21.7	22.1	21.5	20.3	21.6	21.5	22.5	24.0	23.7
Balance Efectivo	1.9	1.0	1.5	0.8	1.5	2.3	2.0	1.7	2.6	2.3	2.0	0.4	-1.5	0.1
Balance Ajustado sin Ajuste FCC	-0.8	-1.7	-0.6	-0.8	0.0	1.3	1.1	1.0	1.9	1.8	1.8	0.5	-1.7	-0.7
Balance Ajustado	-0.3	1.3	3.2	1.5	0.7	1.6	0.9	1.2	3.0	2.1	2.0	0.0	-2.4	-0.8

a. Venta de Activos Financieros Neta de los Ingresos de Privatizaciones incluidos en la línea anterior.

sobre los flujos reales de ingresos y gastos públicos y sobre el valor real de la deuda pública. Los problemas que fundamentan la necesidad de dichos ajustes están ligados a economías en las que no se han desarrollado instrumentos de protección de los recursos fiscales ni instrumentos financieros contra la inflación. Sin embargo, éste no es el caso en Chile. Tras una experiencia inflacionaria de casi un siglo y tasas de inflación anual de dos dígitos por varias décadas, los agentes económicos, incluidos el Estado y el sector financiero, han desarrollado un amplio conjunto de mecanismos de indización. En el caso del sector público, desde la reforma de 1975, todos los créditos y débitos tributarios se expresan en una unidad común —la unidad tributaria mensual— que se ajusta mensualmente de acuerdo con la tasa de inflación del mes anterior. No existe en este caso, por lo tanto, la posibilidad de arrastre fiscal derivado de tramos tributarios nominales ni de efecto del tipo Olivera-Tanzi. En consecuencia, para todos los efectos prácticos no existen variaciones en los ingresos tributarios que puedan originarse en la inflación.

Los instrumentos financieros, por su parte, se encuentran mayoritariamente expresados en Unidades de Fomento, las que se reajustan diariamente de acuerdo con la inflación del mes anterior. De este modo, salvo contadas excepciones, las tasas de interés *ex-ante* son también tasas de interés reales, con lo que la inflación no tiene efectos sobre el valor real de la deuda pública, como los considerados en los estudios acerca de la materia para países desarrollados.

Los gastos públicos, en cambio, no se encuentran plenamente indizados como bajo el sistema de "presupuesto real", implementado en Gran Bretaña durante un breve período en los setenta. No obstante, una buena parte de ellos está sujeta a sistemas de reajustabilidad por inflación, en algunos casos, determinados por la ley.[11] El mismo presupuesto es elaborado sobre la base de inflactores que consideran la inflación esperada para el año. En estas circunstancias, y tomando en cuenta la larga experiencia inflacionaria del país, los efectos de la inflación sobre los gastos reales pueden interpretarse en la aplicación de indicadores de política fiscal como parte del componente discrecional, o no neutral.

Lo anterior significa que la aplicación de indicadores de política fiscal en Chile no requiere de ajustes adicionales por inflación, pudiendo calcularse éstos sobre la base de variables expresadas a precios corrientes o deflactadas por un índice común.

3. Ajuste por Nivel de Actividad y Ciclo del Cobre

De acuerdo con la metodología estándar internacional para la determinación del balance estructural, el siguiente paso consiste en eliminar el efecto de la evolución cíclica de la economía sobre los agregados fiscales. Para el caso particular del sector público chileno, donde el precio del cobre es un factor exógeno que también tiene un efecto significativo sobre los ingresos fiscales, se consideró necesario adaptar esta metodología.[12] Así, en la estimación del componente cíclico se consideraron dos componentes: el primero, es el impacto del ciclo económico sobre los ingresos tributarios en moneda nacional[13] y las imposiciones previsionales para la salud,[14] y el segundo, corresponde al impacto de las fluctuaciones cíclicas del precio del cobre sobre los ingresos fiscales del cobre.

En el caso de nuestra economía, se ha desestimado el componente cíclico de los gastos por no existir una relación significativa entre el gasto público y el producto. Esta relación se incluye en algunos países desarrollados a través de los gastos asociados al desempleo, como los desembolsos en subsidios de cesantía o beneficios para los desempleados. En el caso de Chile, estos beneficios no se encuentran desarrollados en una magnitud significativa, y, además, el subsidio de cesantía existente será reemplazado, a partir del 2002, por un seguro de cesantía en el cual el

[11] *Este es el caso, por ejemplo, de las pensiones y las subvenciones educacionales.*

[12] *Para una mayor discusión y un análisis estadístico de la significancia de las variables que determinan el ciclo en los ingresos fiscales ver Marcel* et al. *(2001).*

[13] *Para el cálculo del componente cíclico de los ingresos tributarios explicado por las fluctuaciones cíclicas del producto sólo son relevantes los ingresos tributarios en moneda nacional. Ello, porque los ingresos tributarios en moneda extranjera están dados principalmente por empresas mineras privadas y, por lo tanto, presentan una mayor correlación con el precio del cobre. Sin embargo, en el caso de estos ingresos existe una mayor dificultad para cuantificar su componente cíclico.*

[14] *Las imposiciones previsionales para pensiones se excluyen del cálculo del componente cíclico porque su evolución está determinada principalmente por la reforma al Sistema de Pensiones, que implica que éstas caerán continuamente hasta el cierre definitivo del sistema de reparto.*

aporte fiscal no dependerá de la tasa de desempleo.[15]

Componente cíclico de los ingresos tributarios y las imposiciones previsionales para la salud

El cálculo del componente cíclico de la actividad económica sobre los ingresos tributarios y las imposiciones previsionales para la salud, se realiza sobre la base de las estimaciones de producto potencial y de elasticidad producto de los ingresos tributarios y las imposiciones previsionales para la salud. Siguiendo la metodología estándar internacional, se utiliza la elasticidad producto en lugar de la elasticidad gasto de los ingresos tributarios y de las imposiciones previsionales, debido a que no es posible definir la cuenta corriente de estado estacionario y, por lo tanto, tampoco es posible definir el gasto de tendencia.

—Estimación del producto potencial

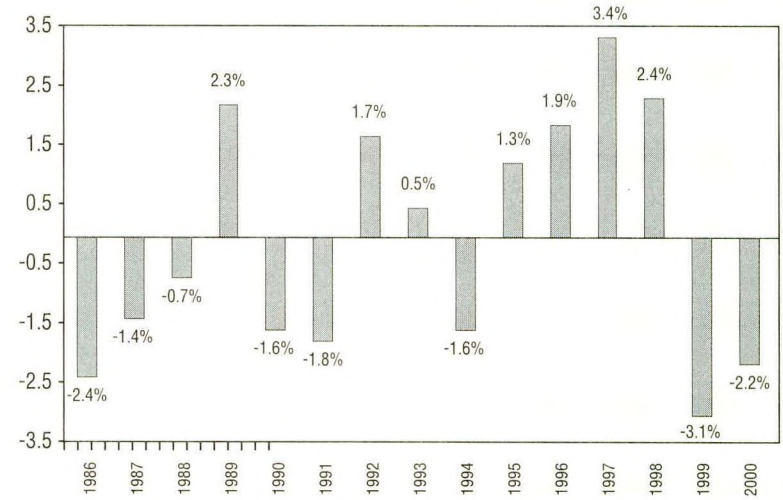
La serie de PIB potencial utilizada corresponde a las estimaciones realizadas por el Ministerio de Hacienda para la economía chilena en el período 1986-2006. En dicha estimación, basada en Roldós (1997) y descrita en mayor detalle en Marcel *et al.* (2001), se incluye la estimación de una función de producción y el cálculo del nivel de tendencia de los insumos de dicha función (incluyendo la productividad total de los factores).

Esta metodología de estimación del producto potencial, basada en la estimación de una función de producción, es la utilizada con mayor frecuencia por el FMI en los países desarrollados. La principal ventaja de esta metodología consiste en la existencia de una relación transparente entre el producto y la tendencia de los factores de producción y su productividad total (Hagemann, 1999).

Los resultados anuales para el período 1986-2000 se presentan en el gráfico 2, que muestra la brecha entre producto potencial y efectivo, estimada como porcentaje del producto efectivo.

GRÁFICO 2

Brecha de Producto Potencial: 1986-2000
(como % del PIB efectivo)[a]



a. Signo positivo implica producto sobre el potencial.

—Elasticidad Ingreso de la Recaudación Tributaria e Imposiciones Previsionales

Para obtener los parámetros requeridos para el cálculo del balance estructural, se supone la siguiente relación lineal:[16]

$$Log\ (Ingresos\ Tributarios\ Netos + Imposiciones\ Previsionales) = \alpha + \varepsilon\ log\ PIB. \quad (1)$$

La estimación del parámetro ε, requerido para la construcción del Balance estructural, se realiza utilizando series reales y desestacionalizadas.[17]

Adicionalmente, debido a la existencia de una serie de cambios estructurales ocurridos durante el período de estimación, se consideran varias estimaciones alternativas. En particular, se consideran estimaciones OLS para dos muestras distintas, una desde 1986-I a 2000-IV, y otra desde 1991-I a 2000-IV. La segunda

[15] *El diseño del nuevo seguro de cesantía se basa en un esquema de ahorro obligatorio, sobre la base de cuentas individuales de cesantía, complementado con un fondo solidario financiado con aportes del empleador y un apoyo suplementario del Fisco.*

[16] *Adicionalmente, debido a la existencia de un rezago en la tributación que se produce a raíz de la declaración anual de la renta en abril del año siguiente al ejercicio, se evaluó incluir como variable explicativa el PIB rezagado, pues la declaración anual depende del producto del período anterior. Ante esto, se estimó también la ecuación log Ingresos Tributarios Netos = a + b log* PIB_t *+ c log* PIB_{t-1}*. El parámetro c resultó no significativo, lo que se explica porque la mayor parte del impuesto a la renta se paga en el mismo año a través de pagos provisionales mensuales.*

[17] *La desestacionalización se realiza con el método X-11.*

muestra corresponde a un período de relativa invariabilidad tributaria. Además, se consideran estimaciones de máxima verosimilitud (método de Johansen) y Stock-Watson para la muestra más pequeña (1991-I a 2000-IV) y OLS aumentada con *dummies*, que toman el valor 1, luego de cada uno de los cambios tributarios principales, para la muestra completa (1986-I a 2000-IV).

El coeficiente estimado para la elasticidad producto es, en todas las estimaciones, robusto y algo mayor a 1. Para los cálculos que se presentan a continuación, y siguiendo con una aproximación conservadora, se ha optado por utilizar el valor 1.05, cifra que se encuentra en el rango inferior de las estimaciones realizadas.

Los ingresos tributarios más las imposiciones previsionales se descomponen en ingresos estructurales y en ingresos cíclicos. Los ingresos estructurales corresponden a los ingresos tributarios en moneda nacional más las imposiciones previsionales para la salud que hubiese recibido el Gobierno Central si el producto hubiese estado en su nivel potencial. Por su parte, los ingresos cíclicos corresponden a los ingresos que se originan por la diferencia entre el producto efectivo y el producto potencial.

El cálculo de los ingresos estructurales se realiza ajustando proporcionalmente los ingresos efectivos a la brecha entre el producto potencial y el producto efectivo. Esta proporción está determinada por la elasticidad producto estimada en la sección anterior.

$$T_{s,t} = T_t \left(\frac{Y_t^*}{Y_t} \right)^{\varepsilon}, \qquad (2)$$

donde

$T_{s,t}$ = Ingresos Tributarios más Imposiciones Previsionales Estructurales en el período t, T_t = Ingresos Tributarios más Imposiciones Previsionales Efectivos en el período t, Y^*_t = Producto Potencial en el período t, Y_t = Producto Interno Bruto en el período t y ε = Elasticidad producto de los ingresos tributarios e imposiciones previsionales.

El componente cíclico de los ingresos tributarios e imposiciones previsionales ($T_{c,t}$) se calcula como:

$$T_{c,t} = T_t - T_{s,t}. \qquad (3)$$

Componente cíclico de los ingresos del cobre

El componente cíclico de los ingresos del cobre se ha estimado considerando las ventas físicas de cobre de CODELCO y las fluctuaciones cíclicas del precio del cobre. Si bien el concepto es similar al utilizado en el mecanismo del FCC, los resultados obtenidos son distintos, pues este último, al funcionar por tramos, no incluye el impacto total de las fluctuaciones cíclicas del precio del cobre sobre los ingresos fiscales del cobre. En efecto, el FCC opera sobre la base de un precio de referencia que se determina en la Dirección de Presupuestos del Ministerio de Hacienda, de acuerdo con las proyecciones de largo plazo del precio del cobre.[18] El funcionamiento por tramos del FCC[19] impide capturar totalmente las fluctuaciones cíclicas de los ingresos del cobre, pudiendo existir un componente cíclico no capturado de magnitud significativa.

Por esta razón, el componente cíclico de los ingresos del cobre se estima a partir de la diferencia total entre el precio FOB de las exportaciones de CODELCO y el precio de referencia del FCC. Este último corresponde al precio de largo plazo del cobre refinado, ajustado por el descuento por calidad. La utilización del precio de referencia del FCC como precio de largo plazo para definir la tendencia de los ingresos del cobre, se contrastó con la utilización del promedio móvil de los últimos 10 años, siendo la primera una estimación más conservadora. Esto se observa en el gráfico 3, que describe la evolución del precio del cobre de la bolsa de metales de Londres (BML), el precio de referencia y el promedio móvil.[20]

El gráfico 4, que muestra la evolución trimestral de la senda de referencia del FCC y del precio FOB de las exportaciones de CODELCO en la década del

[18] *A contar del presupuesto para el 2002, el precio de referencia del cobre se determina por una comisión de expertos ajenos al Ministerio de Hacienda.*

[19] *Por los primeros US¢4 de diferencia entre el precio FOB de las exportaciones de CODELCO y el precio de referencia fijado, no se realizan giros o depósitos al fondo. Por los siguientes US¢6 de diferencia, se gira o deposita 50%, y por todo lo que exceda de los US¢10, se deposita o gira la totalidad*

[20] *La posibilidad de utilizar los precios futuro del cobre fue descartada, porque su evolución presenta un comportamiento altamente errático, similar al del precio* spot, *y porque adicionalmente CODELCO realiza gran parte de sus ventas al precio futuro, siendo para CODELCO parte de su precio corriente.*

noventa, permite apreciar su volatilidad y la importancia de incorporar las variaciones cíclicas del precio del cobre en la estimación del componente cíclico del presupuesto.

El componente cíclico trimestral de los ingresos del cobre se calcula como:

$$C_{c,q} = VF_q\left(PFOB_q - PREF_q\right), (4)$$

$$PFOB_q = PBML_q\left(1 - dcode\right), (5)$$

donde

$C_{c,q}$= Ingresos Cíclicos del Cobre en el trimestre q en millones de dólares, VF_q= Ventas Físicas de CODELCO en el trimestre q en unidades equivalentes de cobre refinado, $PFOB_q$ = Precio FOB de las Exportaciones de CODELCO en el trimestre q que corresponde al precio de la Bolsa de Metales de Londres ($PBML_q$), en centavos de dólar por libra de cobre refinado, menos el descuento aplicado por la calidad del Cobre ($dcode$) y $PREF_q$ = Precio de Referencia, dado por el precio de largo plazo del cobre refinado menos el descuento por calidad.

El cálculo del componente cíclico se realiza considerando los balances trimestrales de las ventas de CODELCO, incluyendo una corrección para transformar los ingresos de base devengada a base caja y hacerlos consistentes con las demás partidas del balance convencional, que son contabilizadas en base caja. Esta corrección se debe a la existencia de un desfase entre el momento en que CODELCO realiza las ventas de cobre y el momento en que traspasa los fondos al Tesoro Público. El ajuste realizado es similar al utilizado en el cálculo de los depósitos o giros al FCC que se incluyen en las estadísticas de las finanzas públicas. Esta aproximación consiste en considerar como ingreso efectivo de cada trimestre 66% del cálculo devengado en dicho trimestre y 34% del trimestre anterior. En resumen, los ingresos cíclicos del cobre efectivos anuales corresponden a lo expresado en la ecuación 6.

$$C_{c,t} = \left(0{,}34C_{c,-1} + C_{c,1} + C_{c,2} + C_{c,3} + 0{,}66C_{c,4}\right)TCN_t\,. \quad (6)$$

El componente cíclico anual de los ingresos del cobre

GRÁFICO 3

Evolución del Precio del Cobre Refinado
(centavos de dólar por libra)

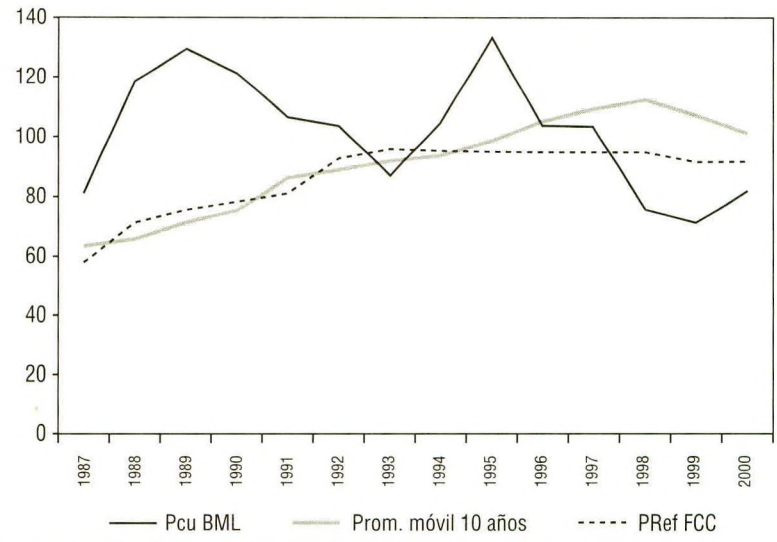


GRÁFICO 4

Evolución del Precio FOB de las Exportaciones de CODELCO y del Precio de Referencia del FCC
(centavos de dólar por libra)

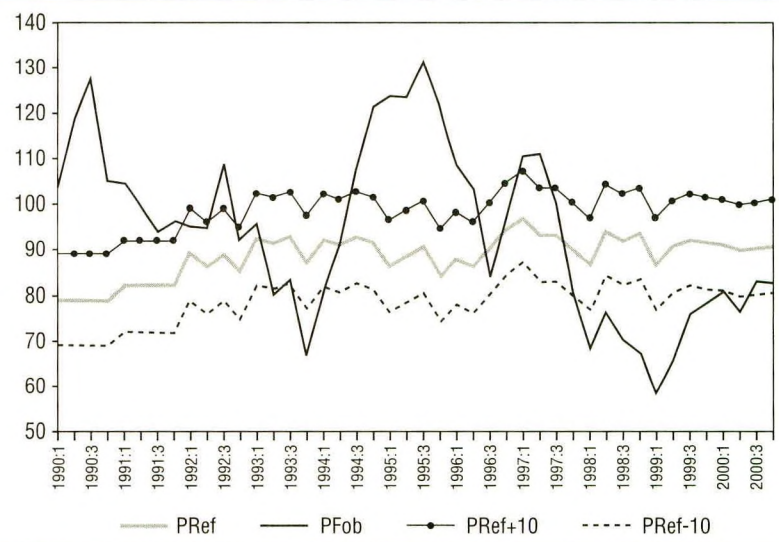
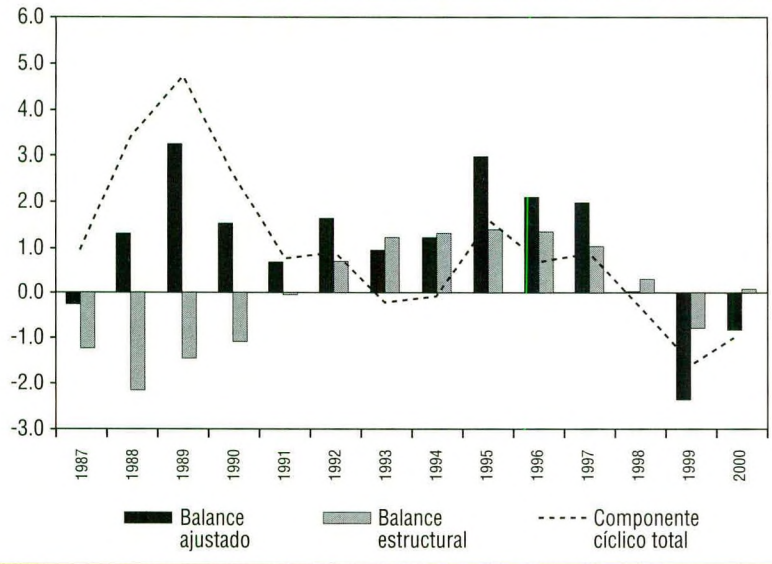


GRÁFICO 5

Evolución del Balance Estructural
(como % del PIB efectivo)



$C_{c,t}$, convertido a moneda nacional utilizando el tipo de cambio nominal promedio anual (TCN_t), considera 34% de los ingresos devengados en el cuarto trimestre del año t-1, la totalidad de los ingresos devengados en los tres primeros trimestres del año t y 66% del cuarto trimestre del año t.

Una vez calculado el componente cíclico anual efectivo de los ingresos del cobre $C_{c,t}$ y el componente cíclico de los ingresos tributarios, se puede obtener el balance estructural.

4. Cálculo del Balance Estructural

El balance estructural ($B_{s,t}$) se obtiene a partir del balance convencional (B_t), realizando los ajustes (A_t) de las partidas de bonos de reconocimiento, ingresos por privatizaciones, compra de títulos y valores, recuperación de préstamos, concesión de préstamos, FCC, FEPP, y restando los componentes cíclicos de ingresos tributarios e ingresos del cobre.

$$B_{s,t} = B_t + A_t - T_{c,t} - C_{c,t}\,, \tag{7}$$

$$BA_t = B_t + A_t\,, \tag{8}$$

$$B_{s,t} = BA_t - T_{c,t} - C_{c,t}\,, \tag{9}$$

donde BA_t corresponde al balance ajustado en el período t.

O alternativamente:

$$B_{s,t} = BA_t - T_t + \left(T_t \left(\frac{Y_t^*}{Y_t} \right)^{\varepsilon} \right) - C_t + C_{s,t}\,, \tag{10}$$

donde C_t corresponden a los traspasos brutos de CODELCO en el período t.

III. ESTIMACIÓN DEL BALANCE ESTRUCTURAL PARA EL PERÍODO 1987-2000

1. Estimación Base

La utilización del balance estructural, como indicador de la posición financiera del gobierno, facilita la interpretación de los resultados fiscales al cuantificar mediante un concepto objetivo la magnitud del impacto del ciclo económico sobre el balance presupuestario. Los resultados de la aplicación de la metodología anteriormente expuesta para el caso de Chile 1987-2000 se presentan en el gráfico 5 y en el cuadro 3.

La importancia de utilizar el indicador de balance estructural resulta evidente al comparar su evolución con la del balance ajustado y el balance convencional en el período 1987–2000. Por ejemplo, en el año 1989, a pesar de que se registró en la contabilidad convencional un superávit efectivo de 1.5% del PIB, si la economía hubiese estado en su nivel de producto potencial y el precio del cobre hubiese sido el de largo plazo, se habría registrado un déficit estructural de 1.5% del PIB. Las cuentas fiscales, ajustadas a la definición del VPN, muestran un superávit de 3.2%, el que se explica fundamentalmente por el elevado nivel de los depósitos devengados al FCC y por el efecto del ajuste a la serie de bonos de reconocimiento. Sin embargo, en tanto el balance convencional y el balance ajustado mostraban un saldo superavitario, estructuralmente las cuentas fiscales se encontraban con un déficit debido a una bonanza cíclica transitoria en los ingresos fiscales de dicho año. En 1989 los ingresos tributarios e imposiciones previsionales efectivos fueron superiores a su contrapartida estructural, ya que la economía se encontraba en un ciclo expansivo en que el producto efectivo superó significativamente al producto potencial. Adicionalmente, el precio del cobre fue muy superior a su precio de largo plazo. De hecho, hacia fines de 1988 y principios de 1989, el precio FOB de

CUADRO 3

Balance Estructural: 1987-2000

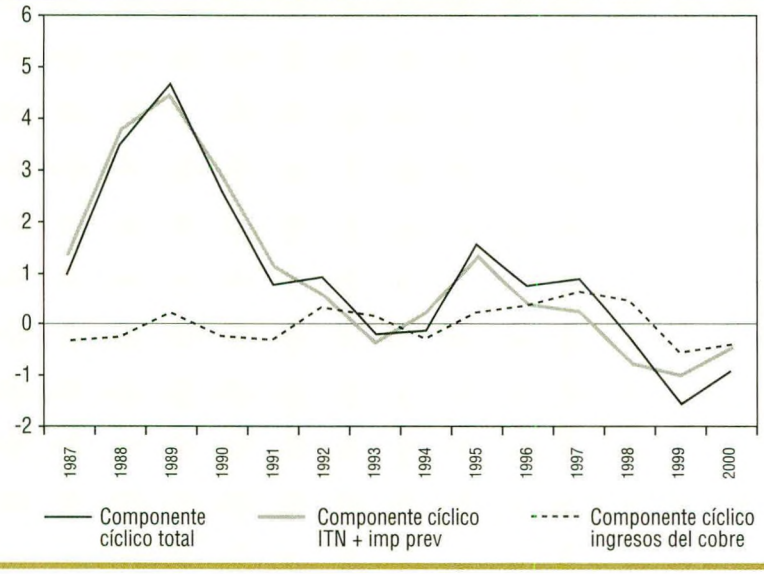
(porcentajes del PIB sobre la base de series no deflactadas)

	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Niveles														
(1) Balance Convencional	1.9	1.0	1.5	0.8	1.5	2.3	2.0	1.7	2.6	2.3	2.0	0.4	-1.5	0.1
(2) Balance Ajustado	-0.3	1.3	3.2	1.5	0.7	1.6	0.9	1.2	3.0	2.1	2.0	0.0	-2.4	-0.8
(3) Componente Cíclico ITN + IMP. PREV.	-0.4	-0.3	0.2	-0.3	-0.3	0.3	0.1	-0.3	0.2	0.4	0.6	0.5	-0.6	-0.4
(4) Componente Cíclico Ingresos del Cobre	1.3	3.7	4.5	2.9	1.1	0.6	-0.4	0.2	1.3	0.4	0.3	-0.7	-1.0	-0.5
(5) Componente Cíclico Total	0.9	3.5	4.7	2.6	0.8	0.9	-0.3	-0.1	1.6	0.8	0.9	-0.3	-1.6	-0.9
(6) Balance Estructural = (2) - (5)	-1.2	-2.2	-1.5	-1.1	-0.1	0.7	1.2	1.3	1.4	1.4	1.1	0.3	-0.8	0.1
Variaciones anuales														
(1) Balance Convencional	-	-0.9	0.4	-0.7	0.7	0.7	-0.3	-0.3	0.9	-0.3	-0.4	-1.6	-1.9	1.6
(2) Balance Ajustado	-	1.6	1.9	-1.7	-0.8	0.9	-0.7	0.3	1.8	-0.9	-0.1	-1.9	-2.4	1.6
(3) Componente Cíclico ITN + IMP PREV	-	0.1	0.5	-0.5	-0.1	0.7	-0.2	-0.4	0.5	0.1	0.3	-0.2	-1.0	0.2
(4) Componente Cíclico Ingresos del Cobre	-	2.4	0.7	-1.6	-1.8	-0.5	-1.0	0.6	1.1	-1.0	-0.1	-1.0	-0.3	0.5
(5) Componente Cíclico Total	-	2.5	1.2	-2.1	-1.9	0.1	-1.2	0.1	1.7	-0.8	0.1	-1.2	-1.3	0.7
(6) Balance Estructural = (2) - (5)	-	-0.9	0.7	0.4	1.0	0.7	0.5	0.1	0.1	0.0	-0.3	-0.8	-1.1	0.9

(1) Ingresos Totales - Gastos Totales.
(2) Ingresos Totales - Gastos Totales + Compra de Títulos y Valores +Gasto Bonos de Reconocimiento - Intereses Bonos de Reconocimiento - Uso FEPP + FCC - Ingreso Privatizaciones GG K - Ingreso Privatizaciones Venta Activos Financieros - Recuperación de Préstamos + Concesión de Préstamos + Ajuste Devolución Anticipada de Impuestos.
(3) Balance Ajustado - Ingresos Tributarios Efectivos -Imposiciones Previsionales Salud + Ingresos Tributarios Estructurales + Imposiciones Previsionales Salud Estructurales - Ingresos Cobre Brutos +Ingresos Cobre Estructurales.

GRÁFICO 6

Composición del Componente Cíclico del Balance Estructural
(% PIB)



las exportaciones de cobre de CODELCO era superior a los 145 US¢/lb, por lo que los ingresos del cobre efectivos fueron considerablemente superiores a los ingresos del cobre estructurales. En total, el componente cíclico de 1989 alcanzó 4.7% del PIB.

En el año 1999 se dio una situación inversa. Mientras el resultado fiscal se redujo fuertemente, alcanzando un déficit de 1.5% del PIB en el balance convencional y 2.4% del PIB en el balance ajustado, el déficit estructural fue de sólo 0.8% del PIB. Esto se debió, por una parte, a que los ingresos tributarios percibidos por el Gobierno fueron 0.6% del PIB inferiores a los ingresos tributarios e imposiciones previsionales que hubiese percibido si el producto hubiese alcanzado su nivel potencial y, por otra parte, a que los ingresos del cobre fueron 1.0% del PIB inferiores a los que el Gobierno hubiese recibido si el precio del cobre hubiese sido el precio de largo plazo.

Lo anterior indica, que si bien entre 1997 y 1999 se produjo una reducción en la posición estructural de las finanzas públicas, ésta se vio magnificada por el efecto coyuntural de la caída en la actividad económica y el fuerte deterioro experimentado por el precio del cobre en el mismo período. De hecho, el impulso fiscal sólo explica la mitad del deterioro en el balance fiscal convencional entre 1997 y 1999; más aún, si la comparación se efectúa con el balance ajustado, la relación se reduce a un tercio. En el año 2000, la trayectoria del balance estructural se revierte, recuperando un valor positivo. Dicho ajuste es más fuerte que el componente cíclico del presupuesto, el cual mantiene aún valores negativos, debido a que el PIB se mantenía bajo la trayectoria potencial y el precio del cobre por debajo de su valor de largo plazo.

Para el período completo 1987-2000, el balance ajustado alcanzó un superávit promedio de 1.0% del PIB, mientras que el superávit estructural promedio fue 0% del PIB. El componente cíclico promedio fue 1.0% del PIB, el cual se descompone en un componente cíclico de los ingresos tributarios, que en promedio se anula en el período, y un componente cíclico de los ingresos del cobre, que en promedio alcanza 1.0% del PIB.

La evolución del balance estructural en la última década, presentada en el gráfico 5, muestra una tendencia positiva entre 1989 y 1993, un período de estabilidad entre 1994 y 1996 y una reducción del superávit estructural a partir de 1997, la cual se acelera hacia el final del período, culminando con un déficit estructural de 0.8% del PIB en 1999. En el año 2000, éste se revierte, cerrando el año con un leve superávit de 0.1% del PIB.

Es importante destacar que la serie del balance estructural muestra un comportamiento mucho menos errático que la del balance ajustado, ya que la eliminación del componente cíclico, presente en los agregados fiscales convencionales, permite capturar una evolución más gradual del balance fiscal, explicada por los cambios estructurales de las cuentas fiscales. La diferencia entre el balance estructural y el balance ajustado se explica, por lo tanto, a partir de la evolución del componente cíclico de los agregados fiscales.

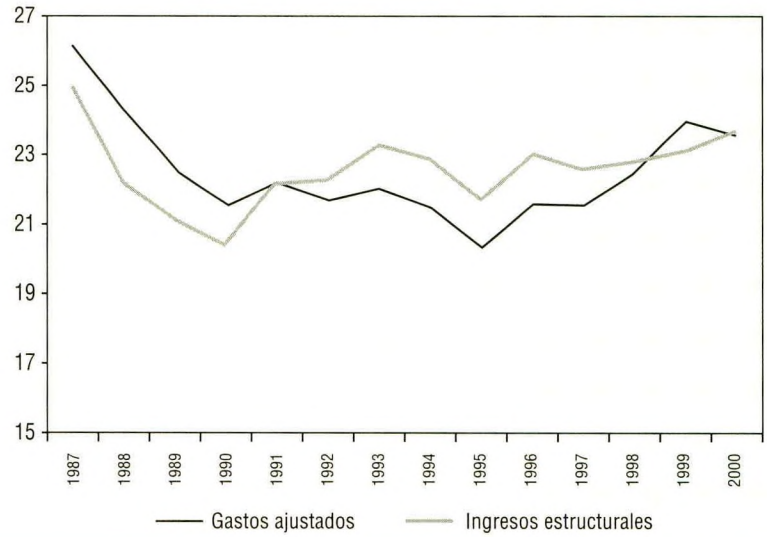
La desagregación del componente cíclico, estimado en los agregados fiscales, confirma la importancia de incluir en la estimación del balance estructural no sólo el componente cíclico de los ingresos tributarios netos e imposiciones previsionales, sino también el componente cíclico de los ingresos del cobre. En el gráfico 6 se puede apreciar la magnitud de este componente. El promedio del valor absoluto del componente cíclico de

los ingresos del cobre de cada año es de 1.3% del PIB.

Por último, se pueden obtener interesantes conclusiones al observar la evolución del balance estructural, descomponiendo el resultado en ingresos estructurales y gastos ajustados. En este sentido, durante 1998 y 1999, se observa una caída del balance ajustado, marcada por un incremento de los gastos ajustados como porcentaje del PIB en 1998, una leve reducción de éstos en 1999, y una caída en los ingresos ajustados como porcentaje del PIB en ambos años. Sin embargo, al sustraer el componente cíclico de los ingresos se observa que en ambos años existió un incremento de los ingresos estructurales como porcentaje del PIB, el cual, al estar acompañado de un aumento de mayor magnitud en los gastos ajustados, se tradujo en una caída del balance estructural. Durante el año 2000, se mantiene el crecimiento de los ingresos estructurales, lo cual es ahora acompañado de una caída en los gastos ajustados que permite recuperar el equilibrio en el balance estructural. La descomposición del balance estructural en ingresos y gastos se presenta en el gráfico 7 y en el cuadro 4.

GRÁFICO 7

Evolución del Balance Estructural
Ingresos Estructurales y Gastos Ajustados
(% PIB)



2. Análisis de Sensibilidad

En esta sección se sensibilizan los resultados del balance estructural frente a cambios en las variables explicativas no observables. Mediante este ejercicio se busca cuantificar la importancia y magnitud del impacto que provoca un cambio en ellas. Este análisis se realiza para cambios en la elasticidad producto de los ingresos tributarios e imposiciones previsionales, y para cambios en la estimación del producto potencial.

La interpretación de los resultados y la utilización de este indicador para la orientación de mediano plazo de la política fiscal descansa en los numerosos supuestos implícitos en su metodología. Uno de ellos es el de una elasticidad producto de los ingresos tributarios e imposiciones previsionales constante durante todo el período. Sin embargo, frente a cambios estructurales en la economía o a reformas tributarias importantes, la sensibilidad de los ingresos al ciclo puede cambiar, y afectar, por lo tanto, las consideraciones de política. Por otra parte, el cálculo del componente cíclico, y, por ende, el del balance estructural, dependerá de la metodología y los supuestos utilizados en la estimación del producto potencial.

El balance estructural fue reestimado utilizando diferentes valores de elasticidad producto de los ingresos tributarios, observándose que los resultados muestran una baja sensibilidad frente a cambios en la elasticidad. Si se calcula el balance estructural empleando los valores máximos y mínimos de las elasticidades ingreso, utilizadas por el FMI (Hagemann, 1999) para países de la Unión Europea, se producen cambios en promedio inferiores a 0.2% del PIB en el superávit estructural. Para una elasticidad de 0.7, el superávit estructural difiere, en promedio, 0.12% del PIB con respecto al calculado con la elasticidad estimada en este documento. Para una elasticidad de 1.25, el superávit estructural difiere en un promedio de 0.07% del PIB.

Sin embargo, para un año en particular, la sensibilidad puede ser superior, lo cual dependerá de la magnitud de la brecha entre el producto potencial y el producto efectivo de dicho año y, por lo tanto, de la magnitud del componente cíclico. Así, por ejemplo, en el año 1999, en que se estimó una brecha del producto en torno a 3% y un balance estructural de –0.8% del PIB, al utilizar elasticidades de 0.7 y 1.25 se obtendría un balance estructural de –1.02% del PIB y –0.71% del

CUADRO 4

Balance Estructural Ingresos y Gastos: 1987-2000

(porcentajes del PIB sobre la base de series no deflactadas)

	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Niveles														
(1) Ingresos Convencionales	27.4	25.0	23.7	21.8	23.2	23.9	24.0	23.2	22.9	24.0	23.8	23.5	23.0	24.1
(2) Ingresos Ajustados	25.9	25.6	25.7	23.1	23.0	23.3	23.0	22.7	23.3	23.7	23.5	22.5	21.6	22.8
(3) Gastos Convencionales	25.5	23.9	22.2	21.0	21.6	21.6	22.0	21.5	20.3	21.7	21.9	23.1	24.4	24.0
(4) Gastos Ajustados	26.2	24.3	22.5	21.5	22.3	21.7	22.1	21.5	20.3	21.6	21.5	22.5	24.0	23.7
(5) Componente Cíclico Total	0.9	3.5	4.7	2.6	0.8	0.9	-0.3	-0.1	1.6	0.8	0.9	-0.3	-1.6	-0.9
(6) Ingresos Estructurales = (2) - (5)	25.0	22.1	21.0	20.4	22.2	22.3	23.3	22.8	21.7	23.0	22.5	22.8	23.2	23.7
(7) Balance Estructural = (6) - (4)	-1.2	-2.2	-1.5	-1.1	-0.1	0.7	1.2	1.3	1.4	1.4	1.1	0.3	-0.8	0.1
Variaciones anuales														
(1) Ingresos Convencionales	-	-2.5	-1.2	-1.9	1.4	0.7	0.1	-0.7	-0.3	1.1	-0.2	-0.3	-0.5	1.1
(2) Ingresos Ajustados	-	-0.3	0.1	-2.7	-0.1	0.3	-0.2	-0.3	0.6	0.4	-0.3	-1.0	-0.9	1.2
(3) Gastos Convencionales	-	-1.6	-1.7	-1.2	0.6	0.0	0.4	-0.5	-1.2	1.4	0.2	1.3	1.3	-0.5
(4) Gastos Ajustados	-	-1.9	-1.8	-1.0	0.8	-0.6	0.4	-0.6	-1.2	1.3	-0.1	1.0	1.5	-0.3
(5) Componente Cíclico Total	-	2.5	1.2	-2.1	-1.9	0.1	-1.2	0.1	1.7	-0.8	0.1	-1.2	-1.3	0.7
(6) Ingresos Estructurales = (2) - (5)	-	-0.9	-1.1	-0.6	1.8	0.1	0.9	-0.5	-1.1	1.2	-0.4	0.2	0.4	0.6
(7) Balance Estructural = (6) - (4)		-0.9	0.7	0.4	1.0	0.7	0.5	0.1	0.1	0.0	-0.3	-0.8	-1.1	0.9

PIB, respectivamente. En todo caso, la máxima diferencia respecto del balance estructural estimado con elasticidad de 1.05 es de 0.21% del PIB, la que se produce en 1997 al utilizar una elasticidad de 0.7. En el cuadro 5 puede observarse que las diferencias entre las series del balance estructural estimadas con las elasticidades de 1.05, 1.25 y 0.7 son de una magnitud menor y de producirse, no afectarían considerablemente las conclusiones de política derivadas del análisis.

Asimismo, se estimó la sensibilidad de los resultados del balance estructural frente a variaciones en la brecha entre producto efectivo y producto potencial. Al incrementar o reducir esta brecha en 10%, el presupuesto estructural resultante difiere en promedio en 0.03% del PIB, con respecto al presupuesto estructural estimado a partir de la serie de producto potencial original. Es decir, el promedio del valor absoluto de las diferencias entre el presupuesto estructural estimado con la serie de producto potencial original y el presupuesto estructural estimado con la serie de producto potencial disminuyendo o aumentando la brecha en 10% es de 0.03% del PIB entre 1987 y 2000. Estos resultados se presentan en el cuadro 6, en el cual puede observarse que la magnitud de los cambios en las estimaciones del balance estructural frente a cambios en la estimación del producto potencial, al igual que frente a cambios en la elasticidad producto, no afecta significativamente el análisis de política que se desprende de este indicador.

CUADRO 5

Sensibilidad del Balance Estructural a la Elasticidad Producto de los Ingresos Tributarios e Imposiciones Previsionales
(balance estructural como % PIB)

Año	Elasticidad = 0.7	Elasticidad estimada = 1.05	Elasticidad = 1.25
1987	-1.36	-1.24	-1.17
1988	-2.25	-2.16	-2.11
1989	-1.39	-1.46	-1.51
1990	-1.19	-1.10	-1.05
1991	-0.19	-0.08	-0.01
1992	0.78	0.67	0.61
1993	1.23	1.19	1.17
1994	1.20	1.30	1.36
1995	1.47	1.40	1.35
1996	1.48	1.35	1.28
1997	1.26	1.05	0.94
1998	0.45	0.30	0.22
1999	-1.02	-0.82	-0.71
2000	-0.09	0.06	0.14

CUADRO 6

Sensibilidad del Presupuesto Estructural a la Brecha entre Producto Efectivo y Producto Potencial
(balance estructural como % PIB)

Año	Brecha - 10%	Brecha estimada	Brecha + 10%
1987	-1.27	-1.24	-1.20
1988	-2.19	-2.16	-2.13
1989	-1.44	-1.46	-1.49
1990	-1.13	-1.10	-1.07
1991	-0.11	-0.08	-0.04
1992	0.70	0.67	0.64
1993	1.20	1.19	1.18
1994	1.27	1.30	1.33
1995	1.42	1.40	1.37
1996	1.39	1.35	1.31
1997	1.12	1.05	0.99
1998	0.35	0.30	0.26
1999	-0.88	-0.82	-0.76
2000	0.01	0.06	0.10

IV. Uso del Balance Estructural para el Análisis Prospectivo de la Política Fiscal

La descripción de la metodología para el cálculo del balance estructural tiene por objetivo facilitar su utilización para el análisis prospectivo de la política fiscal a un público general. De este modo, si bien en este documento se realiza el ejercicio de reestimar las cuentas fiscales *ex–post* de acuerdo con la metodología del balance estructural para mostrar con ello el significado de este indicador, el verdadero interés y la utilidad de esta metodología radica en el análisis y formulación *ex-ante* de la política fiscal, para lo cual se ha detallado transparentemente la metodología aplicada.

En este sentido, la discusión de la Ley de Presupuestos del Sector Público estará cada año enriquecida por un elemento adicional constituido por la evolución del

presupuesto estructural. En las ecuaciones que se presentan a continuación, se resume la aplicación del indicador de balance estructural al proceso de elaboración de la Ley de Presupuestos con un objetivo de superávit estructural de 1% del PIB. Las variables se encuentran expresadas como porcentaje del PIB y corresponden al período anual abarcado por la Ley de Presupuestos.

El primer paso consiste en determinar una proyección de los ingresos estructurales, los cuales se obtienen a partir de la proyección de ingresos convencionales implícita en la Ley de Presupuestos, realizando los ajustes contables pertinentes y los ajustes por ciclo de actividad y del precio del cobre. Por lo tanto, dependerán de las brechas proyectadas entre PIB potencial y efectivo y entre el precio del cobre de corto y largo plazo.

$$IE = ICO + DFCC - RP - IP - VAF + AC\,, \qquad (11)$$

donde cada variable es la proyección para el año presupuestario y representa:

IE = Ingresos Estructurales; *ICO* = Ingresos Convencionales en Ley de Presupuestos, *DFCC* = Depósitos Devengados al FCC, *RP* = Recuperación de Préstamos, *IP* = Ingresos de Privatizaciones, *VAF* = Venta Activos Financieros y *AC* = Ajuste por ciclo de Actividad y por Ciclo de Precio del Cobre.

Una vez estimada la evolución de los ingresos estructurales, se debe determinar los gastos estructurales que permitan cumplir el balance estructural deseado de 1% del PIB.

$$GEM = IE - 1\,, \qquad (12)$$

donde

GEM = Gasto Estructural Máximo y

1= Objetivo de Balance Estructural.

A partir del gasto estructural que satisface la condición anterior, se deriva el gasto convencional, compatible con la meta fiscal, realizando los ajustes necesarios para pasar desde el gasto estructural máximo al gasto convencional máximo.

$$GCM = GEM - CTYV + CP + GBR - IBR + FEPP\,, \qquad (13)$$

donde

GCM = Gasto Convencional Máximo, *CTYV* = Compra de Títulos y Valores, *CP* = Concesión de Préstamos, *GBR* = Gasto Convencional en Bonos de Reconocimiento, *IBR* = Intereses por concepto de Bonos de Reconocimiento, *FEPP* = Uso *FEPP*.

De este modo, se obtiene un límite de crecimiento máximo para el gasto convencional sobre la base de la ejecución del año anterior.

Al interpretar la evolución del balance estructural, representado en la Ley de Presupuestos, se debe tener en consideración que durante los noventa, el gasto fiscal no se ejecutó en 100%. De este modo, para lograr una mejor aproximación del resultado estructural involucrado en el Proyecto de Ley, se deberá considerar alguna medida de la subejecución histórica de la Ley de Presupuestos. Como antecedente cabe señalar que la ejecución promedio del gasto aprobado, incluyendo reajustes o rebajas aprobados a la Ley desde 1990, asciende a 99.1%.

V. Consideraciones Finales

Cuando el indicador de balance estructural, presentado en este trabajo, deja de ser un simple indicador de la política fiscal y se utiliza como base para la formulación de ella, aparecen aspectos metodológicos que merecen mayor discusión.

El primero se refiere a la cobertura del indicador, que corresponde al Gobierno Central. Si bien se podrían calcular balances para coberturas más amplias, el Gobierno Central es una cobertura particularmente representativa del ámbito de acción e influencia de la política fiscal en Chile por las siguientes razones: (i) las municipalidades, junto con ser políticamente autónomas, están impedidas de endeudarse, por lo que no pueden incurrir en déficit, salvo que se cubran con transferencias desde el Gobierno Central, lo que minimiza su impacto macroeconómico; (ii) las universidades, aun cuando pueden eventualmente endeudarse, tienen un peso financiero relativamente reducido dentro del sector público; y (iii) las empresas estatales, salvo escasas excepciones, son en su mayoría superavitarias, quedando la participación del Estado en sus utilidades registrada dentro de la contabilidad del Gobierno Central, así como las transferencias de capital a las empresas cuyas utilidades no son suficientes para financiar planes de inversión de prioridad social; y (iv) el déficit cuasifiscal del Banco Central se ha reducido en los últimos años a niveles inferiores a

1% del PIB, sin grandes fluctuaciones de un período a otro, por lo que si bien es apropiado incluirlo en el análisis del balance global del sector público, no es imprescindible para analizar los cambios anuales en la posición fiscal. Con todo, si se ampliara la cobertura del indicador, sería necesario ajustar el balance objetivo para dar cuenta de una acumulación de activos consistente con la acumulación implícita en la regla actual.

Un segundo aspecto metodológico relevante es el cálculo del precio de referencia del cobre, puesto que la determinación de un precio elevado genera un mayor gasto y/o el cálculo de un balance más superavitario. En el caso de que la autoridad tuviese completa discreción para escoger este precio, es posible que el escrutinio público fuese suficiente para limitar un comportamiento fiscal irresponsable. Sin embargo, como forma de potenciar la credibilidad del nuevo marco de política, el Ministerio de Hacienda ha considerado necesario contar con un comité externo para determinar este precio. Este comité entrega el precio promedio del cobre más probable para los próximos 10 años como precio de referencia, ejercicio que se realiza inmediatamente antes de la preparación del presupuesto de la nación.

Un tercer asunto metodológico se refiere a la posibilidad de ajustar partidas de gasto que, por su naturaleza, podrían contener efectos cíclicos. Quizás el caso más emblemático sea el de los programas de empleo de emergencia, los cuales, en el límite, podrían excluirse por completo de la contabilidad. El indicador presentado en este trabajo no considera este tipo de ajuste, ya que en la práctica todos los gastos con componentes cíclicos dependen de resoluciones de política —no son exógenos, ya que no existen gastos relevantes que tengan una ciclicidad mandatada legalmente— por lo que el indicador perdería la característica de resumir decisiones de política.[21]

Finalmente, es importante señalar que la interpretación en tiempo real del balance estructural debe poner especial cuidado con las estimaciones del gasto anual en intereses por concepto de bonos de reconocimiento y de la brecha entre PIB efectivo y PIB potencial. Como la estimación de los intereses devengados por los bonos de reconocimiento se realiza sobre la base de la información disponible hasta la fecha de estimación, ésta es incompleta debido a que continuamente se realizan emisiones de nuevos bonos con fecha de afiliación anterior a la fecha de estimación, dada la existencia de problemas de información con un porcentaje de los registros del INP. Por ello, cada vez que se disponga de nueva información y se actualicen las estimaciones, será necesario, también, corregir las estimaciones efectuadas para años anteriores. Respecto a la estimación de la brecha entre el PIB efectivo y el potencial, se debe poner especial cuidado no sólo por la metodología y los supuestos utilizados, sino porque al ser este último, por definición una variable no observable, su estimación también podrá variar en la medida en que nueva información esté disponible. Por esta razón, cada vez que se disponga de nueva información, será necesario actualizar las estimaciones pasadas de PIB potencial, así como las proyecciones utilizadas para el análisis prospectivo. En este sentido, el FMI al publicar el balance estructural de los países desarrollados, recomienda considerarlo como una orden de magnitud aproximada, dada la incertidumbre implícita en su estimación. Esta incertidumbre, sin embargo, no limita la utilidad del concepto.

[21] *Obviamente este aspecto de la metodología restringe en parte la potencia anticíclica de la política fiscal.*

REFERENCIAS

Alessina, A. y R. Perotti (1999). "Budget Deficits and Budget Institutions." En *Fiscal Institutions and Fiscal Performance*, editado por J. Poterba y Jurgenvon agen. Chicago: the University of Chicago Press.

Dirección de Presupuestos (1996). *Estadísticas de las Finanzas Públicas 1987-1995*. Santiago, Chile: Ministerio de Hacienda.

Dirección de Presupuestos (1998). *Estadísticas de las Finanzas Públicas 1988-1997*. Santiago, Chile: Ministerio de Hacienda.

Dirección de Presupuestos (2000). *Aspectos Macroeconómicos del Proyecto de Ley de Presupuestos del Sector Público 2000*. Santiago, Chile: Ministerio de Hacienda.

Dirección de Presupuestos (2001). *Estadísticas de las Finanzas Públicas 1991-2000*. Santiago, Chile: Ministerio de Hacienda.

Fondo Monetario Internacional (1996). *World Economic Outlook*, mayo.

Fondo Monetario Internacional (1998). *World Economic Outlook*, octubre.

Giorno, C., P. Richardsone, D. Roseveare y P. van den Noord (1995). "Estimating Potential Output Gaps and Structural Budget Balances." OECD Economics Working Paper N°152.

Hagemann, R. (1999). "The Structural Budget Balance. The IMF´s Methodology." Documento de Trabajo N° 95. Fondo Monetario Internacional, julio.

Marcel, M. (1997). "Indicadores para la Medición y Evaluación de la Política Fiscal Macroeconómica: Una Aplicación para Chile." Mimeo, julio.

Marcel, M., M. Tokman, R. Valdés y P. Benavides (2001). "Balance Estructural del Gobierno Central: Metodología y Estimaciones para Chile 1987-2000." *Estudios de Finanzas Públicas* N°1. Dirección de Presupuestos, septiembre.

Marshall, J. y K. Schmidt-Hebbel (1988). "Un Marco Analítico-Contable para la Evaluación de la Política Fiscal en América Latina." Serie Política Fiscal N°11, septiembre.

Roldós, J. (1997). "El Crecimiento del Producto Potencial en Mercados Emergentes: El Caso de Chile." En *Análisis Empírico del Crecimiento Chileno*, editado por F. Morandé y R. Vergara CEP-ILADES.

SHOCKS EXTERNOS Y TRANSMISIÓN DE LA POLÍTICA MONETARIA EN CHILE *

Eric Parrado H. **

I. INTRODUCCIÓN

¿Qué efectos tiene la política monetaria en una economía pequeña y abierta? ¿Cuáles son las consecuencias de cambios en las condiciones financieras internacionales sobre una economía pequeña y abierta? Parte de la literatura reciente ha intentado responder estas preguntas en el caso de economías desarrolladas y de algunas economías emergentes, estudiando el impacto de *shocks* monetarios y externos sobre variables nominales y reales. En países industrializados esos efectos son, en general, consistentes y coherentes tanto con una amplia gama de trabajos teóricos como entre diversos estudios.[1] Sin embargo, en economías emergentes, los efectos de la política monetaria y de las diversas condiciones externas siguen siendo un tema abierto. La razón principal de esta falta de conocimiento es la dificultad de identificar acciones exógenas de la política monetaria en casos en que tanto los instrumentos y objetivos de la política monetaria no estén claramente definidos.

La principal contribución de este artículo consiste en identificar la política monetaria chilena y verificar si las respuestas dinámicas de corto plazo, de variables macroeconómicas estándar, son coherentes con las predicciones estocásticas de una versión del modelo de Mundell-Fleming con expectativas racionales.[2] En particular, una contracción monetaria doméstica reduciría el nivel de precios, contraería tanto el producto como los agregados monetarios temporalmente y apreciaría el tipo de cambio al momento del impacto. Por su parte, una innovación externa, debido a alzas inesperadas en alguna tasa de interés internacional relevante o en la prima por riesgo de países emergentes, en cambio, aumentaría esencialmente la tasa de interés doméstica y depreciaría el tipo de cambio.

Específicamente, este artículo entrega un análisis cuantitativo de los efectos de *shocks* externos y monetarios, confrontando los *puzzles* empíricos convencionales, entre los cuales se encuentran los siguientes:

i. *Puzzle* de liquidez: *shocks* monetarios positivos (identificados como innovaciones en los agregados monetarios) se asocian con aumentos (en vez de disminuciones) de la tasa de interés doméstica.

ii. *Puzzle* de precios: innovaciones monetarias positivas (identificadas como innovaciones en la tasa de interés) se relacionan con un incremento (en vez de reducciones) en el nivel de precios.

iii. *Puzzle* cambiario: innovaciones monetarias positivas (identificadas como innovaciones en la tasa de interés) se asocian con una depreciación (en vez de una apreciación) del tipo de cambio al momento del impacto.[3]

Este artículo analiza los efectos de los distintos *shocks*, utilizando a Chile como caso de estudio.[4] Los resultados son consistentes con el modelo

* *Agradezco a Natalie Baumer, Rómulo Chumacero, Christian Johnson, Verónica Mies, Paulina Nazal, Nouriel Roubini, Klaus Schmidt-Hebbel, Andrés Velasco, dos árbitros anónimos y a los participantes de los seminarios del Banco Central de Chile por sus valiosos comentarios y sugerencias. También agradezco a Roberto Duncan por su eficiente ayuda de investigación, y a muchos colegas del Banco Central de Chile por proveerme los datos necesarios para realizar este estudio. Agradezco, especialmente, al Banco Central de Chile por su generoso apoyo. Todas las opiniones o eventuales errores son de responsabilidad del autor y no representan la visión del Fondo Monetario Internacional.*

** *Fondo Monetario Internacional. E-mail: eparrado@imf.org*

1 *Ver, por ejemplo, Cushman y Zha (1997), Kim (1999) y Kim y Roubini (2000). El apéndice A presenta un resumen completo de estos estudios.*

2 *Ver, entre otros, Svensson (2000), Parrado (2001) y Parrado y Velasco (2001) para modelos teóricos de economías pequeñas y abiertas.*

3 *Ver Sims (1992), Grilli y Roubini (1995, 1996), Christiano* et al. *(1996), Kim (1999) y Kim y Roubini (2000) para detalles adicionales sobre estos* puzzles *empíricos.*

4 *Otros autores que consideran el caso chileno son Rosende y Herrera (1991), Rojas (1993), Valdés (1998), Morandé y Schmidt-Hebbel (1997), Calvo y Mendoza (1998), Cabrera y Lagos (1999), Landerretche, Morandé y Schmidt-Hebbel (1999) y Chumacero (2000). El apéndice B presenta un resumen completo de estos trabajos.*

(estocástico) de Mundell-Fleming. Estos resultados se pueden resumir de la siguiente manera. Primero, una contracción monetaria de 100 puntos base genera un incremento persistente de la tasa de interés que dura ocho meses, una caída transitoria del producto (contracciones máximas de 1.3% en el sexto mes y de 1.6% en un año) y una reducción de los agregados monetarios (reducciones máximas de 3.5% en el sexto mes y de 2.1% en un año). En contraste con muchos estudios previos que utilizan el caso chileno, los resultados no evidencian la existencia de *puzzles* de precios ni de tipo de cambio.[5] Sin embargo, el *shock* contractivo requiere de más de un año para influenciar significativamente el nivel de precios. El *shock* contractivo aprecia el tipo de cambio en menos de 1% al momento del impacto; a pesar de ello, esta apreciación es menor a lo que uno esperaría teóricamente para un país con tipo de cambio flexible.

Segundo, las fuentes de volatilidad del producto son similares a las encontradas en países más desarrollados, donde la política monetaria explica una proporción relativamente baja de la variabilidad del producto doméstico en el corto plazo, pero una proporción mayor en el largo plazo. La política monetaria también da cuenta de una fracción moderada de la fluctuación del tipo de cambio real y del nivel de precios, tal como se observa frecuentemente en los casos de países industrializados.

Tercero, los efectos de innovaciones monetarias externas sobre las variables macroeconómicas chilenas son muy suaves: el efecto sobre la tasa de interés doméstica es positivo, pero de muy corta duración. Específicamente, un *shock* de 100 puntos base del instrumento de política monetaria de EE.UU. implica un incremento de 20 puntos base de la tasa de interés doméstica al momento del impacto. No se encuentra ningún efecto significativo sobre el tipo de cambio, debido parcialmente al incremento de la tasa de interés doméstica. Por otra parte, el impacto de un *shock* de 300 puntos base sobre el *spread* del premio por riesgo, caracterizado por el índice EMBI,[6] genera un cambio de 20 puntos base sobre la tasa de interés doméstica al momento del impacto, depreciando el tipo de cambio real en 1.4%. El impacto máximo ocurre en el siguiente período: 24 puntos base en el caso de la tasa de interés doméstica, y 1.9% en el caso del tipo de cambio real.

En este trabajo se utilizó el caso chileno, ya que cumple con las características de una economía pequeña y abierta. Chile es interesante, por cuanto es un país emergente, cuya autoridad monetaria mantiene un fuerte compromiso en combatir la inflación. Como en muchos países desarrollados, el objetivo principal del Banco Central de Chile (BCCh) ha sido la estabilidad de precios. El régimen de metas de inflación actualmente imperante, apoya este objetivo al proveer una ancla nominal a la economía chilena. Consecuentemente con ello, la muestra utilizada en este trabajo se extiende desde comienzos de la década de los noventa hasta el presente, capturando de ese modo la independencia de la política monetaria y un régimen con instrumentos claros de política y objetivos precisos.

Un hecho adicional motiva este trabajo. La administración del tipo de cambio en los países en desarrollo ha sido siempre compleja, especialmente si se toma en cuenta la alta volatilidad macroeconómica de América Latina, particularmente la del producto y la del tipo de cambio.[7] Por ejemplo, después de la reciente crisis asiática, varios países flexibilizaron su tipo de cambio; sin embargo, luego contrajeron la política monetaria como respuesta a los *shocks* internos y externos que golpearon sus economías, como una manera de detener la depreciación de sus monedas. En particular, entre 1997 y 1998, la mayoría de los países latinoamericanos, incluyendo Chile, contrajeron su política monetaria, manteniendo altas tasas de interés para sostener sus monedas. Gavin *et al.* (1999) y Calvo y Reinhart (2000) han reconocido este patrón, en lo que se ha caracterizado como el *puzzle* del "miedo a flotar" (*fear of floating*). No obstante, durante la crisis asiática, este fenómeno no se ha repetido de igual

[5] *El* puzzle *de liquidez se resuelve identificando los* shocks *de política monetaria como innovaciones en la tasa de interés de corto plazo relevante, la cual, en el caso chileno, es el instrumento de política del Banco Central de Chile. Sims (1992) discute los beneficios de utilizar una tasa de interés de corto plazo (en comparación con agregados monetarios) como medida de un* shock *de política monetaria.*

[6] *El EMBI (por sus siglas en inglés:* Emerging Markets Bond Index*) es un índice de los retornos totales que registran las transacciones de los bonos Brady y otros bonos soberanos similares denominados en dólares estadounidenses. Este índice entrega un punto de referencia para medir el riesgo y retorno de los mercados emergentes.*

[7] *Por ejemplo, durante la década de los noventa, el tipo de cambio en Chile presentó una alta volatilidad (11.4%), la cual contrasta con la menor volatilidad observada en los países industriales: Australia (7.9%), Canadá (8.5%), Francia (6.9%), Alemania (7.5%), Nueva Zelanda (9.9%) y el Reino Unido (7.3%), entre otros.*

manera en todas las economías pequeñas; por ejemplo, Australia y Nueva Zelanda permitieron que sus monedas se depreciaran sostenidamente, conteniendo así la tormenta con un bajo costo en el producto. A la luz de estas diferencias, caracterizar los efectos de la política monetaria en los mercados emergentes abiertos parece ser especialmente importante.

Metodológicamente, la identificación del modelo empírico se basa en Bernanke (1986), Blanchard y Watson (1986), Sims (1986) y en artículos más recientes, como los de Cushman y Zha (1997) y Kim y Roubini (2000). El presente artículo se encuentra más relacionado con los trabajos de Cushman y Zha (1997) y de Kim y Roubini (2000), debido a que sus esquemas de identificación resuelven de mejor manera los *puzzles* de los efectos de la política monetaria en una economía pequeña y abierta.

Entre los aspectos innovadores del modelo empírico utilizado, se encuentran: primero, la utilización de la metodología de vectores autorregresivos estructurales (SVAR) para imponer un mínimo de restricciones plausibles sobre las relaciones contemporáneas de las variables macroeconómicas chilenas. En particular, los trabajos previos existentes para el caso chileno —con la importante excepción de Chumacero (2000)— abordan el problema mediante el uso de una estructura recursiva de restricciones contemporáneas. Segundo, este trabajo confronta los *puzzles* empíricos convencionales, incluyendo algunas variables que representan presiones inflacionarias, como es el caso del precio mundial del petróleo. Finalmente, también considera cambios en las condiciones financieras internacionales representadas por *shocks* en la tasa de interés externa y en el premio por riesgo.

Este trabajo está organizado de la siguiente manera. La segunda sección describe la política monetaria y cambiaria que ha seguido el BCCh. La tercera, presenta una descripción de la metodología de los SVAR, mientras que la cuarta analiza los efectos de los *shocks* monetarios y externos. La última sección resume los resultados y discute implicancias para la política monetaria.

II. Política Monetaria y Cambiaria en Chile

Como se mencionó anteriormente, al igual que en la mayoría de los países industrializados y algunos emergentes, el objetivo principal del BCCh ha sido la estabilidad de precios. El régimen de metas de inflación sustentaría este objetivo a través de dos aspectos fundamentales. Primero, el BCCh mediante su diseño constitucional (ver recuadro 1) es independiente del gobierno, lo cual permitiría aislar sus acciones del ciclo político y por lo tanto, establecer la meta de inflación según el mandato del Banco y no del gobierno de turno. Segundo, al fijar la meta de inflación para el año siguiente, el BCCh está proveyendo un ancla nominal a los distintos sectores que componen la economía chilena.

RECUADRO 1

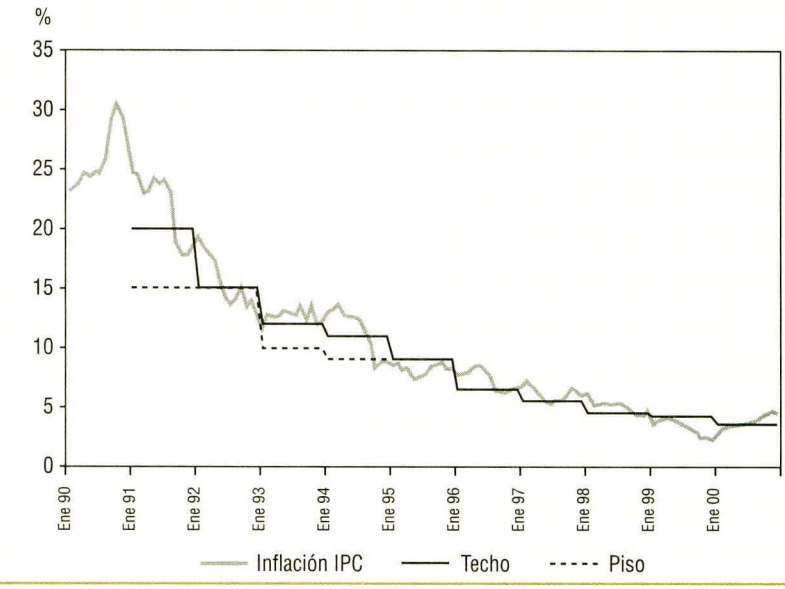
Diseño y Jurisdicción del Banco Central de Chile

El propósito de un banco central independiente del gobierno consiste en aislar la política monetaria y cambiaria de las influencias políticas. En este sentido, el artículo 97 del capítulo XII de la Constitución Política (1980) otorga un *status* constitucional a la existencia de un banco central independiente. El Acta Constitucional del BCCh le da poder a la autoridad monetaria para "velar por la estabilidad de precios y el normal desenvolvimiento del sistema de pagos interno y externo".

El consejo del BCCh es el que decide la política monetaria y el que está encargado de la administración del Banco. El Consejo está compuesto por un presidente, un vicepresidente y otros tres miembros. Tanto los miembros del Consejo como su presidente son designados por el Presidente de la República y aprobados por el Senado. Cada cargo tiene una duración de 10 años con la posibilidad de reelección por el mismo período, mientras que el cargo de presidente del Consejo sólo dura cinco años. La larga duración de los cargos evitaría, en cierta manera, presiones políticas sobre las decisiones del Consejo.

GRÁFICO 1

Inflación Efectiva e Inflación Meta



Fuente: Banco Central de Chile.

Desde la autonomía del BCCh, la autoridad monetaria se ha destacado por cumplir su compromiso antiinflacionario. La inflación promedio anual se ha reducido desde 27.3% en 1990 a 4.5 % en el año 2000 (con un récord de 2.3% en 1999). Las metas de inflación fueron escogidas de manera de lograr una reducción gradual de la inflación en el tiempo (ver recuadro 2 para mayores detalles sobre el régimen de metas de inflación en Chile). Desde 1991 hasta el 2000, el logro de las metas propuestas ha sido sobresaliente. En este período, la discrepancia entre la inflación meta y la efectiva (medida utilizando el índice de precios al consumidor) ha promediado -0.2%, con una desviación estándar de 1.2% (ver gráfico 1) .

A continuación, se procederá a describir el comportamiento del BCCh. Específicamente, primero se describen los procedimientos operativos de la conducción de la política monetaria, y segundo, se presenta una descripción narrativa de la política del BCCh durante los años noventa.

1. Procedimientos Operacionales

El manejo diario de la política monetaria se basa en influenciar las tasas de interés de mercado de corto plazo. No obstante, el principal instrumento operativo de la autoridad monetaria consiste en el remate de cuotas de sus propios instrumentos que se mantienen en el mercado financiero. Así, estas operaciones de mercado abierto incrementan o reducen la liquidez del mercado interbancario, a través de operaciones repo y antirrepos, para estabilizar la tasa de interés interbancaria en torno a su objetivo (definido como la tasa de política monetaria).

Desde 1985 hasta abril de 1995, el instrumento de política que se utilizó fue el PRBC a 90 días, instrumento de corto plazo reajustado de acuerdo con la variación de la unidad de fomento (UF).[8] En mayo de 1995, el BCCh cambió su instrumento operativo por la tasa interbancaria reajustable, la cual es controlada a través de la administración de liquidez. Desde agosto del 2001, el instrumento de política del BCCh se maneja en términos nominales.

Para cuantificar los efectos de cambios inesperados en la tasa de política monetaria, este trabajo utiliza la tasa de interés que es controlada directamente por la autoridad monetaria, de manera que innovaciones en esta tasa sean asociadas a cambios de políticas. Al igual que Valdés (1998), se utiliza un instrumento híbrido que combina la tasa de interés de corto plazo del PRBC a 90 días, para el período comprendido entre enero de 1991 a abril de 1995, con la tasa de política monetaria, para el período abarcado desde mayo de 1995 hasta enero del 2001. Además, dado que la muestra considerada en este trabajo coincide con el período en el cual se utilizaron tasas de interés reajustables, y dada la importancia sobre la demanda agregada, el modelo considera el tipo de cambio real (en vez del tipo de cambio nominal). La motivación principal para ello es que los resultados, basados en la condición real de paridad descubierta de tasas de interés, presentan mejores interpretaciones.

[8] *La UF es utilizada como unidad de cuenta para transacciones financieras. La UF se reajusta linealmente el día 10 de cada mes hasta el día 9 del mes siguiente, en forma diaria, según la variación que haya experimentado el IPC en el mes calendario inmediatamente anterior al período para el cual dicha unidad se calcula. Así, el día 9 del siguiente mes, la UF se habrá incrementado en lo que el IPC lo hizo dos meses antes.*

RECUADRO 2

Metas de Inflación y el Régimen Cambiario Flexible

El objetivo principal de la autoridad monetaria chilena ha sido preservar la estabilidad de precios. Para lograrlo, el BCCh ha adoptado un régimen de metas de inflación en conjunto con un régimen cambiario flexible para mantener la tasa de inflación baja y estable.

La autoridad monetaria está autorizada para fijar el esquema cambiario que estime conveniente. A fines de los años ochenta y en gran parte de la década del noventa, el país adoptó una banda reptante para el tipo de cambio, la cual sufrió numerosos cambios para acomodar la apreciación del peso.[1] Desde el 2 de septiembre de 1999, Chile ha adoptado un régimen cambiario flexible, permitiendo que el BCCh intervenga en el mercado sólo si el tipo de cambio no refleja el "verdadero" valor de la divisa. Consecuente con modelos teóricos tradicionales y estudios empíricos, el principal beneficio de mantener un tipo de cambio flexible consiste en la capacidad de absorber tanto *shocks* externos como *shocks* reales, generando así una menor volatilidad del producto y del empleo.

El régimen de metas de inflación se introdujo en 1989, el primer año de independencia del BCCh. En ese entonces, la autoridad monetaria tenía la necesidad de mantener algún tipo de ancla nominal explícito para guiar la política monetaria en el nuevo esquema autónomo. El procedimiento elegido fue el siguiente: durante el mes de septiembre de cada año la autoridad monetaria fija una meta para la inflación, medida según el índice de precios al consumidor (IPC), para el próximo año. Con la fijación de esta meta, la autoridad puede influir sobre los ajustes de precios y salarios en los sectores público y privado.

Recientemente, la meta se fijó para un horizonte de mediano plazo (12 a 24 meses) como un rango entre 2 y 4%. No obstante, el 3%, que corresponde al centro del rango meta, constituye el objetivo operativo que guía la política monetaria en ese plazo. El BCCh evitó fijar una inflación meta de 0%, fundamentalmente, por tres razones. Primero, el índice de precios podría sobrestimar la verdadera tasa de inflación, debido a que no compensa por el incremento en la calidad de los productos, y no toma en cuenta la aparición de nuevos bienes o servicios. Segundo, el rango entre 2 y 4% toma en cuenta cierto grado de inercia inflacionaria derivada por el generalizado uso de los mecanismos de indización a la inflación pasada en muchos mercados. Finalmente, estudios empíricos muestran que países que crecen más rápidamente que el promedio mundial, como ha sido el caso chileno en los últimos años, exhiben un mayor crecimiento de la productividad del sector transable, el cual está asociado a una mayor tasa de inflación.

La meta operacional está definida en términos de la variación del IPC. No obstante, el BCCh prefiere concentrar su atención en la inflación subyacente, porque excluye los precios de bienes que exhiben un comportamiento mucho más volátil (vegetales, frutas y combustibles). Sin embargo, para proyectar la evolución de la inflación en el mediano plazo, se utilizan ambos indicadores, por cuanto ellos coinciden en horizontes más largos.

En mayo del 2000, el BCCh comenzó a publicar el Informe de Política Monetaria para dar mayor credibilidad y transparencia al régimen de metas de inflación. Este informe es publicado cada cuatro meses (enero, mayo y septiembre). Los objetivos de este informe son los siguientes: "primero, apoyar el proceso de decisión del Consejo del BCCh en un esquema de mediano plazo; segundo, informar y explicar al público en general la visión del Consejo respecto de los acontecimientos recientes y esperados en materia de inflación y sus consecuencias para la conducción de la política monetaria; y, finalmente, orientar las expectativas de los agentes económicos en términos de inflación y producto esperado".[2]

[1] Para mayores detalles sobre la evolución de la política cambiaria en Chile durante la década de los noventa, vea Morandé (2001).

[2] Banco Central de Chile (2000).

2. Descripción de la Política del Banco Central de Chile durante los Noventa

Esta sección revisa selectivamente las políticas del BCCh desde comienzo de la década de los noventa hasta el presente. El objetivo es el de presentar evidencia narrativa para identificar cómo opera el BCCh en la práctica.

Una vez que el BCCh fue liberado de sus obligaciones con el gobierno, la autoridad decidió incrementar considerablemente las tasas de interés de corto plazo para reducir la inflación. La tasa de interés de los PRBC a 90 días aumentó de 6.8 a 8.7%, y la tasa de interés de los instrumentos a 10 años lo hizo de 6.9 a 9.7%. Como resultado de esta política y de un programa de austeridad fiscal impulsado por el nuevo Gobierno, el gasto registró una expansión mucho más lenta. En septiembre de 1990, el BCCh anunció para 1991 una proyección de inflación (que más tarde se asociaría a una meta) entre 15 y 20%. Durante ese año, se presentó una considerable entrada de capitales, lo que resultó en una gran acumulación de reservas internacionales por la defensa que hizo el BCCh a la banda cambiaria vigente de ± 5% en torno al tipo de cambio de referencia. En esta coyuntura, la economía mostró un mejor desempeño que los años anteriores, a la vez que la inflación efectiva resultó ser muy cercana a la inflación proyectada (18.7%).[9]

La inflación continuó disminuyendo durante 1992 como resultado de la combinación de altas tasas de interés[10] y de la apreciación del peso. Incluso la autoridad pudo reducir su proyección de inflación a mitad de año de 15 a 13%. Por otra parte, la autoridad monetaria no debió intervenir en el mercado cambiario (a excepción del mes de mayo), dado que el tipo de cambio se mantuvo flotando dentro de los límites de la banda. Sin embargo, lo que realmente explica la no intervención de la autoridad monetaria fue la revaluación de 5% que se hizo al tipo de cambio acuerdo (centro de la banda) y la ampliación de los límites de la banda, a ± 10%, como consecuencia de la fuerte entrada de capitales ocurrida a fines de 1991. Si bien, estas medidas se tomaron para extender el rol del mercado en la determinación del tipo de cambio, en marzo el BCCh decidió instaurar una política de flotación sucia. Así, la combinación de una política monetaria contractiva, junto con la apreciación cambiaria, ayudó a la autoridad monetaria a cumplir la inflación proyectada (meta).

La tendencia declinante de la inflación observada desde 1991, se detuvo en 1993, cuando los precios se incrementaron sólo 0.5% menos que en 1992. Esto se debió, en parte, a un incremento constante del gasto doméstico, lo que alimentó la inflación de los bienes no transables. Para mantener la inflación bajo control, el BCCh aumentó la tasa de interés de los PRBC a 90 días a mediados de 1992, política que demostró ser exitosa de acuerdo a la autoridad.

En 1994, la inflación logró, finalmente, quebrar la barrera de un dígito.[11] La fuerte desaceleración del crecimiento de los precios de los bienes no transables jugaron un papel importante en este resultado. Hasta septiembre, la tasa de interés de los PRBC a 90 días se mantuvo en 6.5%, tasa que estaba vigente desde noviembre de 1992. Cuando la inflación se encontró claramente bajo control, el BCCh decidió bajar la tasa de su instrumento a 6.1%.

El mismo año, después de algunos meses fluctuando lejos del límite inferior de la banda, el tipo de cambio finalmente tocó el piso de la banda en agosto, forzando al BCCh a intervenir. Para internalizar los cambios estructurales acontecidos en ese año, el tipo de cambio acuerdo se revaluó casi 10% en noviembre.

Durante 1995, factores estacionales en un grupo de alimentos, y el aumento de los impuestos a los cigarrillos y a la gasolina evitaron que la inflación bajara aún más.[12] En este mismo año, tal como se mencionó previamente, el BCCh decidió introducir una modificación importante en sus operaciones monetarias. La autoridad monetaria resolvió dejar de ofrecer cantidades ilimitadas de PRBC a 90 días a las tasas predeterminadas, optando por rematar la tasa de interés de ese instrumento dos veces por semana. Al mismo tiempo, el BCCh empezó a utilizar la tasa de interés interbancaria reajustable como nuevo instrumento de política. Junto a ello, se creó

[9] *Cabe mencionar que la política antiinflacionaria se complicó por varios motivos ese año. Factores como el incremento del IVA (de 16 a 18%), importantes incrementos de salarios, una severa sequía y un no despreciable aumento del precio mundial del petróleo, contrarrestaron parcialmente la política monetaria contractiva.*

[10] *El gasto comenzó a aumentar nuevamente a comienzos de 1992, forzando al BCCh a incrementar su tasa de política de 4.7 a 6.5%.*

[11] *En 1994, la meta se definió como un rango entre 9 y 11%. La inflación efectiva fue 8.9%.*

[12] *En 1995 la meta fue 9% mientras que la inflación efectiva llegó a 8.2%.*

una cuenta de depósito de liquidez para realizar transacciones *overnight* a la tasa de interés prefijada, añadiendo así una cota inferior a las tasas de interés de corto plazo. De esta manera, el BCCh pudo proporcionar liquidez al mercado a través de líneas de crédito de liquidez y del uso de repos y antirrepos.

Durante gran parte de 1995, el tipo de cambio fluctuó dentro de la mitad inferior de la banda cambiaria, pero más lejos del piso que en los años anteriores. No obstante, el BCCh decidió revaluar el tipo de cambio acuerdo 2% por año. La crisis mexicana afectó escasamente la evolución del tipo de cambio.

La inflación se redujo por sexto año consecutivo en 1996.[13] Una importante característica de la tasa de inflación de ese año es que la inflación de los bienes no transables llegó sólo a 7.8% (ésta se había situado consistentemente sobre 10% en los años anteriores). Durante la primera mitad del año, el IPC se incrementó 8.6% como resultado del aumento del precio mundial del petróleo y del trigo. La reversión de la tendencia observada hacia mediados del año, también fue relacionada con el comportamiento del precio de esos *commodities*.

Durante 1996, se observó una apreciación real del peso, acumulándose una apreciación real de 24.5% desde 1990. El tipo de cambio nominal se mantuvo cerca del límite inferior de la banda, pero no se introdujeron nuevas modificaciones en el transcurso del año.

La evolución de la inflación fue muy irregular durante 1997, la cual llegó a 6% (la meta fue 5.5%). El precio de los productos perecibles se incrementó dramáticamente en el tercer trimestre por causa del mal tiempo; sin embargo, en diciembre de ese año, la situación ya había vuelto a la normalidad. La tasa de política monetaria se redujo cuatro veces (en febrero, abril, junio y septiembre), pasando de 7.5 a 6.5%. Por su parte, el tipo de cambio nominal continuó fluctuando en torno al límite inferior de la banda. Como consecuencia, el BCCh amplió los límites de la banda a ± 12.5% respecto de la paridad central, la cual también fue revaluada en 4%. A fines de año, la crisis asiática provocó efectos negativos en las proyecciones económicas de Chile, lo que generó una depreciación del tipo de cambio de 10%.

El año 1998 fue un período problemático, debido a que la depreciación cambiaria generó fuertes presiones sobre el nivel de precios. Para paliar esta situación, el BCCh decidió incrementar la tasa de política monetaria de 6.5% (vigente en diciembre de 1997) a un máximo de 12.8% en octubre de 1998. Con esto se logró que la tasa de inflación llegara a 4.7%, dos décimas sobre la meta inflacionaria de ese año. Adicionalmente, a fines de junio, la autoridad monetaria decidió reducir el ancho de la banda de ± 12.5 a 5.5% (3% sobre la paridad central y 2.5% bajo ella). No obstante, esta banda no pudo ser mantenida debido a los efectos que tuvo la crisis rusa sobre los mercados emergentes ese mismo año. El BCCh decidió ampliar el ancho de la banda a 7%, permitiendo un aumento gradual para llevarla a un ancho de 10% a fines de año.

La inflación alcanzó el más bajo nivel en 1999: 2.3% (la meta fue 4.3%). No obstante, como consecuencia de la combinación de las crisis asiática y rusa con una política monetaria contractiva, la economía cayó en recesión. El menor crecimiento económico llevó al BCCh a reducir la tasa de política monetaria, conservándola en 5% durante la segunda mitad del año. Estas circunstancias permitieron al BCCh a abandonar la banda cambiaria en septiembre —cuando ya no existían presiones sobre los mercados cambiarios ni financieros— instaurando un régimen de flotación libre.[14] En el año 2000, la tasa de inflación llegó a 4.5%, mientras que la inflación subyacente se mantuvo en 3.4%, siendo la meta 3.5%. Lo anterior permitiría argumentar que el aumento de la inflación del IPC se debió al fuerte incremento que sufrió el precio del petróleo a nivel mundial, más que a una política monetaria acomodativa.

En resumen, el comportamiento del BCCh descrito en los párrafos anteriores sugiere que la autoridad monetaria actuaría agresivamente subiendo la tasa de política monetaria en respuesta a presiones inflacionarias. Se puede deducir que, primero, la autoridad monetaria ha tratado de estabilizar la inflación en forma directa a través de las metas de inflación e indirectamente por medio del tipo de cambio, y segundo, que la tasa de política manejada por el BCCh tendría importantes efectos sobre el producto (ver gráficos 2 y 3).[15]

[13] *En 1996, la meta de inflación fue 6.5%, mientras que la inflación efectiva llegó a 6.6%.*

[14] *Para mayores detalles, vea Morandé (2001).*

[15] *Estas presunciones son consistentes a las derivadas en modelos teóricos, tal como en Parrado (2001).*

III. Enfoque Analítico

Para determinar los efectos de los *shocks* domésticos de política monetaria y de las innovaciones externas (*shocks* de política monetaria externa y de premio por riesgo) sobre el producto, el nivel de precios, la tasa de interés, los agregados monetarios y el tipo de cambio, se utiliza el enfoque de vectores autorregresivos estructurales (SVAR). Esta metodología se basa en la información institucional que contienen las tasas de interés y en el *timing* para identificar los efectos dinámicos de las variables macroeconómicas relevantes e, implícitamente, para deducir los *shocks* monetarios. En particular, los SVAR relacionan los movimientos observados de una variable con un conjunto de innovaciones que tienen interpretación económica. Es importante hacer notar que los *shocks* de política monetaria, identificados con este tipo de VAR, no son el resultado de la regla monetaria como respuesta a las fluctuaciones macroeconómicas, sino que son componentes aleatorios que no se pueden explicar por la función de reacción.

Según lo indicado anteriormente, el instrumento principal de política utilizado por el BCCh es un índice que combina la tasa de los PRBC a 90 días (a partir de enero de 1991 hasta mayo de 1995) con la tasa de política monetaria (tasa interbancaria, a partir de mayo de 1995 hasta enero del 2001). A continuación, se hace una breve descripción de las variables utilizadas y de la especificación e identificación de los SVAR.

1. Datos

Los datos utilizados en el modelo son los siguientes:

y : log del producto (IMACEC),[16]
p : log del índice de precios al consumidor (IPC),
wop : log del precio mundial del petróleo,
r : tasa de interés doméstica (tasa de política monetaria),
r^* : tasa de interés externa (tasa de los fondos federales de EE.UU.),
[ρ : premio por riesgo (EMBI)],
m : log de los agregados monetarios (M1A),
rer : log del tipo de cambio real.

El modelo utiliza siete variables para describir la economía chilena.[17] De ellas, cuatro no están relacionadas directamente con acciones de política del BCCh, el IMACEC (y), el IPC (p), el precio mundial del petróleo (wop) y la tasa de fondos federales de EE.UU. (r^*) o el premio por riesgo (ρ). Las dos primeras sólo buscan caracterizar el estado de la economía, mientras que las restantes reflejan factores externos relevantes que pueden afectar la economía chilena. Las dos variables relacionadas con la política del BCCh son los agregados monetarios nominales (m) y el tipo de cambio real entre el peso y el dólar (rer). Por último, como se mencionó anteriormente, el único instrumento de política del BCCh es la tasa de política monetaria (r).

El producto, los agregados monetarios y el nivel de precios presentan una fuerte estacionalidad, por lo que se utilizan series desestacionalizadas. Las series provienen de las siguientes fuentes: Banco Central de Chile (y, r, m, rer), Instituto Nacional de Estadística (p), Estadísticas Financieras Internacionales del FMI (wop), Banco de la Reserva Federal de St. Louis (r^*) y J.P. Morgan (ρ). La muestra cubre el período entre enero de 1991 y enero del 2001.

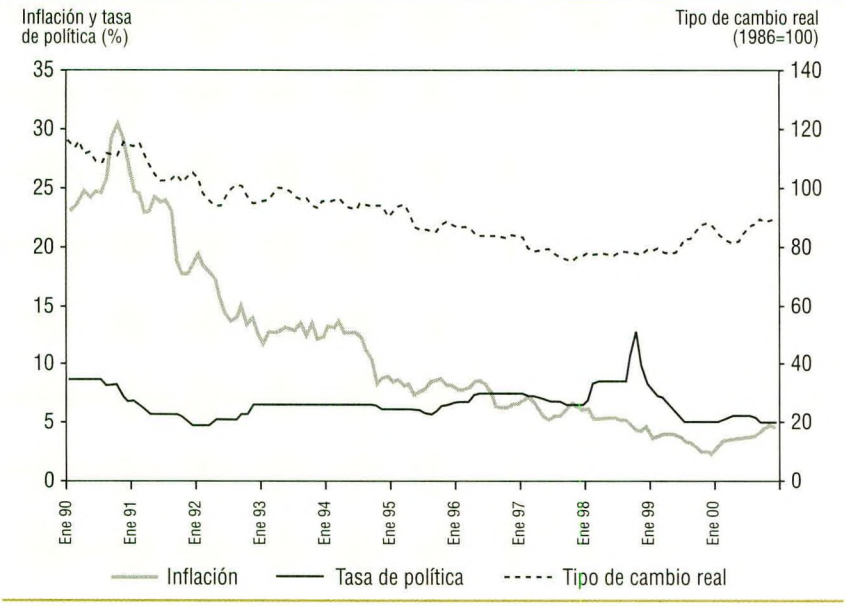
Las tres variables que se asumen exógenas para la economía chilena (el precio mundial del petróleo, la tasa de fondos federales de EE.UU. y el EMBI) merecen una explicación más detallada. El precio mundial del petróleo se incluye para controlar por el componente sistemático de la regla de política y como una forma de identificar los cambios exógenos de la política monetaria. Específicamente, la conjetura es que la información disponible por el BCCh incluiría variables útiles para pronosticar la tasa de inflación, que, en general, no serían consideradas en ejercicios que utilizan VAR. Consecuentemente, los VAR podrían identificar erróneamente *shocks* de oferta como *shocks* de la tasa de política monetaria, los cuales son en realidad respuestas endógenas a las señales de inflación futura. Por lo tanto, el precio mundial del petróleo se introduce para captar dichos *shocks* inflacionarios. Al incluir esta variable, se evitaría que se encuentre

[16] *El IMACEC corresponde al índice mensual de actividad económica, el cual cubre sobre 90% del PGB chileno.*

[17] *La tasa de los fondos federales (federal funds rate) de EE.UU. (r^*) y la prima por riesgo (ρ) se incorporan separadamente en los diferente modelos estructurales.*

GRÁFICO 2

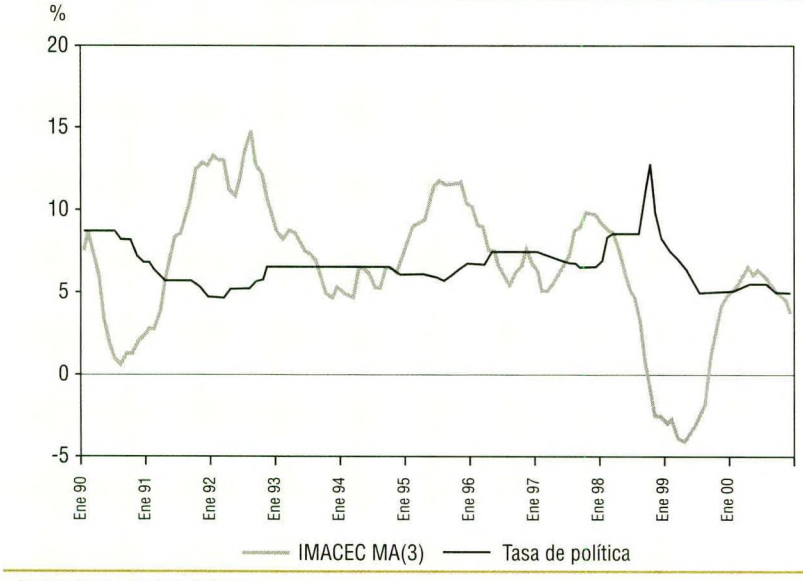
Inflación, Tasa de Política Monetaria, Tipo de Cambio Real



Fuente: Banco Central de Chile.

GRÁFICO 3

IMACEC, Tasa de Política Monetaria



Fuente: Banco Central de Chile.

el *puzzle* de precios, donde *shocks* monetarios positivos (derivados de incrementos en la tasa de interés) implican un aumento del nivel de precios.

Similarmente, para captar los cambios en las condiciones financieras internacionales, el modelo empírico incorpora en forma separada la tasa de interés externa y la medida de premio por riesgo. Estas variables se incluyen para controlar el componente de la política monetaria doméstica que reacciona a las innovaciones externas. Si bien, *a priori*, se podría decir que los efectos generales son similares, los efectos específicos sobre la tasa de interés doméstica y sobre el tipo de cambio podrían diferir. Tal como lo señalan Borensztein, Zettelmeyer y Philippon (2001) existen, principalmente, tres razones para estudiar estos *shocks* en forma separada. Primero, la interrupción en la entrada de capitales, asociados principalmente al premio por riesgo, puede forzar a los bancos centrales a mantener el valor de la moneda, ya que la depreciación del tipo de cambio puede tener efectos perversos sobre la inflación. Segundo, la depreciación del tipo de cambio que ocurre luego de una variación en las condiciones internacionales puede afectar la credibilidad de la autoridad monetaria. Esto, sin embargo, dependería del tipo de *shock* externo que golpea a la economía. En particular, existe la idea que depreciaciones generadas por un aumento del premio por riesgo afectan más la credibilidad de la autoridad que las originadas por un *shock* de la tasa de interés externa, ya que el riesgo inherente de los mercados emergentes se encuentra asociado al primer *shock*. Finalmente, la depreciación, causada por cualquiera de los dos tipos de *shocks*, puede desplazar la economía de un equilibrio bueno (con bajo servicio de deuda externa y alto producto esperado) a un equilibrio malo (con elevados servicios de deuda y un producto esperado bajo).

Para estimar los SVAR se utilizan los logaritmos naturales de las variables en niveles, con la excepción de las dos tasas de interés. McCallum (1993) argumenta que la estimación en niveles es adecuada si el término de error en cada ecuación del VAR es

estacionario y no se encuentra correlacionado serialmente. En este caso, el test de la razón de verosimilitud muestra que los residuos se pueden caracterizar como un vector de procesos de ruido blanco. También se podrían considerar tests de raíz unitaria y de causalidad a la Granger para cada variable del sistema. Sin embargo, vale la pena hacer notar que muchos autores, como Bernanke y Blinder (1992) y Gordon y Leeper (1994), entre otros, señalan que el orden de integración no es un problema, ya que los parámetros que describen el sistema dinámico son estimados consistentemente. Si se cree que las variables no son estacionarias o que existen relaciones de cointegración, se deberían utilizar variables o relaciones no integradas. Sin embargo, no es evidente que las variables efectivamente estén integradas o cointegradas, por lo que imponer restricciones equivocadas generarían inferencias incorrectas. Aun si el verdadero modelo fuera un VAR en diferencias, los tests de hipótesis basados en VAR en niveles presentan la misma distribución asintótica que los VAR en diferencias.

Los residuos revelan desviaciones de una distribución normal. En general, las conclusiones de los trabajos empíricos previos, si es que incluyen errores estándar, asumen que las innovaciones son gausianas,[18] lo que en general no es el caso. Como consecuencia, se podrían obtener inferencias incorrectas, basadas en intervalos de confianza también incorrectos. Este trabajo utiliza una aproximación alternativa, la técnica *bootstrapping*. La idea subyacente en este enfoque es obtener una estimación de la distribución de los parámetros estimados del modelo sin suponer que las innovaciones son gausianas. De esta manera, los ejercicios de inferencia se pueden realizar con más confianza.

Respecto del número de rezagos óptimo, los diferentes tests recomiendan distintos números de rezagos. Por ejemplo, el test de razón de verosimilitud (LRT, por sus siglas en inglés) sugiere el uso de cinco rezagos. Sin embargo, el LRT está basado en teoría asintótica, la cual puede no ser muy útil en esta muestra. Por ello, se computó también el criterio de información de Akaike y el criterio bayesiano de Schwartz.[19] El criterio de Akaike y el de Schwartz recomiendan el uso de dos y un rezago, respectivamente. Los modelos de este trabajo utilizan dos rezagos, ya que en la mayoría de los casos, el segundo, resulta significativo.

Un punto adicional importante es el relacionado con la inclusión de determinadas variables en un VAR. En particular, agregar variables del resto del mundo podría generar potenciales errores en la interpretación de los resultados. La razón es que estas variables externas (exógenas) dependerían no sólo de su propio rezago, sino que también de los rezagos de las variables domésticas. Por esta razón, en el trabajo se realizan tests de exogeneidad de bloques para analizar si la exclusión de una variable (y/o su rezago) es conveniente para obtener inferencias estadísticas correctas.[20] En este caso, la restricción de "ningún rezago de las variables domésticas en las ecuaciones de las variables externas" puede ser rechazada para un nivel de significancia de 90%. En otras palabras, no existe un beneficio adicional de eliminar los rezagos de las variables domésticas en las ecuaciones de las variables externas.

2. Especificación e Identificación de los VAR Estructurales

Especificación

Mediante la siguiente expresión es posible estimar la forma reducida del vector autorregresivo (omitiendo la constante y los términos determinísticos)

$$y_t = B(L)y_t + u_t, \qquad (1)$$

donde y_t es un vector de orden n x 1, $B(L)$ es una matriz polinomial con el operador de rezagos L y donde $E[u_t u_t'] = \Sigma$.

Sin embargo, nosotros estamos interesados en la forma estructural de las ecuaciones y no en sus

[18] *Mediante el método de Montecarlo se puede inferir la distribución de los errores estándar, generando vectores aleatorios de una distribución normal.*

[19] *El test LRT se define como* $(T-c)\left(\log|\Sigma_p| - \log|\Sigma_{p+k}|\right)$, *donde* $|\Sigma|$ *es el determinante de la matriz de covarianzas de los residuos, T es el número de observaciones utilizables, c es el número de parámetros estimados en cada ecuación del sistema no restringido y p es el número de rezagos. El criterio de información de Akaike se describe como* $T\log|\Sigma| + 2N$, *donde N es el total de parámetros estimados en todas las ecuaciones. Finalmente, el criterio bayesiano de Schwartz es igual a* $T\log|\Sigma| + N\log(T)$.

[20] *El* test *de exogeneidad por bloques se basa en el test de razón de verosimilitud, y es igual a* $(T-c)\left(\log|\Sigma_r| - \log|\Sigma_u|\right) \sim \chi^2(nq)$, *donde n representa el número de ecuaciones restringidas, q representa los rezagos excluidos del VAR restringido (r) y c es el número de parámetros estimados en cada ecuación del sistema no restringido (u).*

formas reducidas. Así, la economía puede ser descrita por un sistema estructural dinámico de ecuaciones de la siguiente forma

$$G(L)y_t = e_t, \quad (2)$$

donde y_t es un vector de orden n x 1, $G(L)$ es una matriz polinomial con el operador de rezagos L y e_t es un vector de *shocks* estructurales de orden n x 1. Se supone que e_t no se encuentra correlacionado serialmente y que $E[e_t e_t'] = \Lambda$. Λ es una matriz diagonal, donde los elementos de la diagonal corresponden a las varianzas de los *shocks* estructurales.

Existen varias formas de recuperar los parámetros de la ecuación estructural a partir de los parámetros estimados de las ecuaciones en forma reducida. El método de factorización más estándar y tradicional corresponde al método de descomposición de Cholesky, el cual consiste en ortogonalizar la forma reducida de los residuos Σ. Sin embargo, con esta técnica se supone una estructura recursiva. En otras palabras, es importante conocer la posición en la cual se incorporan las variables en el VAR (VAR recursivo).

Para identificar el modelo empírico, este trabajo se basa en los estudios de Bernanke (1986), Blanchard y Watson (1986), Sims (1986) y en los más recientes de Cushman y Zha (1997) y Kim y Roubini (2000). Los mencionados autores recomiendan utilizar un método general que permite estructuras no recursivas, y que restringe únicamente los parámetros estructurales contemporáneos (VAR estructural).

De este modo, sea G_0 la matriz de coeficientes contemporáneos en su forma estructural, $G(L)$, y sea $G_{-0}(L)$ la matriz de coeficientes en $G(L)$ sin los coeficientes contemporáneos G_0, esto es,

$$G(L) = G_0 + G_{-0}(L). \quad (3)$$

Así, los sistemas de ecuaciones de forma estructural y de forma reducida se relacionan de la siguiente manera

$$B(L)y_t = -G_0^{-1}G_{-0}(L)y_t, \quad (4)$$

$$u_t = G_0^{-1}e_t, \quad (5)$$

y, por lo tanto,

$$E[u_t u_t'] = \Sigma = (G_0^{-1})\,\Lambda\,(G^{-1})'. \quad (6)$$

Consecuentemente, se requiere minimizar los parámetros libres de G_0 y Λ a través de máxima verosimilitud, utilizando la estimación de la matriz de covarianzas Σ. El componente del lado derecho de la ecuación (6) tiene n x $(n + 1)$ parámetros libres que requieren ser estimados. G_0 incluye n^2 parámetros libres, mientras que Λ incluye sólo n parámetros que requieren ser estimados (matriz diagonal). Esto significa que necesitamos al menos n x $(n + 1)/2$ restricciones, dado que Σ contiene el mismo número de parámetros. Si normalizamos cada uno de los n elementos de G_0 a 1, entonces se requerirán al menos n x $(n - 1)/2$ restricciones. Mediante la factorización de Cholesky, en las que se supone que G_0 es una matriz triangular inferior, se obtiene un modelo exactamente identificado. Sin embargo, si se tienen suficientes restricciones, n x $(n - 1)/2$, la modelación de G_0, usando SVAR puede tomar cualquier estructura.

Identificación de los shocks *monetarios*

El vector de datos del modelo es [*wop, y, p, r*[ρ], r, m, rer*]. Una posible caracterización de la identificación del modelo, basado en la ecuación (5), es la siguiente

$$\begin{bmatrix} e_{wop} \\ e_y \\ e_p \\ e_{r^*[\rho]} \\ e_r \\ e_m \\ e_{rer} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{41} & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{51} & 0 & 0 & a_{54} & 1 & 0 & 0 \\ 0 & a_{62} & a_{63} & 0 & a_{65} & 1 & 0 \\ a_{71} & a_{72} & a_{73} & a_{74} & a_{75} & a_{76} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{wop} \\ u_y \\ u_p \\ u_{r^*[\rho]} \\ u_r \\ u_m \\ u_{rer} \end{bmatrix},$$

donde e_{wop}, e_y, e_p, $e_{r^*[\rho]}$, e_r, e_m, y e_{rer} son *shocks* estructurales, esto es, *shocks* de oferta externa, de oferta interna, de precios, de tasas de interés externa, de demanda por dinero y de tipo de cambio real, mientras que u_{wop}, u_y, u_p, $u_{r^*[\rho]}$, u_r, u_m, y u_{rer} son las correspondientes innovaciones residuales.

Es importante hacer notar que este sistema representa únicamente restricciones contemporáneas sobre los parámetros. No se han impuesto restricciones adicionales sobre los parámetros estructurales rezagados. Las particularidades del esquema de identificación son las siguientes:

i. El precio mundial del petróleo es la variable más exógena, ya que no depende de ninguna variable interna o externa. Por este motivo, el precio

mundial del petróleo es la primera variable del sistema. Como se mencionó anteriormente, al incluir esta variable se evitarían los *puzzles* de precios, donde *shocks* de tasa de política monetaria implicarían aumentos en el nivel de precios.

ii. El IMACEC depende contemporáneamente sólo del precio mundial del petróleo. Se supone que los agregados monetarios, el tipo de cambio real y tanto la tasa de interés externa como la interna no afectan contemporáneamente a la actividad. La justificación más plausible para este supuesto es que la existencia de costos de ajuste genera que las empresas chilenas no cambien repentinamente su producto ante cambios en la política monetaria.

iii. El nivel de precios se ve afectado contemporáneamente por el precio mundial del petróleo y por el nivel de actividad. Se asume que desviaciones del producto de su potencial generan un impacto sobre el nivel de precios dentro del mismo mes. También se asume que el *pass-through* inmediato en Chile es insignificante, es decir, el tipo de cambio no afectaría instantáneamente el nivel de precios (medido según el IPC).

iv. Las variables que reflejan las condiciones internacionales (r^* o ρ) dependen únicamente del precio mundial del petróleo. En el caso de r^*, esto se justifica porque la Reserva Federal de EE.UU. incrementa la tasa de los fondos federales, en respuesta a *shocks* inflacionarios. Dado que no es muy probable que movimientos en la tasa de interés de EE.UU. afecten el producto y la inflación chilena dentro del período, parece ser razonable ordenar esta variable como la última entre las que no están relacionadas con las políticas del BCCh. Por otra parte, los mercados emergentes muestran una fuerte dependencia del petróleo, por lo que cambios en este precio inducen a reconsiderar los análisis de riesgo y retorno de estas economías.

v. El modelo supone que el BCCh ajusta la tasa de política monetaria contemporáneamente a las innovaciones externas y a las del precio mundial del petróleo. La principal razón para ello es la disponibilidad de información. Dado que la información sobre estas dos variables se encuentra disponible contemporáneamente, las innovaciones de estas variables se encuentran en el *set* de información del BCCh. Estas variables se incluyen para aislar cambios exógenos de la política monetaria. Debido a que se ha considerado el tipo de cambio real en vez del tipo de cambio nominal, el modelo también excluye el tipo de cambio real contemporáneo de la función de reacción del BCCh, debido a que su valor no se encuentra disponible dentro del mismo mes.[21] Nótese nuevamente que esta especificación no elimina el hecho de que el BCCh reaccione frente a las demás variables, incluyendo el IMACEC y el IPC, en los meses siguientes.

vi. El modelo supone una demanda por dinero convencional. La demanda nominal de dinero depende del ingreso real, del nivel de precios y de la tasa de interés.

vii. El modelo también supone que todas las variables tienen efectos contemporáneos sobre el tipo de cambio real.

En resumen, los *shocks* estructurales se componen de cuatro bloques: (1) mercado monetario compuesto por las ecuaciones de oferta y demanda por dinero; (2) mercado de bienes domésticos, el que incluye las ecuaciones del IMACEC y del IPC; (3) *shocks* exógenos, los que corresponden a las ecuaciones del precio mundial del petróleo y de las condiciones financieras internacionales; y (4) la condición de arbitraje que corresponde a la ecuación del tipo de cambio real.

En el apéndice C se presentan los coeficientes contemporáneos estimados para diferentes modelos estructurales y distintas muestras. En la muestra base (1991:01–2001:01) se encuentra que los valores estimados de los parámetros son los que uno esperaría para la ecuación que relaciona las innovaciones de la tasa de política monetaria con las innovaciones en el precio mundial del petróleo y la tasa de interés externa. Específicamente, el BCCh incrementa su tasa de política cuando observa alzas inesperadas

[21] *Se examinó la inclusión del tipo de cambio nominal en vez del tipo de cambio real en el SVAR. Dependiendo de la muestra utilizada, se encontró que la inclusión del tipo de cambio nominal produce funciones de impulso-respuesta similares o simplemente respuestas dinámicas anormales. Más aún, a los niveles de significancia convencionales se rechaza el test de razón de verosimilitud sobre restricciones sobreidentificadas que incluye el tipo de cambio nominal.*

tanto en el precio del petróleo como en la tasa de interés externa. Sin embargo, ninguno de los dos coeficientes es estadísticamente significativo, lo cual sugeriría que el BCCh no trata de ajustar su tasa de política frente a estas variables en el mismo período. En el cuadro también se reportan los resultados de los tests de razones de verosimilitud que prueban restricciones sobreidentificadas. En general, las restricciones de identificación no son rechazadas a los niveles de significancia convencionales.

IV. Efectos de los *Shocks* de Política Monetaria

1. Teoría

Según la literatura tradicional, una contracción monetaria tiene los siguientes efectos:

i. En la presencia de una contracción monetaria doméstica, la tasas de interés tiende inicialmente a subir y los agregados monetarios a caer.

ii. El nivel de precios y el nivel de actividad declinan en el corto y mediano plazo. Un incremento de la tasa de interés se puede interpretar como una señal de que la autoridad monetaria cree que la economía está creciendo más fuerte que lo esperado. En otras palabras, que el producto actual es mayor que el producto potencial, lo que puede generar presiones inflacionarias. Así, de acuerdo con esta interpretación teórica, se esperaría que un incremento de la tasa de interés lleve al producto efectivo a su nivel potencial, a la vez que el nivel de precios se reduce al nivel de pleno empleo. En este caso, la contracción monetaria afectaría el nivel de precios y el producto por dos potenciales canales: primero, un incremento de la tasa de política monetaria incrementaría el costo del crédito en el mercado, lo cual reduciría el consumo y la inversión, y consecuentemente, el nivel de producto y de precios. Por otra parte, el aumento en las tasas de interés producirá una caída de los precios de los activos financieros, lo cual también puede afectar negativamente ambos tipos de gasto; el consumo, ya que los agentes privados se sienten más pobres, y la inversión, por el aumento del costo del capital.

iii. Las variaciones de la tasa de interés causadas por la autoridad también afectan el tipo de cambio. Un incremento inesperado en la tasa de política doméstica generará un aumento en el valor del peso respecto del dólar al momento del impacto. Esta apreciación se origina, ya que tasas de interés más altas hacen que los activos en pesos sean más atractivos para los inversionistas locales y para los extranjeros. Como consecuencia de lo anterior, el tipo de cambio se mueve a un nivel en donde los agentes económicos esperan una depreciación futura del peso, lo cual reduce la atracción de los activos denominados en pesos.

iv. Análogamente, por las mismas razones del caso anterior, un incremento inesperado de la tasa de interés externa y/o del premio por riesgo generaría una depreciación del tipo cambio. Una política monetaria externa contractiva que aumente parcialmente la tasa de interés doméstica, para una tasa de inflación dada, provocaría una depreciación del tipo de cambio real y nominal y una caída en el nivel de precios. Sin embargo, la depreciación real será sólo transitoria, y durará hasta que el nivel de precios se ajuste a su nivel previo al *shock*.

2. Evidencia Empírica

Esta sección se divide en tres subsecciones. En la primera subsección se presentan los efectos de una contracción monetaria doméstica, analizando las respuestas de las variables del modelo a un *shock* estructural de una desviación estándar. Luego, se presentan los resultados del análisis de descomposición de varianza, el cual determina qué proporción de la varianza de cada serie es atribuible a cada *shock*. Finalmente, se estudia la respuesta de las variables macroeconómicas chilenas a una innovación externa.

Los gráficos 4 y 5 muestran las funciones de impulso-respuesta del producto, del nivel de precios, de la tasa de política monetaria, de los agregados monetarios y del tipo de cambio real ante una innovación de una desviación estándar en la tasa de interés doméstica. Por su parte, los gráficos 6 y 7 muestran las funciones impulso-respuesta de las variables anteriores ante un *shock* de una desviación estándar en la tasa de interés externa y del premio por riesgo, respectivamente. El horizonte analizado corresponde a 36 meses. En cada gráfico, la línea sólida corresponde a la trayectoria del impulso-respuesta de la variables, mientras que

las líneas más suaves son las bandas de error generadas a partir de 1000 simulaciones usando la integración de *bootstrapping*. Finalmente, con el fin de cuantificar de mejor forma los efectos de los distintos ejercicios, en el análisis se normalizan los *shocks* de tasas de interés y de la prima por riesgo a 100 y 300 puntos base, respectivamente; los gráficos presentan las funciones de impulso-respuesta con el tamaño original de los *shocks*.

Efectos de una contracción monetaria interna

Nuestro interés es el de evaluar cómo el instrumento de política monetaria afecta las distintas variables macroeconómicas chilenas, particularmente, contrastándola con la evidencia narrativa de la política del BCCh. Los resultados son relativamente consistentes con la evidencia narrativa por dos razones principalmente. Por un lado, los efectos de cambios inesperados en el instrumento del BCCh registran un impacto contracíclico moderado en el tipo de cambio, el cual podría estar influenciado por el largo período de flotación sucia. Por otro, los movimientos inesperados en la tasa de política monetaria muestran un impacto importante sobre el IMACEC.

Sin embargo, el impacto de la tasa de política monetaria sobre el nivel de precios no sería consistente con la evidencia narrativa. En particular, un *shock* monetario doméstico afecta el nivel de precios sólo después de un año. En este caso se pueden plantear dos posibles explicaciones. Primero, dado que el *shock* de política sólo produce un modesto aumento temporal en la tasa de interés de corto plazo, éste no sería suficiente para disminuir el nivel de precios en un período más corto. Segundo, el *shock* de política podría estar no perfectamente identificado, es decir, podría existir información que el BCCh usa, pero que no está contenida en la información utilizada por el modelo empírico.

El gráfico 4 presenta las funciones de impulso-respuesta de un *shock* de una desviación estándar en la tasa de política monetaria, considerando dos tipos de *shocks* externos. La primera columna de gráficos muestra las funciones de impulso-respuesta de un VAR estructural que incluye la tasa de los fondos federales de EE.UU. (r^*), mientras que la segunda columna de gráficos muestra los resultados del mismo ejercicio, pero utilizando una medida de premio por riesgo para países emergentes (ρ). En ambos casos, las funciones de impulso-respuesta parecen ser consistentes con las creencias convencionales. En particular, se encontraron diversos resultados interesantes.

Primero, el producto es significativamente más bajo a partir del quinto mes, con un efecto que dura al menos un año. En particular, un incremento de 100 puntos base en la tasa de política monetaria causa una reducción del IMACEC entre 1.0 y 1.3% en el sexto mes y entre 1.4 y 1.6% al cabo de un año. Este resultado es consistente con el modelo de Mundell-Fleming, en el cual los *shocks* monetarios tienen efectos importantes sobre el producto en presencia de tipos de cambio (relativamente) flexibles.

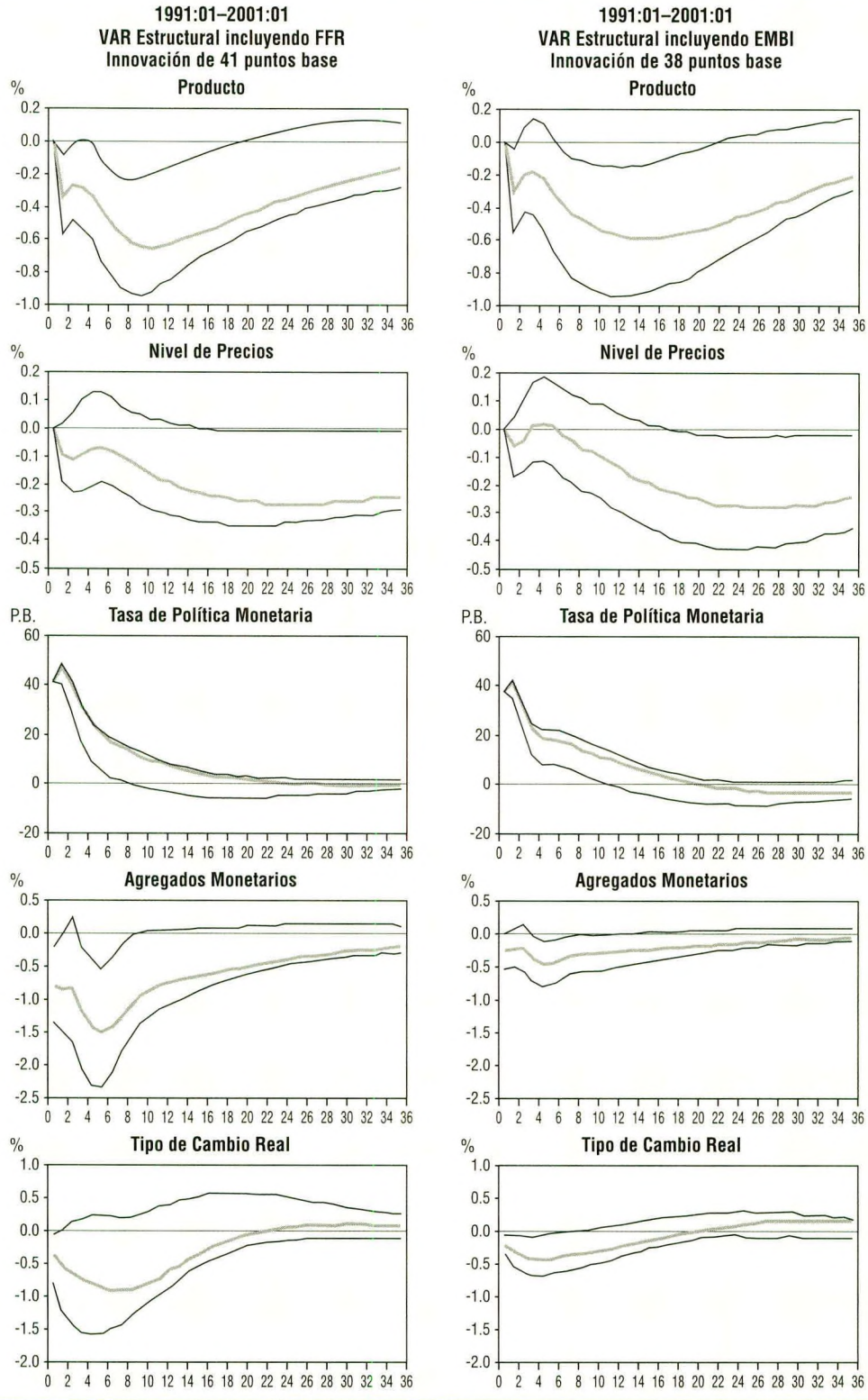
Segundo, como respuesta a un *shock* de la tasa de política monetaria, la tasa de interés se incrementa[22], y los agregados monetarios caen entre 2.7 y 3.5% en el sexto mes, y entre 1.7 y 2.1% en un año. En términos de persistencia, el incremento de la tasa de interés tiende a ser similar a la de la caída en los agregados monetarios (casi 8 meses).

Tercero, luego de una contracción monetaria, el nivel de precios tiende a caer en todo el horizonte de simulación. Sin embargo, dada la amplitud de las bandas del intervalo de confianza, la innovación monetaria requiere de un tiempo equivalente a 15 meses, para desplegar efectos significativos sobre el nivel de precios. Más aún, no existe evidencia de un *puzzle* de precios como el encontrado por numerosos estudios previos. Por ejemplo, Calvo y Mendoza (1998), utilizando una muestra que comprende el período 1987:01–1997:05, concluyen que el nivel de precios de Chile se incrementa ante un *shock* de política de 1%. No obstante, este resultado es significativo en sólo uno de los cuatro casos analizados. Por su parte, Morandé y Schmidt-Hebbel (1997), Valdés (1998) y Chumacero (2000) no encuentran conclusiones claras respecto a la inflación. Sin embargo, los dos primeros encuentran evidencia que innovaciones de la tasa de interés doméstica reducen

[22] *Una innovación de una desviación estándar en la tasa de política monetaria corresponde a 41 ó 38 puntos base, dependiendo si el SVAR incluye la tasa de los fondos federales de EE.UU. o la prima por riesgo, respectivamente (ver la tercera fila de cuadros del gráfico 4). El tamaño de los* shocks *parece ser similar a los presentados para EE.UU. (aproximadamente 50 puntos base), pero menor a los de algunos países europeos (por ejemplo, hasta 100 puntos base en Italia).*

GRÁFICO 4

Respuestas Dinámicas a Innovaciones de la Tasa de Política Monetaria



la brecha de inflación (diferencia entre la inflación efectiva y la meta de inflación del período).[23]

Finalmente, se considera el efecto de un *shock* de política monetaria sobre el tipo de cambio real. Una contracción monetaria de 100 puntos base genera una apreciación real —estadísticamente significativa— al momento del impacto de casi 1% (0.83 – 0.95%). Posteriormente, y de acuerdo con la paridad descubierta de tasas de interés, el tipo de cambio real revierte su tendencia y comienza una trayectoria gobernada por las expectativas de depreciación causadas por la apreciación inicial. Estos efectos son menores a los que se podría esperar teóricamente para países con un régimen de tipo de cambio flexible. Por ejemplo, Zettelmeyer (2000), utilizando una metodología empírica distinta a los VAR, encuentra que un *shock* contractivo de 100 puntos base aprecia en promedio el tipo de cambio real 2 a 3% en Australia, Canadá y Nueva Zelanda.

Para analizar la robustez de estos resultados se experimenta con distintas muestras, diferentes modelos estructurales (SVAR en diferencias) y diferentes variables dentro del marco del SVAR base. En el gráfico 5 se pueden observar los ejercicios usando distintas muestras, incluyendo el período muestral previo a la crisis asiática. En general, los resultados encontrados son consistentes con los encontrados en el caso base (1991:01–2001:01). La única excepción es el período 1991:01–1998:01 que presenta el *puzzle* cambiario. Este *puzzle* se podría explicar por dos factores inherentes a este particular período muestral: el encaje a la entrada de capitales y el sistema de tipo de cambio administrado.

El cuadro 1 muestra algunos ejercicios de robustez considerando cambios en el modelo base utilizando diferentes variables (se cambian una por una): inflación subyacente (*cp*), tipo de cambio nominal (*ner*) y precio mundial de los *commodities* (*wcp*). El *ticket* significa que los efectos encontrados en la especificación alternativa son similares a los del modelo base. En general, estos resultados no cambian significativamente en comparación con el VAR estructural base; sólo en un caso aparece el *puzzle* de precios, sin embargo, éste no es significativo. Incluso se mantiene el resultado principal cuando se estima un SVAR en diferencias.

Finalmente, es importante mencionar que el uso de un sistema no recursivo en conjunto con la inclusión del precio mundial del petróleo, pareciera ser importante en el caso chileno. Específicamente, y coherente con estudios anteriores, cuando se estiman sistemas recursivos se encuentran los puzzles mencionados.

Fuentes de variación del producto, nivel de precios y del tipo de cambio real

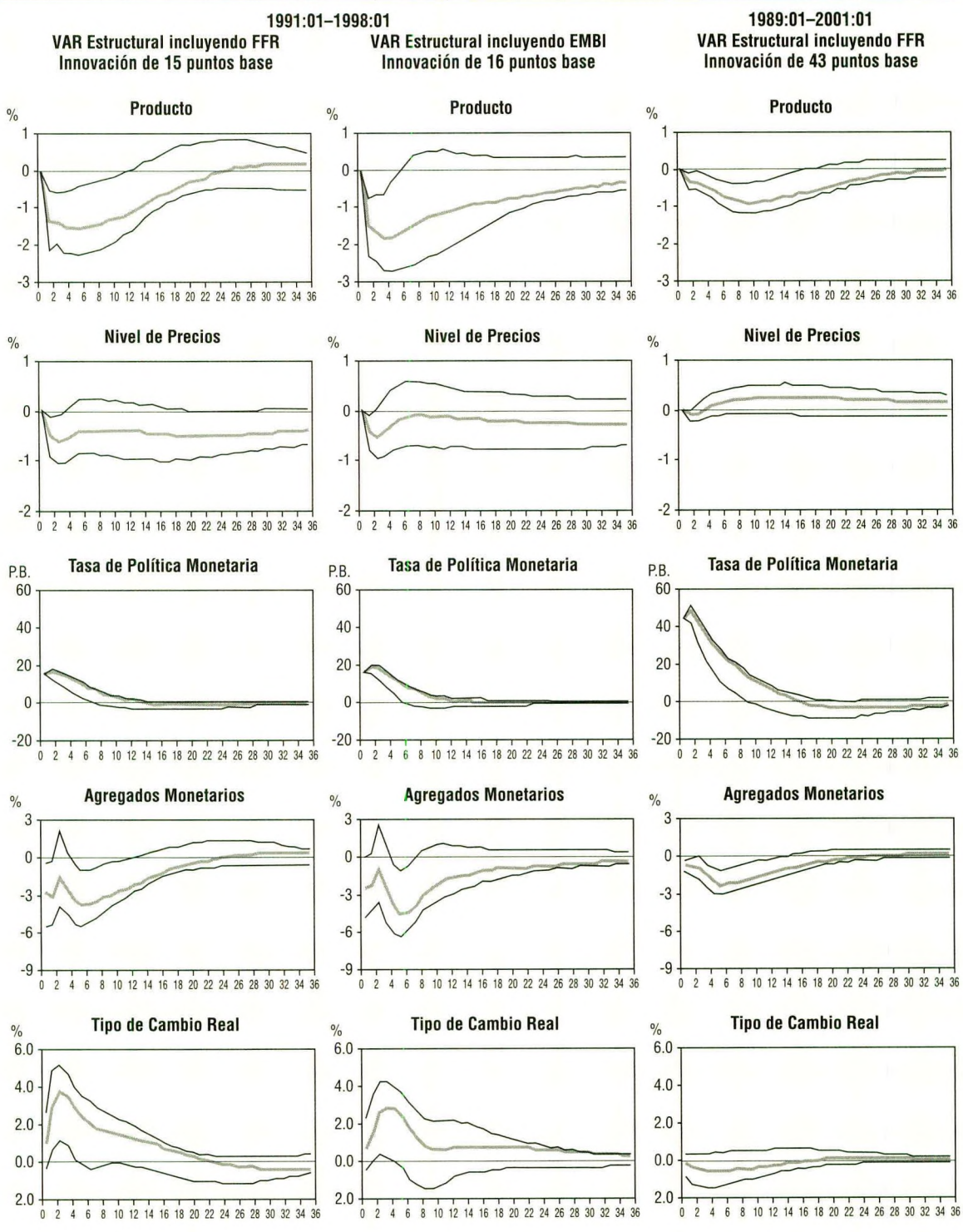
Esta sección presenta un análisis de descomposición de varianza para determinar qué proporción de la varianza de cada serie se puede atribuir a cada *shock*. Los cuadros 2, 3 y 4 muestran las fuentes de variación del producto, del nivel de precios y del tipo de cambio real, respectivamente. La primera fila de cada cuadro presenta la fuente de variación, mientras que la primera columna exhibe el horizonte de proyección en meses.

Descomposición de la varianza del producto: En este caso, los resultados se pueden resumir de la siguiente manera (ver cuadro 2): primero, los *shocks* externos tienen un efecto sustancial sobre la volatilidad del producto; particularmente, los *shocks* de tipo de cambio real dominan las fuentes de variabilidad del IMACEC. En un horizonte de seis meses, el tipo de cambio real explica 15.5% de la variación del IMACEC, mientras que en el primer año lo hace 19.7% y en el segundo 15.7%. Segundo, los *shocks* del precio mundial del petróleo y de la tasa de interés externa explican más del 10% de la variación del IMACEC en los primeros seis meses y casi 15.7% en el segundo año. Este resultado parece plausible, considerando que la economía chilena es pequeña, muy sensible a una variedad de *shocks* externos y dependiente fuertemente de recursos naturales, tanto en exportaciones (por ejemplo, cobre, frutas frescas y similares) como en importaciones (por ejemplo, petróleo). Tercero, los *shocks* de política monetaria tienen un impacto pequeño sobre el producto doméstico en los primeros meses, volviéndose más relevante después de un año. Este resultado es consistente con los encontrados por muchos otros autores, tales como Kim (1999) y Kim y Roubini

[23] *En este estudio no se ha considerado la brecha de inflación en el SVAR, debido a que todas las variables que condicionan el objetivo de inflación del BCCh ya están incluidas en nuestro sistema. Más aún, si se incluyera alguna medida de brecha de inflación en el SVAR surgirían dificultades teóricas para explicar la relación entre esa variable y su impacto sobre el resto de la variables estructurales del sistema.*

GRÁFICO 5

Respuestas Dinámicas a Innovaciones de la Tasa de Política Monetaria
(muestras seleccionadas)



(2000), en cuyos trabajos los *shocks* de política monetaria no son la fuente de variabilidad más importante en los países que componen el G-7.

Descomposición de la varianza del nivel de precios: El cuadro 3 muestra la fracción de la variación del error de pronóstico del nivel de precios. De todos los *shocks*, el de la tasa de política monetaria es el que juega el rol más importante en explicar la variación del nivel de precios en el medio plazo, aunque sólo explica 10% de la variación del nivel de precios en el segundo año. En períodos más cortos, la fuente dominante de las variaciones de precio proviene de los agregados monetarios.

Descomposición de la varianza del tipo de cambio real: Finalmente, en el cuadro 4 se puede observar que los *shocks* de política monetaria tienen un efecto débil sobre la variabilidad del tipo de cambio real, particularmente, en el corto plazo. Kim y Roubini (2000) encuentran un efecto similar para algunos de los países del G-7 (Canadá e Italia), donde los *shocks* de política monetaria explican 4% en un período de 6 meses y 6% en 24 meses.

CUADRO 1

VAR Estructurales (1991:0–2001:01)
(ejercicios seleccionados)

Modelo	*Shock* de *r*	Comentarios
(*wop, y, p, r*[ρ], r, m, rer*)	✓	Consistente con la teoría
(*wop, y, cp, r*, r, m, rer*)	✓	*Puzzle* de precios (no significativo)
(*wop, y, p, r*, r, m, ner*)	✓	Consistente con la teoría
(*wcp, y, p, r*, r, m, rer*)	✓	Consistente con la teoría
(*Δwop, Δy, Δp, r*, r, Δm, Δrer*)	✓	Consistente con la teoría

CUADRO 2

Descomposición de Varianza del Producto

Horizonte	Error estándar	*wop*	*y*	*p*	*r**	*r*	*m*	*rer*
1	0.008	3.41	96.59	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
6	0.015	9.88	55.94	1.74	0.75	5.60	10.60	15.49
12	0.019	11.47	38.17	1.46	1.44	14.06	13.70	19.70
18	0.021	11.36	32.28	4.01	3.07	18.74	13.33	17.21
24	0.023	10.50	29.65	8.21	4.28	19.71	11.98	15.67
30	0.024	9.58	28.19	12.22	4.56	19.04	10.73	15.70
36	0.025	8.93	27.16	15.25	4.37	18.16	9.87	16.27

En síntesis, las fuentes de variabilidad del producto, del nivel de precios y del tipo de cambio real en Chile son similares a las presentadas en algunos países industrializados, donde la política monetaria explica una proporción relativamente pequeña de las fluctuaciones de estas tres variables. No obstante, estos resultados no debieran sugerir que la política monetaria chilena no ha sido importante durante la década de los noventa. Existen dos razones importantes que se deben considerar. Primero, es posible que la política monetaria sistemática (más que la no anticipada) reduzca la varianza del producto y de la inflación. Segundo, los ejercicios de descomposición de varianza, en contraste con las funciones de impulso-respuesta, no nos entregan información sobre los efectos potenciales de las sorpresas de política monetaria; éstos sólo entregan información respecto de la combinación de los potenciales efectos que tiene un *shock* de política monetaria, dada una muestra particular.

CUADRO 3

Descomposición de Varianza del Nivel de Precios

Horizonte	Error estándar	*wop*	*y*	*p*	*r**	*r*	*m*	*rer*
1	0.004	0.80	0.01	99.14	0.00	0.00	0.00	0.00
6	0.008	0.34	0.22	90.98	0.70	1.15	4.42	2.20
12	0.010	1.69	0.30	84.78	0.52	3.33	6.61	2.78
18	0.011	3.58	0.24	78.83	0.41	6.87	7.51	2.56
24	0.012	5.07	0.26	74.24	0.36	9.98	7.54	2.55
30	0.014	6.06	0.43	71.03	0.35	12.16	7.18	2.79
36	0.015	6.66	0.70	68.82	0.36	13.54	6.73	3.19

CUADRO 4

Descomposición de Varianza del Tipo de Cambio Real

Horizonte	Error estándar	*wop*	*y*	*p*	*r**	*r*	*m*	*rer*
1	0.014	0.65	1.91	0.81	0.29	0.99	3.08	92.27
6	0.039	4.17	11.42	3.38	0.05	3.90	9.43	67.64
12	0.044	5.55	16.65	4.80	0.43	6.27	8.64	57.66
18	0.047	5.18	18.23	5.42	1.17	6.17	8.87	54.97
24	0.048	4.97	18.35	5.48	2.05	5.89	9.15	54.12
30	0.048	4.89	18.12	5.40	2.97	5.82	9.26	53.54
36	0.049	4.85	17.96	5.42	3.71	5.81	9.24	53.02

Efectos de una contracción monetaria externa

Esta subsección reporta los efectos de un *shock* positivo en la tasa de interés externa (tasa de los fondos federales de EE.UU.) sobre las variables macroeconómicas chilenas. Las funciones de impulso-respuesta se presentan en el gráfico 6.

Primero, una innovación positiva de la tasa de interés externa de 100 puntos base provoca un incremento en la tasa de interés doméstica de 20 puntos base al momento del impacto.[24] Existen dos razones posibles que explican lo anterior. Primero, dado que EE.UU. es una economía grande, la tasa de política monetaria tiende a seguir los incrementos de la tasa de interés norteamericana. En el caso chileno, esto se puede explicar porque la autoridad monetaria mantiene un fuerte compromiso de mantener la estabilidad de precios mediante el régimen de metas de inflación. Por ello, dada la paridad descubierta de tasas de interés, un aumento de la tasa externa se asocia con una depreciación del tipo de cambio, generando presiones sobre el índice de precios, a través del precio de los bienes transables. En todo caso, vale la pena hacer notar que este efecto tiene una breve persistencia de sólo dos meses.

Segundo, como consecuencia del primer resultado, no se encuentran efectos significativos sobre el nivel de precios y el tipo de cambio real. Esta falta de flexibilidad puede ser un argumento a favor de lo que en la literatura se conoce como "miedo a flotar"; sin embargo, las causas de este comportamiento se explican más bien por el "miedo a la inflación", que tiene su origen en el esquema de metas de inflación más que por una preocupación por las fluctuaciones en el tipo de cambio.

Tercero, una innovación positiva de la tasa de interés externa provoca una reducción inicial de los agregados monetarios. No obstante, la respuesta dinámica no es estadísticamente significativa. La razón para ello es que las innovaciones externas implican un aumento de la tasa de interés doméstica y, consecuentemente, los agregados monetarios tenderían a disminuir.

Finalmente, el producto presenta respuestas tanto positivas como negativas. Inicialmente, el producto cae al momento del impacto por las mayores tasas de interés. Sin embargo, en el mediano plazo las menores tasas de interés, respecto a su nivel al momento del impacto, impulsan la demanda agregada, lo que tiende a aumentar la actividad.

En la mayoría de los casos, las innovaciones de la política monetaria externa presentan efectos significativos sobre la tasa de interés doméstica de muy corta duración. No obstante, las respuestas dinámicas del resto de las variables macroeconómicas chilenas —ante una contracción monetaria externa— no son estadísticamente significativas.

Efectos de shocks del premio por riesgo

Tal como era esperable, los efectos de *shocks* de premio por riesgo y de tasas de interés externa son similares (ver el gráfico 7). La principal diferencia es que las innovaciones del premio por riesgo presentan efectos significativos, no sólo sobre la tasa de interés, sino que también sobre los agregados monetarios y el tipo de cambio. En particular, un incremento del índice de premio por riesgo (EMBI), por ejemplo, de 300 puntos base,[25] genera un aumento de 20 puntos base en la tasa de interés doméstica al momento del impacto, depreciando el tipo de cambio 1.4%. El impacto máximo se alcanza al período siguiente cuando la tasa de interés doméstica se incrementa 24 puntos base y el tipo de cambio se deprecia 1.9%.

Un *shock* del premio por riesgo, en términos de los efectos sobre las variables chilenas, es más fuerte que uno de la tasa de interés externa. El impacto sobre la tasa de interés doméstica es casi el doble, consecuentemente, el impacto sobre los agregados monetarios y sobre el tipo de cambio real es a su vez mayor. Este resultado podría sugerir que la economía chilena es más sensible a cambios en las condiciones internacionales, a través de la variación del riesgo en los mercados emergentes, que a fluctuaciones en la tasa de interés externa. Así, existiría evidencia parcial que señala que el régimen cambiario en Chile ha permitido aislar a la economía de *shocks* de premio por riesgo, lo que a su vez es un argumento contrario al del "miedo a flotar".

[24] *Una desviación estándar de la tasa de interés externa corresponde a 14 puntos base.*

[25] *Una desviación estándar del premio por riesgo corresponde a 89 puntos base.*

GRÁFICO 6

Respuestas Dinámicas a Innovaciones de la Tasa de Interés Externa

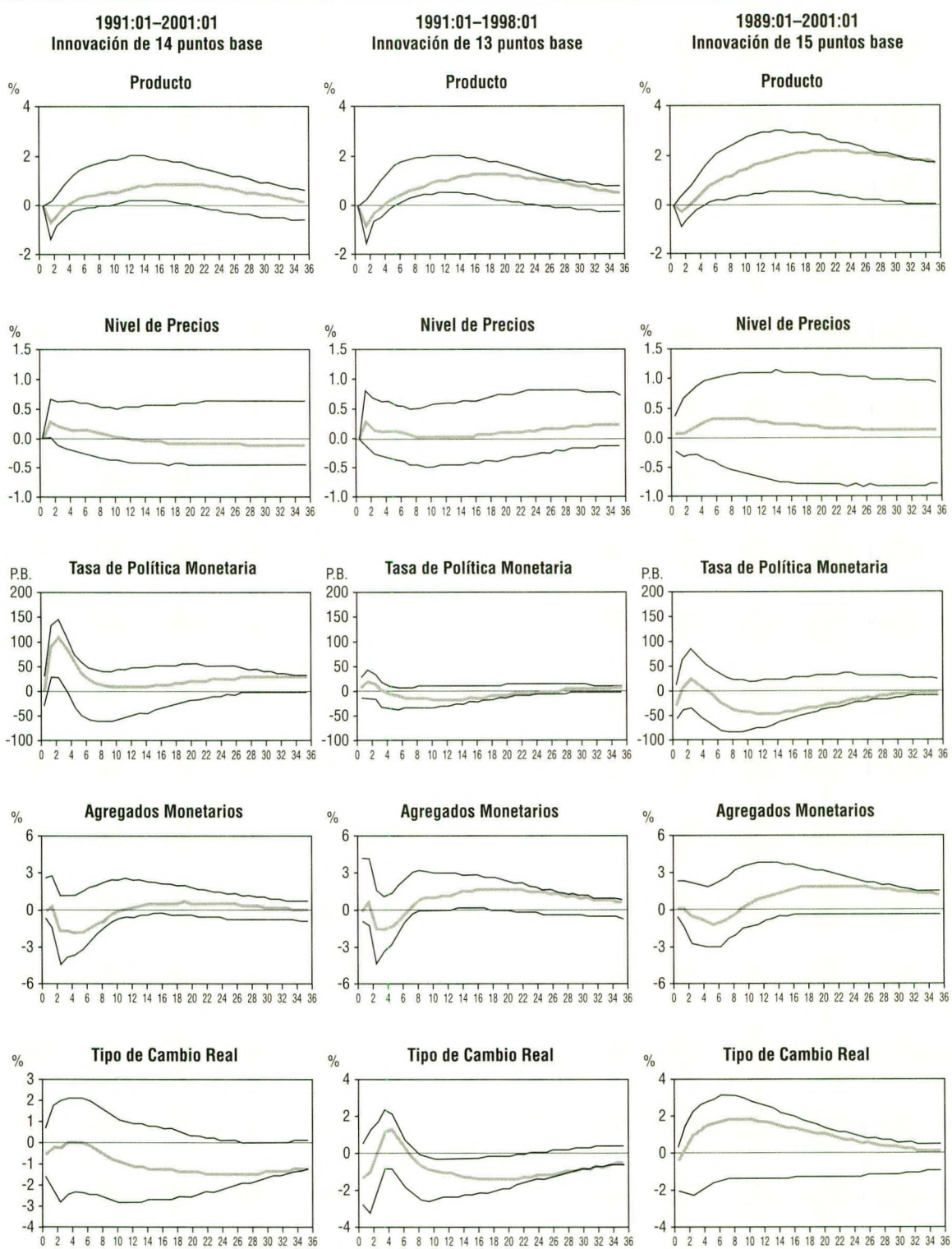
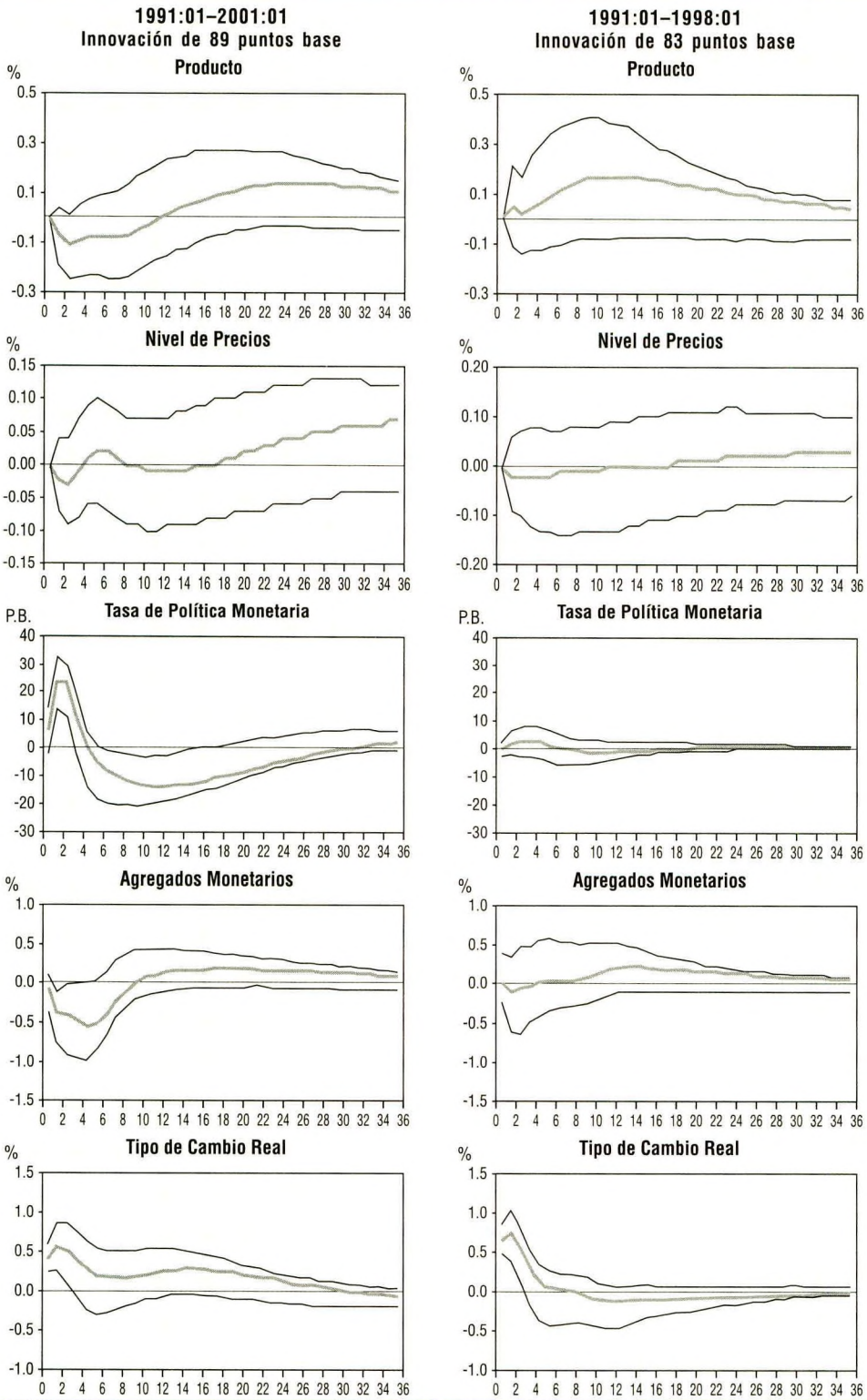


GRÁFICO 7

Respuestas Dinámicas a Innovaciones de la Prima por Riesgo
(muestras seleccionadas)



V. Comentarios Finales

En este trabajo se ha desarrollado un modelo de vectores autorregresivos estructurales de la economía chilena, basado en Cushman y Zha (1997) y Kim y Roubini (2000), cuyo diseño de identificación permite resolver *puzzles* empíricos convencionales. En particular, los resultados no evidencian los *puzzles* de precios y de tipo de cambio.

Los aspectos claves, que diferencian ese trabajo de estudios previos, lo constituyen la imposición de restricciones contemporáneas plausibles sobre las variables macroeconómicas para identificar los *shocks* estructurales del sistema y la inclusión de variables que representan presiones inflacionarias. Estos dos aspectos permitirían evitar, en cierta medida, los mencionados *puzzles* empíricos.

En general los resultados encontrados son consistentes con un amplia gama de modelos teóricos. Primero, innovaciones monetarias domésticas generan un incremento de la tasa de interés, una caída transitoria del producto y de los agregados monetarios, una reducción del nivel de precios y una apreciación del tipo de cambio.

Respecto al impacto sobre el nivel de precios, es importante mencionar que cambios inesperados en el instrumento de política monetaria generan un impacto en el nivel de precios solamente después de un año. Esto llevaría a concluir que la política monetaria en Chile no sería muy útil en reducir la inflación. Sin embargo, la evidencia aún es limitada, ya que esta situación podría estar explicada tanto por el tamaño de los *shocks* monetarios, los cuales no serían suficientemente extensos para afectar el nivel de precios significativamente en el corto plazo, o por que simplemente el *shock* de política no estaría perfectamente identificado.

Segundo, las fuentes domésticas de volatilidad son similares a las presentadas en países industrializados, donde la política monetaria explica una proporción reducida de la variabilidad del producto, del nivel de precios y del tipo de cambio real.

Tercero, las innovaciones en la política monetaria externa presentan efectos sobre la tasa de política monetaria interna de corta duración, y escasa influencia sobre otras variables macroeconómicas chilenas. Finalmente, y en contraste con los *shocks* de la tasa de interés externa, las innovaciones en el premio por riesgo presentan efectos significativos, tanto sobre la tasa de política monetaria como sobre el tipo de cambio real.

En términos de la política actual del BCCh, el modelo sugiere que mientras la autoridad monetaria siga una regla de política sistemática y minimice el comportamiento errático de la tasa de interés, será conveniente flexibilizar aún más el tipo de cambio por los efectos positivos sobre la actividad real. El tipo de cambio, al reaccionar frente a cambio en las condiciones financieras internacionales, actúa como una válvula de escape frente a presiones negativas en el producto. Es importante mencionar, sin embargo, que se necesitan series más largas de datos para capturar de mejor manera la flexibilidad cambiaria durante el régimen de metas de inflación.

En una etapa futura de este proyecto de investigación, sería natural extender el análisis efectuado a los componentes sistemáticos de la política monetaria. Esto permitiría complementar el análisis relativo a la operación del BCCh en la práctica.

Referencias

Banco Central de Chile (2000). "Política Monetaria del Banco Central de Chile, Objetivos y Transmisión." Santiago: Banco Central de Chile.

Bernanke, B. (1986). "Alternative Explanations of the Money-Income Correlation." *Carnegie-Rochester on Public Policy* 25: 49-99.

Bernanke, B. y A. Blinder (1992). "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission." *American Economic Review* 82(4): 901-22.

Blanchard, O. y M. Watson (1986). "Are Business Cycle all Alike." En *The American Business Cycle: Continuity and Change*, editado por R. Gordon. Chicago, Illinois: University of Chicago Press.

Borensztein, E., J. Zettelmeyer y T. Philippon (2001). "Monetary Independence in Emerging Markets: Does the Exchange Rate Regime Make a Difference?" Documento de Trabajo N° 1. Fondo Monetario Internacional.

Cabrera, A. y L. F. Lagos (1999). "Mirando dentro de la Caja Negra: Política Monetaria en Chile." Mimeo. Banco Central de Chile.

Calvo, G. y E. Mendoza (1998). "Empirical Puzzles of Chilean Stabilization Policy." Mimeo. University of Maryland.

Calvo, G. y C. Reinhart (2000). "Fear of Floating." Mimeo. University of Maryland.

Chumacero, R. (2000). "A Toolkit for Analyzing Alternative Policies in the Chilean Economy." Mimeo. Banco Central de Chile.

Christiano, L., M. Eichenbaum y C. Evans (1997). "Sticky Price and Limited Participation Models of Money: a Comparison." *European Economic Review* 41: 1201-49.

Cushman, D. y T. Zha (1997). "Identifying Monetary Policy in a Small Open Economy under Flexible Exchange Rates." *Journal of Monetary Economics* 39: 433-48.

Eichenbaum M. y C. Evans (1995). "Some Empirical Evidence on the Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rates." *Quarterly Journal of Economics* 110(4): 975-1009.

Gavin, M., R. Hausmann y C. Pagés-Serra y E. Stein (1999). "Financial Turmoil and Choice of Exchange Rate Regime." Mimeo. IADB.

Gordon, D. y E. Leeper (1994). "The Dynamics Impacts of Monetary Policy: An Exercise in Tentative Identification." *Journal of Political Economy* 102(6): 1228-47.

Grilli, V. y N. Roubini (1995). "Liquidity and Exchange Rates: Puzzling Evidence from the G-7 Countries." Documento de Trabajo Nº 31. New York University.

Grilli, V. y N. Roubini (1996). "Liquidity Models in Open Economies: Theory and Empirical Evidence." *European Economic Review* 40: 847-59.

Kim, S. (1999). "Do Monetary Policy Shocks Matter in the G-7 Countries? Using Common Identifying Assumptions about Monetary Policy Across Countries." *Journal of International Economics* 48: 387-412.

Kim, S. y N. Roubini (2000). "Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution with a Structural VAR Approach." *Journal of Monetary Economics* 45: 561-586.

Landerretche, O., F. Morandé and K. Schmidt-Hebbel (1999). "Inflation Targets and Stabilization in Chile." Documento de Trabajo Nº 55. Banco Central de Chile.

Massad, C. (1998). "La Política Monetaria en Chile." *Economía Chilena* 1(1): 7-27.

McCallum, B. (1993). "Unit Roots in Macroeconomic Time Series: Some Critical Issues." *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review* 79.

Morandé, F. (2001a). "Una Década de Metas de Inflación en Chile: Desarrollos, Lecciones y Desafíos." *Economía Chilena* 4(1): 35-62.

Morandé, F. (2001b). "Exchange Rate Policy in Chile: Recent Experience." Mimeo. Banco Central de Chile.

Morandé, F. y K. Schmidt-Hebbel (1997). "Inflation Targets and Indexation in Chile." Mimeo. Banco Central de Chile.

Parrado, E. (2001). "Inflation Targeting and Exchange Rate Rules in an Open Economy." Mimeo. Fondo Monetario Internacional.

Parrado, E. y A. Velasco (2001). "Optimal Interest Rate Policy in a Small Open Economy: The Case for a Clean Float." Mimeo, Harvard University.

Rojas, P. (1993). "El Dinero como un Objetivo Intermedio de Política Monetaria en Chile: Un Análisis Empírico." *Cuadernos de Economía* 30(90): 139-178.

Rosende, F. y L. O. Herrera (1991). "Teoría y Política Monetaria: Elementos para el Análisis." *Cuadernos de Economía* 28(83): 55-93.

Sims, C. (1986). "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis." *Quarterly Review of the Federal Reserve Bank of Minneapolis* 10: 2-16.

Sims, C. (1992). "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy." *European Economic Review* 36: 975-1000.

Svensson, L. (2000). "Open Economy Inflation Targeting." *Journal of International Economics* 50(1): 155-183.

Valdés, R. (1998). "Efectos de la Política Monetaria en Chile." *Cuadernos de Economía* 35(104): 97-125.

Zettelmeyer, J. (2000). "The Impact of Monetary Policy on the Exchange Rate: Evidence from Three Small Open Economies." Documento de Trabajo Nº 141. Fondo Monetario Internacional.

APÉNDICE A

ESTUDIOS EMPÍRICOS QUE UTILIZAN VAR ESTRUCTURALES POLÍTICA MONETARIA EN PAÍSES DESARROLLADOS

Autor (año)	País / Frecuencia de los datos	Modelo / Método de estimación	Variables utilizadas	Resultados principales (impulso-respuesta)	Resultados principales (descomposición de varianza)
Cushman y Zha (1997)	Canadá Datos mensuales 1974–1993	VAR estructural de 10 variables: Exc, M1, R, P, y, Tx, Tm, y*, P*, r*, Wxp* 12 rezagos	- Tipo de cambio, Exc (/$) - Agregados monetarios, M1 - Tasa de interés doméstica, R (tasa de interés del tesoro canadiense a 3 meses) - Precios, P (IPC) - Producto, y (producción industrial) - Exportaciones, Tx - Importaciones, Tm - Producto externo, y* (producción industrial de EE.UU.) - Precios externos, P* (IPC de EE.UU.) - Tasa de interés externa, R* (tasa de interés de los fondos federales de EE.UU.) - Precios externos de exportaciones, Wxp* (índice mundial de precios de exportaciones de *commodities*)	• *Shock* monetario doméstico (tasa de interés): - Producto: - (mensual: 1-6) - Precios: + (mensual: 2), - (mensual: 13, 20-33) - Tipo de cambio nominal: + (mensual: 13) - Tipo de cambio real: + (mensual: 2-3) • No se analiza *shock* monetario externo • No se analiza *shock* de premio por riesgo	• DV del producto - Producción: 17%-100% - Variables externas: 0%-79% - Demanda por dinero: 0%-1% - Oferta de dinero: 0%-3%
Kim (1999)	EE.UU., Alemania, Japón, Canadá, Reino Unido, Francia, Italia Datos mensuales 1965:03–1997:05	VAR estructural de 5 variables: CR, M, CPI, IP, CMPW 14 rezagos	- Tasa de interés doméstica, CR (tasa de interés monetaria "*call*") - Agregados monetarios, M (M1 o M2) - Precios, CPI (IPC) - Producto, IP (producción industrial) - Precios externos de exportaciones, CMPW (índice mundial de precios de exportaciones de commodities)	• *Shock* monetario doméstico (tasa de interés): - Producto: - (mensual: 2-24) - Precios: - (mensual: 3-48) Todos los resultados difieren entre países • No se analiza *shock* monetario externo • No se analiza *shock* de premio por riesgo	• DV del producto - Agregados monetarios: 0%-38% Todos los resultados difieren entre países
Kim y Roubini (2000)	Alemania, Japón, Canadá, Reino Unido, Francia, Italia Datos mensuales 1974:07–1999:12	(i) VAR estructural de 7 variables: R, M, CPI, IP OPW, FFR, E (ii) Modelo (i) con RE en vez de E 6 rezagos	- Tasa de interés doméstica, R (tasa de interés de corto plazo) - Agregados monetarios, M (M0 o M1) - Precios, CPI (IPC) - Producto, IP (producción industrial) - Precios externos, OPW (precio mundial del petróleo en US$) - Tasa de interés externa, FFR (tasa de interés de los fondos federales de EE.UU.) - Tipo de cambio, E(/$) - Tipo de cambio real, RE(/$)	• *Shock* monetario doméstico (tasa de interés): Modelos (i) y (ii): - Producto: - (mensual: 4-24) - Precios: - (mensual: 3-48) - Tipo de cambio nominal: - (mensual: 1-40) - Tipo de cambio real: - (mensual: 1-24) • *Shock* monetario externo (tasa de interés): - Producto: + (mensual: 1-6) y - (mensual: 12-24) - Precios: + (mensual: 2-24) - Tipo de cambio nominal: +(mensual: 1-3) Todos los resultados difieren entre países • No se analiza *shock* de premio por riesgo	• DV del producto - Agregados monetarios: 1%-25% - Precios externos: 1%-28% - Tasa de interés externa: 1%-36% - Tipo de cambio: 0%-30% Todos los resultados difieren entre países

Nota: +/- (): representa un efecto positivo/negativo significativo (el número dentro del paréntesis indica a partir de que mes el efecto se vuelve significativo).

APÉNDICE B

ESTUDIOS EMPÍRICOS QUE UTILIZAN VAR ESTRUCTURALES POLÍTICA MONETARIA EN CHILE

Autor (año)	Frecuencia de los datos	Modelo / Método de estimación	Variables utilizadas	Resultados principales (impulso-respuesta)	Resultados principales (descomposición de varianza)
Rosende y Herrera (1991)	Datos trimestrales 1978:01–1990:02	(i) VAR estándar: h, m, r, p, y) (ii) VAR estándar: h, r, m, p, y) 3 rezagos	- Tasa de interés real, r (tasa reajustable a 90-365 días) - Tipo de cambio real, h - Precios, p (IPC) - Agregados monetarios, m (M1A) - Producto, y (PGB)	• *Shock* monetario doméstico (tasa de interés): - Producto: + (trim: 1-8), desaparece cíclicamente (trim: 30) - Precios: - (trim: 1-3), desaparece cíclicamente (trim: 36) [No se encuentra puzzle de precios] - Tasa de interés doméstica: no se reporta - Dinero real: + (trim: I-4) - Tipo de cambio real: no se reporta Nota: No se reportan intervalos de confianza • No se analiza *shock* monetario externo • No se analiza *shock* de premio por riesgo	• DV del producto - Producto: 15%-73% - Precios: 9%-18% - Tasa de interés doméstica: 1 %-14% - Agregados monetarios: 16%-25% - Tipo de cambio real: 2% - 45% • DV del nivel de precios - Producto: 0%-2%; - Precios: 38%-50% - Tasa de interés doméstica: 11 %-23% - Agregados monetarios: 1%-5% - Tipo de cambio real: 25%-47%
Rojas (1993)	Datos trimestrales 1978:01–1991:02	(i) VAR estándar de 2 variables: agregados monetarios y PGB (ii) Modelo (i) incluyendo TIN (iii) Modelo (i) incluyendo TIR (iv) Modelo (iii) incluyendo préstamos bancarios (v) Modelo (iii) incluyendo G y TCR	- Tasa de interés nominal, TIN, (tasa no reajustable a 30-89 días) - Tasa de interés real, TIR, (tasa reajustable a 30-89 días) - Precios (IPC) - Agregados monetarios (M1, M1A) - Producto, PGB - Tipo de cambio real, TCR - Gasto público, *G*	• *Shock* monetario doméstico (tasa de interés nominal): Modelo (ii): - Producto: - (mensual: 1- ∞) Modelo (iii): - Producto: - (mensual: 1-11, 18-24), + (mensual: 12-17) No se reportan los modelos (iv) y (v) Nota: No se reportan intervalos de confianza • No se analiza *shock* monetario externo • No se analiza *shock* de premio por riesgo	• DV del producto Modelo (i) y (ii): - Producto: 22%-69% - Precios: 1%-24% - Tasa de interés nominal: 0%-8% - Agregados monetarios: 31%-48% Modelo (iii), (iv) y (v): - Producto: 22%-75% - Precios: 0%-13% - Tasa de interés real: 0%-40% - Agregados monetarios: 11 %-30% - Préstamos bancarios: 5%-39%
Valdés (1997)	Datos mensuales 1985:01–1996:08	(i) VAR de 6 variables: tasa de política, inflación subyacente, crecimiento del producto, crecimiento de los agregados monetarios, tipo de cambio real, crecimiento de los términos de intercambio (ii) Modelo (i) incluyendo crecimiento del gasto (iii) Modelo (i) incluyendo brecha de inflación (iv) Modelo (i) incluyendo crecimiento del gasto y brecha de inflación 3 rezagos	- Tasa de política: tasa reajustable a 90 días (PRBC; 1985-95) y tasa interbancaria (1995-1996) - Inflación subyacente - Crecimiento del producto (IMACEC) - Crecimiento de los agregados monetarios (M1A) - Crecimiento del Tipo de cambio real - Términos de intercambio (algunos commodities e IPM de EE.UU.) - Brecha de inflación (entre la inflación meta y la subyacente)	• *Shock* monetario doméstico (tasa de política): Modelos (i), (ii) y (iv): - Producto: - (mensual: 7-15) - Brecha de inflación: - (mensual: 5-14) - Inflación subyacente: + 0 [Se encuentra puzzle de precios (no significativo)] - Agregados monetarios: - (mensual: 3-7) - Tipo de cambio real: + 0 - Inflación subyacente: + 0 - Tasa de política: + (mensual: 1 -14) Modelo (iii): resultados similares excepto brecha de inflación es significativa y con el signo esperado. • No se analiza *shock* monetario externo • No se analiza *shock* de premio por riesgo	• DV de la inflación Modelo (iv): - Producto: 1%-24% - Brecha de inflación: 1%-21% - Tasa de política: 64%-100% - Agregados monetarios: 1%-18% - Tipo de cambio real: 1%-3% No se reportan modelos (i), (ii) y (iii)

APÉNDICE B (cont.)

Autor (año)	Frecuencia de los datos	Modelo / Método de estimación	Variables utilizadas	Resultados principales (impulso-respuesta)	Resultados principales (descomposición de varianza)
Morandé y Schmidt-Hebbel (1997)	Datos mensuales 1983:01–1997:03	(i) VAR no restringido de 8 variables: FINF, RIR, TARG, MG, NERG, NWG, ROG, INF (ii) Modelo (i) con FINF y TARG exógenas (iii) Modelo (i) con FINF exógena (iv) Modelo (i) excluyendo RIR, TARG, MG, ROG 3 rezagos	- Inflación Externa, FINF - Crecimiento de los agregados monetarios, MG (M1) - Crecimiento del tipo de cambio nominal, NERG - Crecimiento de los salarios nominales, NWG (índice nacional de sueldos y salarios) - Crecimiento real del producto ROG (IMACEC) - Meta de inflación, TARG (metas oficiales del Banco Central de Chile) - Tasa de interés real, RIR (tasa reajustable a 90-365 días (PRBC)) - Tasa de inflación, INF (IPC)	• *Shock* monetario doméstico (tasa de interés): Modelo (ii): - Inflación: + (mensual: 1-2, 5-12); + (mensual: 2-23) [Se encuentra puzzle de precios (significativo)] Modelo (iii): - Inflación: 0 • *Shock* monetario doméstico (meta de inflación): Modelo (iii): - Inflación: + mensual: 2); + (mensual: 1, 4 10-14) Modelo (iv): - Inflación: - (mensual: 2); + (mensual: 1, 12-22) • No se analiza *shock* monetario externo • No se analiza *shock* de premio por riesgo	• DV de la inflación Modelo (ii) - Producto: 0%-1% - Inflación 37%-91% - Agregados monetarios: 1%-16% - Tasa de interés real: 0%-1% - Tipo de cambio nominal: 6%-34% Modelo (iii) - Producto: 0%-2% - Inflación: 30%-89% - Meta de inflación: 7%-18% - Agregados monetarios: 0%-3% - Tasa de interés real: 0%-5% - Tipo de cambio nominal: 1%-9%
Calvo y Mendoza (1998)	Datos mensuales 1986:01–1997:05	(i) VAR recursivo identificado de 8 variables: R90, LP, LRER, LY, LMIA, LNIR y TOT Efectos contemporáneos: a *shock*s de R90: LMIA, LNIR (ii) VAR estándar de 8 variables incluyendo el precio del cobre 6 rezagos	- Tasa de interés, R90 (tasa de colocación reajustable a 90 días) - Precios, LP (IPC) - Tipo de cambio real, RER (medición según el FMI) - Producto, LY (IMACEC) - Agregados monetarios, LM1A (M1A) - Reservas internacionales netas, LNIR	• *Shock* monetario doméstico (tasa de interés): Modelos (i), (ii): - Producto: + 0; + (mensual: 9-14) - Precios: + 0; + (mensual: 1-4, 10-18) [Se encuentra puzzle de precios (significativo)] - Tasa de interés: + (mensual: I-2) - Tipo de cambio real: 0 - Agregados monetarios: 0; - (mensual: 1, 2, 4) - Reservas internacionales netas: 0; - (mensual: 1) • No se analiza *shock* monetario externo • No se analiza *shock* de premio por riesgo	No se reporta el análisis de descomposición de varianza
Cabrera y Lagos (1999)	Datos mensuales 1986:01–1997:12	(i) VAR de 7 variables: BRECHA, LIPCNT, LTCN, LTCRINE, LTTUC, TASABC y TBE (ii) Modelo (i) incluyendo agregados monetarios, préstamos y precios subyacentes (iii) Modelo (i) con índice del mercado accionario (excl. préstamos bancarios) (iv) Modelo (iii) con brecha producto (excl. dinero e índice del mercado accionario) (v) Modelo (i) con tasa Libor (excl. BRECHA, LTTUC y TBE) 3 a 6 rezagos	- Brecha gasto-producto, BRECHA - Precios, LIPCNT (bienes no transables) - Tipo de cambio nominal, LTCN - Tipo de cambio real, LTCRINE - Términos de intercambio, LTTUC - Tasa de interés real, TASABC (tasa reajustable a 90 días (PRBC)) y TASABC (PRC 8 años)	• *Shock* monetario doméstico (tasa de interés): Modelos (i); (ii); (iii); (iv): - Brecha gasto-producto: - 0; - 0; - (mensual: 15-18); 0 - Tipo de cambio real: + 0 Modelos (i); (ii); (iii): - Precios: - (mensual: 13- 21); + 0; + 0 [No se encuentra puzzle de precios] Modelos (i); (iv); (v): - Inflación: + 0; 0; + (mensual: 6-11, 14-15) [Se encuentra puzzle de precios] • No se analiza *shock* monetario externo • No se analiza *shock* de premio por riesgo	No se reporta el análisis de descomposición de varianza

APÉNDICE B (cont.)

Autor (año)	Frecuencia de los datos	Modelo / Método de estimación	Variables utilizadas	Resultados principales (impulso-respuesta)	Resultados principales (descomposición de varianza)
Landerretche, Morandé y Schmidt-Hebbel (1999)	Datos mensuales 1983–1998	VAR restringido de 8 variables (IMACEC, IPCEXT, TCN, IPC, MONEY, WAGES, TASA y TTRADE). Se incluye tendencia	- Crecimiento del producto real, IMACEC - Crecimiento del tipo de cambio nominal, TCN - Inflación, IPC - Crecimiento nominal de salarios, WAGES - Crecimiento nominal de los agregados monetarios, MONEY - Tasa reajustable a 90-365 días, TASA - Inflación externa, IPCEXT - Tasa de cambio de los términos de intercambio, TTRADE	No se reportan funciones de impulso-respuesta	No se reporta el análisis de descomposición de varianza
Chumacero (2000)	Datos mensuales 1985:01–2000:05	VAR estructural de 7 variables (y^*, y, e, P, M, r^e, i) 2 rezagos	- Producto externo, y^* (índice de producción industrial) - Producto, y (IMACEC) - Tipo de cambio real, e - Precios, P (IPC) - Agregados monetarios, M (M1) - Tasa de interés real, r^e (tasa reajustable a 90 días (PRBC)) - Tasa de interés nominal, i, tasa de interés no reajustable a 90 días (PDBC)	• *Shock* monetario doméstico (tasa de interés real): - Producto: - (mensual: 1, 5-9) - Precios: - (mensual:1) [Se encuentra puzzle de precios (no significativo)] - Tipo de cambio real: 0 • *Shock* monetario doméstico (tasa de interés nominal): - Producto: 0 - Precios: + 0. Se encuentra puzzle de precios (no significativo) - Tipo de cambio real: + (mensual: 1) • No se analiza *shock* monetario externo • No se analiza *shock* de premio por riesgo	No se reporta el análisis de descomposición de varianza

Nota: +/- (): representa un efecto positivo/negativo significativo (el número dentro del paréntesis indica a partir de que mes el efecto se vuelve significativo). +/- 0: representa un efecto positivo/negativo no significativo.

APÉNDICE C

CUADRO C1

Coeficientes Contemporáneos en Modelos Estructurales Seleccionados

	Niveles (1991:01–2001:01)	Niveles (1991:01–1998:01)	Niveles (1989:01–2001:01)	Diferencias (1991:01–2001:01)
a_{21}	0.022	-0.005	0.017	0.020
error estándar	0.011	0.015	0.009	0.011
a_{31}	-0.005	-0.008	-0.012	-0.006
error estándar	0.005	0.008	0.005	0.005
a_{32}	-0.003	-0.017	0.023	-0.036
error estándar	0.041	0.056	0.044	0.041
a_{41}	-0.265	-0.183	-0.325	-0.286
error estándar	0.178	0.261	0.152	0.174
a_{51}	-0.143	-0.385	-0.295	-0.425
error estándar	0.533	0.303	0.456	0.523
a_{54}	-0.027	-0.084	0.286	0.210
error estándar	0.270	0.126	0.247	0.271
a_{62}	-0.099	0.078	0.087	-0.205
error estándar	0.202	0.254	0.185	0.229
a_{63}	1.920	1.631	1.559	1.639
error estándar	0.453	0.489	0.355	0.511
a_{65}	0.008	0.027	0.007	0.010
error estándar	0.004	0.013	0.004	0.005
a_{71}	0.018	0.043	-0.016	0.008
error estándar	0.018	0.025	0.017	0.018
a_{72}	0.223	0.240	0.119	0.082
error estándar	0.150	0.175	0.155	0.146
a_{73}	0.598	0.320	0.288	0.759
error estándar	0.355	0.354	0.317	0.340
a_{74}	0.005	0.014	0.005	0.007
error estándar	0.009	0.010	0.009	0.009
a_{75}	0.004	-0.010	0.002	0.003
error estándar	0.003	0.009	0.003	0.003
a_{76}	0.133	-0.006	0.135	0.038
error estándar	0.067	0.074	0.070	0.058
Chi-cuadrado(6)	2.863	7.654	6.228	5.139
Nivel de signif.	0.826	0.265	0.398	0.526

PROYECCIÓN DE LA INFLACIÓN EN CHILE*

Francisco Nadal De Simone **

Uncertainty over model selection:... My approach to this problem while on the Federal Reserve Board was relatively simple: Use a wide variety of models and don't ever trust any of them too much.

Alan S. Blinder (1999)

I. INTRODUCCIÓN

Los bancos centrales emplean, en general, una amplia gama de modelos económicos para proyectar la inflación y para analizar los efectos de la política monetaria. Estos modelos pueden ser más o menos agregados, dependiendo de los objetivos con ellos perseguidos. A veces poseen un enfoque de equilibrio parcial y otras, comprenden un conjunto de relaciones económicas de equilibrio y de comportamiento general. Sus parámetros pueden ser estimados, o calibrados, o ser el resultado de una combinación de ambos.

El objetivo del presente estudio es añadir al conjunto de modelos de proyección de la inflación del Banco Central de Chile, el marco que ofrecen los modelos de estado-espacio, y explorar si los datos del período 1990-1999 justifican el uso de modelos con cambio de régimen. El marco de los modelos de estado-espacio resulta útil no sólo porque crea su propia proyección de inflación, sino también porque ofrece un potente método de estimación de variables económicas importantes no observadas, que podrían utilizarse en los modelos que hoy ya emplea el Banco Central. El objetivo de este documento no es competir con los modelos de previsión de inflación del Banco. Por esta razón, sólo se comparan brevemente las proyecciones de inflación fuera de la muestra obtenidas mediante modelos de estado-espacio con las generadas mediante un método univariado de series de tiempo a la Box-Jenkins. Por otro lado, Granger (2000) postula que siempre que existan especificaciones similares de un modelo —como es el caso de algunos de los modelos utilizados en este estudio— es óptimo observar las relaciones que sus resultados mantienen con el objetivo de los modelos, por ejemplo, las proyecciones que generan, y combinar sus valores.

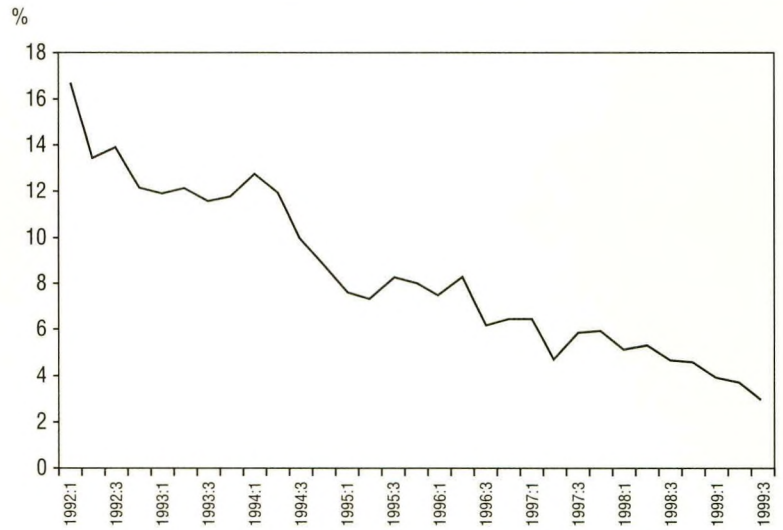
Los modelos de estado-espacio son particularmente útiles para estimar relaciones que podrían haber sufrido significativas variaciones en el período de estimación. En los últimos dos decenios, la economía chilena ha registrado importantes transformaciones estructurales que incidieron en la asignación de recursos y en el crecimiento potencial del producto del país. Dichas reformas han afectado la proporción del producto correspondiente a los bienes transables y no transables, la distribución del consumo, las fuentes de financiamiento de la producción y el consumo, el marco jurídico para la distribución del ocio y el trabajo y para el uso de capital nacional y extranjero. Del mismo modo, la adopción de un régimen cada vez más ortodoxo, basado en objetivos explícitos de inflación, ha transformado la formulación e implementación de la política monetaria. Una característica central de ella en Chile, en los años noventa, ha sido la autonomía adquirida por el Banco Central, y el anuncio por adelantado de una meta inflacionaria para los 12 meses del año siguiente. La meta de inflación se ha cumplido con gran precisión. En septiembre de 1999, el Banco

* *Esta investigación no habría sido posible sin la ayuda de Chang-Jin Kim y las ideas de Jim Hamilton. Agradezco a Klaus Schmidt-Hebbel por proveerme el ambiente profesional y el apoyo técnico del Banco Central de Chile. También tengo una deuda de gratitud con el Banco Central por su prontitud y diligencia en el suministro de los datos. Asimismo, agradezco a Pablo García, Martín Kaufman, Steven Phillips, Rodrigo Valdés, Jerónimo Zettelmeyer, a dos árbitros anónimos, a los editores de la revista* ECONOMÍA CHILENA *y a los participantes en dos seminarios organizados por el Banco Central, sus comentarios sobre una versión previa del presente trabajo. Estoy en deuda con Saúl Lizondo por sus estimulantes observaciones. La responsabilidad por los errores y omisiones que puedan existir recae sobre mí.*

** *Fondo Monetario Internacional.*

GRÁFICO 1

Chile: Inflación
(diferencia en doce meses de los logaritmos del IPC)



Central anunció que, a partir del 2001, la meta de inflación se definiría en forma permanente en términos del índice de precios al consumidor (IPC), como un rango entre 2 y 4% anual. Es probable, por lo tanto, que los argumentos, y quizá la forma funcional de la función de pérdidas del Banco Central de Chile, hayan cambiado en el curso del tiempo. Del mismo modo, estos hechos probablemente han surtido un gran efecto en el funcionamiento de los mercados y en las expectativas de inflación.

La experiencia de otros países, que han realizado reformas tan importantes como las de Chile, indica, como lo prevé la teoría, que los parámetros que describen la dinámica y la varianza del sistema sufren cambios. Si bien, en circunstancias normales los agentes económicos optimizadores deben revisar con regularidad sus estimaciones de los coeficientes del sistema cuando aparece información nueva, en los casos de grandes reformas estructurales, quizá también deban modificar el conjunto de relaciones que describen ese sistema económico.[1] Como resultado, los responsables de la política macroeconómica, en general, y los bancos centrales, en particular, han observado que el reajuste de los modelos tradicionales de parámetros fijos al proceso de generación de los datos se vuelve una tarea corriente en las economías que cambian aceleradamente. A pesar de ello, la capacidad predictiva de esos modelos, fuera del período muestral, tiende a ser deficiente, lo cual tiene consecuencias prácticas. Por ejemplo, la inestabilidad estructural de los parámetros de los modelos, así como la incertidumbre con respecto al modelo "verdadero" de la economía, pueden generar proyecciones de inflación sesgadas, que lleven en última instancia al incumplimiento de la meta de inflación del banco central. Esta experiencia remarca la conveniencia de agregar los modelos de estado-espacio al conjunto de modelos de proyección de inflación ya existentes.

En la siguiente sección se examina el marco de estado-espacio propuesto. En la sección III, se describen los datos empleados y se realizan tests de raíz unitaria y de quiebre muestral. En la sección IV, se presentan los resultados de la estimación de los modelos y las proyecciones de inflación fuera de la muestra. En la última sección se presentan las conclusiones del estudio.

II. Modelos de Proyección de la Inflación en Chile

El gráfico 1 presenta la inflación anual medida como la diferencia logarítmica del promedio del IPC de cada trimestre con respecto al promedio del mismo trimestre del año anterior. En éste se observan evidentes e importantes cambios en el nivel y en la variabilidad de la inflación durante el período muestral, ilustrando la dificultad de estimar un modelo de inflación para Chile en los años noventa y, por ende, la proyección de ella.

Este documento parte de la premisa de que las transformaciones estructurales han alterado, y siguen alterando, el comportamiento de los agentes económicos en Chile. Ello significa, entre otras cosas,

[1] *Wong (2000) observa que la respuesta de los niveles del producto y de los precios a las perturbaciones monetarias fue muy variable en Estados Unidos en el período muestral 1959:1–1994:12. Wong sugiere el uso de modelos de parámetros variables en el tiempo para analizar la variabilidad de los efectos de la política monetaria sobre la actividad económica y los precios, por cuanto modelos VAR simples, lineales e invariables en el tiempo podrían ser engañosos.*

que probablemente habrá inestabilidad en cualquier modelo econométrico que se desee ajustar a los datos. Por consiguiente, el enfoque propuesto consiste en abordar los cambios estructurales basándose en modelos de estado-espacio,[2] lo cual plantea varias posibilidades con diferentes grados de complejidad.

En este estudio se estimarán dos modelos de inflación para el caso de Chile. El primero, consiste en una curva de Phillips con parámetros variables, y el segundo, en uno de forma reducida para una economía abierta y pequeña con metas de inflación. A su vez, el primer modelo, y que en adelante se denominará versión 1, se estimará sin considerar la meta oficial de inflación preanunciada; el segundo, en adelante versión 2, sí la toma en cuenta. El modelo de curva de Phillips con parámetros variables y el de una economía pequeña y abierta con meta de inflación se estimaron, también, incluyendo un proceso markoviano de dos estados.

1. Modelo de Inflación basado en la Curva de Phillips con Parámetros Variables

El primer modelo de inflación se basa en una curva de Phillips aumentada por expectativas y derivada de la función de oferta de Lucas (1973) en su modalidad habitual.[3] A diferencia de la curva estándar de Phillips aumentada por expectativas, el modelo permite que los parámetros varíen en el tiempo (de acuerdo con la conocida conclusión de Lucas, 1973). En Chile, la variación de los parámetros en el curso del tiempo podría interpretarse como un resultado del proceso de aprendizaje de los agentes económicos, a medida que avanzan las reformas y el marco de política monetaria se acerca a su estado estable.[4]

La curva de Phillips con parámetros variables se expresa de la siguiente forma:

$$\pi_t = E_{t-1}\pi_t + \beta_t(L)X_t + e_t, \qquad (1)$$

siendo π_t la inflación en el período t; E_{t-1} el operador de expectativa matemática, basada en el conjunto de información disponible en el período t-1; β_t un parámetro que puede variar en el curso del tiempo; X_t una medida de la brecha de producción; L el operador de rezago, y e_t un proceso estocástico de media cero y varianza σ_e^2. Se supone que las raíces de $\beta_t(L)x_t$ se encuentran fuera del círculo unitario.

Obsérvese que los regresores de la ecuación (1) son variables no observables. Para abordar esa característica del modelo, se aplica la siguiente estrategia: Primero, basándose en el supuesto (que se testea de manera econométrica a continuación) que la serie de inflación ha sufrido variaciones en su ordenada al origen y en su pendiente, se supone que la inflación esperada no observada sigue un camino aleatorio. Normalmente, la mejor forma de modelar las transformaciones estructurales es utilizar desplazamientos discretos. Sin embargo, en un contexto en que se supone que los agentes modifican únicamente sus proyecciones cuando reciben información nueva, la modelación de cambios discretos al utilizar un camino aleatorio constituye una buena aproximación.[5] Por consiguiente,

$$E_{t-1}\pi_t = E_{t-2}\pi_{t-1} + \tau_t, \qquad (2)$$

siendo τ_t un proceso estocástico de media cero y varianza $\sigma\tau^2$. Segundo, siguiendo a Clark (1987), la brecha de producción se estima suponiendo una

[2] *En el apéndice A se describen brevemente los modelos de estado-espacio.*

[3] *Como se indica en la literatura (McCallum, 1989, y Turnovsky, 1997) la función de oferta de Lucas (1973), su ecuación (7), puede transformarse en una curva estándar de Phillips aumentada con expectativas.*

[4] *Que la curva de Phillips con parámetros variables sea congruente con el planteamiento de que la curva de Phillips es no lineal y asimétrica (Clark* et al., *1995, y Razzak, 1995) depende de las razones que se den para esa no linealidad y asimetría. Por ejemplo, la opinión de que la no linealidad y la asimetría de la curva de Phillips se deben, principalmente, a la existencia de ponderaciones de la autoridad monetaria del país con respecto a la inflación y a la varianza del producto que cambian en el tiempo, sería congruente con la justificación que se ofrece en el presente estudio para utilizar una curva de Phillips con parámetros variables. En ese caso, transformaciones institucionales que dan independencia a un banco central y establecen como meta primordial la estabilidad de los precios, como ocurrió en Chile, debieran reducir al mínimo la importancia de esa causa probable de no linealidad y asimetría en la curva de Phillips. No obstante, existen otras justificaciones para la no linealidad y asimetría de la curva de Phillips, y que podrían ser más difíciles de conciliar con la que se ofrece en el presente estudio* (e.g., *la teoría de salarios de eficiencia propuesta por Akerlof y Yellin, 1986).*

[5] *Agradezco a Kim por haber sugerido este argumento. Dado que no existe aún acuerdo en la profesión sobre cómo modelar el aprendizaje de los agentes económicos, esta aproximación no parece incompatible con el resultado econométrico de que la inflación efectiva en Chile en el período de la muestra es estacionaria. Más importante es el resultado que, como se discute más adelante, los parámetros β_t no parecen ser estacionarios. Eso implica que la función (1) no es una mala representación de los datos si el proceso de evolución de los parámetros β_t estuviese cointegrado con el proceso de cambio de las expectativas, aun cuando la inflación y las desviaciones del producto de su nivel natural sean procesos estacionarios.*

tendencia lineal local y un proceso autorregresivo de segundo orden para el comportamiento del producto. El modelo se describe en el apéndice B. Las ecuaciones (1) – (2) pueden utilizarse para calcular la inflación prevista como variable no observada, y para proyectar la inflación en los períodos t+s, siendo $s \geq 1$.

En vista de las importantes reformas que se produjeron en Chile (incluidas las modificaciones del marco de política monetaria del Banco Central de Chile), el parámetro de variación en el tiempo β_t representa el proceso de aprendizaje de los agentes económicos. Por consiguiente, el modelo de la curva de Phillips con parámetros variables capta la incertidumbre introducida por esas variaciones en el proceso inflacionario chileno.

Obsérvese que la ecuación (1) no está identificada, porque no es posible generar, al mismo tiempo, una estimación de la brecha de producción y una de los parámetros β_i variables en el tiempo. La alternativa consistente en estimar simultáneamente los componentes no observados del PIB real (es decir, una tendencia estocástica y un componente cíclico) y una *curva estándar de Phillips aumentada con expectativas y con* β_s *constantes,* no resultó factible. Las estimaciones presentaban una correlación serial significativa o bien la matriz de información era singular, lo cual indica que quizá no se pueda identificar el modelo.[6] Por consiguiente, en este estudio se sigue un enfoque que consta de dos pasos: primero, se estima una serie correspondiente a la brecha de producción, y luego, la brecha así generada se utiliza para estimar el modelo de parámetros variables descrito por las ecuaciones (1) – (2). El sacrificio que implica este enfoque es la pérdida de eficiencia ocasionada por el uso del regresor x_t, generado al estimar la curva de Phillips aumentada por expectativas y con parámetros variables.

2. Modelo de Inflación para una Economía Abierta y Pequeña

Una alternativa frente a la especificación de un proceso de camino aleatorio para la inflación esperada, como en el caso de la ecuación (2), consiste en reemplazar la inflación esperada por el conjunto de variables de estado (predeterminadas) sugeridas por la solución de un modelo estructural con expectativas racionales para una economía abierta y pequeña con metas de inflación. El modelo se describe brevemente en el apéndice C.[7] El proceso de inflación puede representarse mediante la ecuación reducida (3) con las siguientes variables de estado:

$$\pi_t = F(g_t, g_t^*, r_t^*, p_t^*, d_t, f_t, c_t) + \tau_t, \qquad (3)$$

siendo g_t la productividad interna, g_t^* la productividad del resto del mundo, r_t^* el costo del financiamiento externo para la economía chilena (incluida la prima de riesgo país), p_t^* un índice de los términos de intercambio del país, d_t una medida del impulso fiscal, f_t el tipo de cambio nominal, c_t la meta oficial de inflación anunciada de antemano, y τ_t un proceso de ruido blanco.

Obsérvese, sin embargo, que la estimación de la ecuación (3) se hará sin imponer el conjunto de restricciones entre ecuaciones que resultan de resolver el modelo descrito en el apéndice C. Sencillamente, no hay suficientes datos para estimar todos los parámetros. Además, el modelo no brinda información sobre las combinaciones de parámetros variables en el tiempo que suponen las restricciones entre ecuaciones.

III. Análisis de los Datos

Los datos utilizados en este trabajo fueron suministrados por el Banco Central de Chile. El conjunto de ellos comprende las siguientes variables: el PIB real de Chile (y_t); un índice de la actividad económica real en los países con los que Chile sostiene relaciones comerciales (y_t^*); la inflación anual de Chile medida por el IPC (π_t); el costo del financiamiento para la economía chilena, es decir, la tasa LIBOR a tres meses, más una prima de riesgo país, (r_t^*); un índice de los términos de

[6] *Se ensayaron diferentes versiones del modelo, por ejemplo, rezagos diferentes en la brecha de producción, una representación de ARMA para la brecha de producción y dos constantes diferentes de cero para los procesos que describen la parte cíclica del PIB real y de la inflación. Al estimarse los modelos, se presentaron dificultades en la inversión de la matriz de segundas derivadas del logaritmo de la función de verosimilitud o, a veces, la estimación no convergió. Según Rothenberg (1971), esto podría indicar que el modelo no está identificado localmente. Esto significa que más de un conjunto de valores de los parámetros puede dar lugar al mismo valor del logaritmo de la función de verosimilitud, es decir, los datos no pueden discriminar entre los valores posibles.*

[7] *Nadal-De Simone (2001) contiene la solución analítica y simulaciones de un modelo similar, utilizando datos para Nueva Zelanda.*

CUADRO 1A

Chile: Test de Raíz Unitaria de Elliott, Rothenberg y Stock para las Variables Macroeconómicas
(estadísticos correspondientes a ρ = 0)

Variables	1986:1–1999:3 Rezagos	1986:1–1999:3 DFGLS$^{\tau}$	1990:1–1999:3 Rezagos	1990:1–1999:3 DFGLS
y	3	-2.57	1	-1.53
y^*	1	-1.79	1	-2.27
π	4	-1.65	3	-3.45*
r^*	1	-1.62	1	-1.49
p^*	1	-2.06	1	-3.07*
f	1	-1.37	1	-1.68
Δy	2	-3.10	1	-4.02*
Δy^*	1	-4.25	1	-3.58*
$\Delta\pi$	1	-4.95	n.d.	n.d.
Δr^*	1	-6.00	1	-5.44*
Δp^*	3	-3.73	n.d.	n.d.
Δf	1	-4.50	1	-3.92*

Todas las variables (incluyendo el índice de precios al consumidor), salvo las tasas de interés, se miden en logaritmos naturales. Los rezagos se determinan de acuerdo con el criterio de información de Schwarz y verificando que los residuos sean ruido blanco. DFGLS$^{\tau}$ tiene como hipótesis nula la raíz unitaria, con una constante y una tendencia lineal. El valor crítico al 5% es –2.89.

CUADRO 1B

Chile: Test de Raíz Unitaria de Perron (1997) para la Inflación Anual y las Variaciones de la Inflación Anual
(1986:1–1999:3)

γ	T_b	K	$\hat{\alpha}$	$t_{\hat{\alpha}}$	$\hat{\theta}$	$t_{\hat{\theta}}$
Modelo 1 de Perron: $y_t = u + \theta DU_t + \beta_t + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} c_i \Delta y_{t-i} + e_t$						
Π	1988:2	3	0.64	-5.77**		
Π	1988:4	5			0.57	-5.16
ΔΠ	1992:1	9	-1.98	-5.10		
ΔΠ	1990:2	8			-0.10	-4.48
γ	T_b	K	$\hat{\alpha}$	$t_{\hat{\alpha}}$	$\hat{\theta}$	$t_{\hat{\theta}}$
Modelo 2 de Perron: $y_t = u + \theta DU_t + \beta t + \delta DT_t + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} c_i \Delta y_{t-i} + e_t$						
Π	1988:3	3	0.62	-6.45*		
Π	1992:1	3			0.40	-5.31
ΔΠ	1990:2	3	-0.32	-7.98*		
ΔΠ	1990:3	3			-0.30	-6.77*

La tasa de inflación se mide como el logaritmo natural del índice de precios al consumidor de cada trimestre con respecto al mismo trimestre del año anterior. En los modelos 1 y 2 de Perron la y_t representa, a diferencia del texto, la serie estadística sobre la cual se efectúa el test de Perron. La constante μ representa la intersección de la línea de regresión con la ordenada al origen, y las letras θ, β, δ, α y las c_i se refieren a parámetros a estimar. Los errores de los dos modelos, e_t, son ruido blanco. Como de costumbre en la literatura, Δ significa cambio en la variable en cuestión. T_b representa el momento en el tiempo en que la función de tendencia cambia. El primer T_b es el valor que minimiza el estadístico t en el test $\alpha = I(\hat{\alpha}, t_{\hat{\alpha}})$, y el segundo T_b es el valor elegido para minimizar el estadístico t_θ o el estadístico t_γ en el parámetro asociado con el cambio en la intersección (modelo 1) ó con el cambio en la pendiente (modelo 2). Finalmente, DU_t, $D(T_b)_t$ y DT_t son variables *dummy*. Se definen como sigue: $DU_t = 1(t > T_b)$, $D(T_b)_t = 1\ (t = T_b + 1)$ y $DT_t = 1(t > T_b)_t$. Los rezagos se eligen siguiendo el criterio de información de Schwarz y verificando que los residuos sean ruido blanco. Un asterisco significa que el parámetro es significativo con un nivel de confianza del 99% y dos asteriscos significan que el parámetro es significativo con un nivel de confianza del 95%.

intercambio (p_t^*); el tipo de cambio nominal definido como la cantidad de pesos que se obtienen a cambio de un dólar de EE.UU. (f_t); un indicador del impulso fiscal (d_t); y la meta de inflación preanunciada para el siguiente año desde 1991 (c_t).[8] Los datos son trimestrales y comprenden el período 1986:1-1999:3. Los datos utilizados en las estimaciones siempre son logaritmos naturales, con excepción de las tasas de interés. Las series π_t, r_t^*, y f_t son promedios trimestrales. Se ha eliminado el factor estacional de las series.

Los tests de raíz unitaria para las variables en niveles y primeras diferencias se hacen en dos períodos muestrales diferentes: 1986:1–1999:3 y 1990:1–1999:3. También se realiza el test de Perron (1997) para rupturas en la serie de inflación correspondiente al período muestral 1986:1–1999:3. Los resultados se presentan en los cuadros 1a y 1b.

En vista de que la inflación y el producto real tienen, al parecer, tendencias estocásticas, se utiliza el test t de raíz unitaria de Dickey-Fuller (DFGLS$^{\tau}$) modificado, que fue propuesto por Elliott, Rothenberg y Stock (1996), un test de punto óptimo invariante que tiene un poder considerablemente mayor cuando en los datos se encuentra una media o una tendencia desconocida. El cuadro 1a indica que, en el período 1986:1–1999:3, no puede rechazarse la hipótesis nula de raíz unitaria con

[8] *Las cifras trimestrales correspondientes a la meta de inflación oficial anual preanunciada se calcularon suponiendo una tasa constante de descenso de la meta de inflación de un año al siguiente. Este supuesto es ciertamente arbitrario. Sin embargo, dado que es difícil justificar una cierta volatilidad en la tasa trimestral de descenso de la inflación deseada por la autoridad monetaria, es el procedimiento que pareció más adecuado adoptar.*

una constante y una tendencia lineal para ninguna variable en nivel.[9] Las variaciones correspondientes a todas ellas son estacionarias. En el período 1990:1–1999:3, la hipótesis nula de raíz unitaria con una constante y tendencia lineal en el tiempo no puede rechazarse en ninguna de las variables, salvo en el caso de la inflación anual y en el de los términos de intercambio. Las variaciones de las demás variables son estacionarias.

Debido a la no estacionariedad de la inflación en el período 1986:1–1999:3, la serie de inflación, así como sus variaciones, se testean utilizando el test de Perron (1997), que permite un desplazamiento en la ordenada al origen de la función tendencial y/o un cambio en la pendiente. Las posibles fechas de la variación no se fijan *a priori*, sino que se determinan de manera endógena. En el cuadro 1b se presentan los resultados correspondientes a dos modelos. El "modelo de valores atípicos innovadores" (modelo 1) sólo permite una variación de la ordenada al origen en la hipótesis nula y en la hipótesis alternativa, y el "modelo de valores atípicos aditivos" (modelo 2) permite una variación de la ordenada al origen y de la pendiente. Se utilizan dos métodos para determinar el punto de quiebre (T_b): en el primero, se elige como punto de quiebre, el que minimiza el estadístico t para testear la hipótesis nula de raíz unitaria (t_α), mientras que en el segundo, se minimiza el estadístico t del parámetro relacionado con la modificación de la ordenada (modelo 1, t_θ), o la variación de la pendiente (modelo 2, t_γ). El parámetro de rezago se elige siguiendo un procedimiento recursivo de general a específico, de modo que el coeficiente del último rezago en una autorregresión de orden k sea significativo, y el último coeficiente de una autorregresión de orden mayor que k no lo sea, hasta un orden máximo k max.

El modelo 1 no rechaza la hipótesis nula de una raíz unitaria en la serie de inflación ni en sus variaciones, salvo si se utiliza el estadístico t_α para la elección del punto de quiebre T_b. Las pruebas indican un cambio en la ordenada al origen de la inflación n 1988, y un cambio en la ordenada al origen en las variaciones de la inflación correspondientes a 1992 ó 1990, según el método elegido para estimar el punto de quiebre.

El modelo 2 rechaza, con un alto grado de confianza, la hipótesis nula de una raíz unitaria en la serie de inflación en sus variaciones, cualquiera sea el método que se elija para determinar el punto de quiebre T_b. El quiebre en la ordenada al origen y/o la pendiente de la inflación ocurre en 1988 o en 1992, mientras que el quiebre en la ordenada al origen y/o la pendiente de las variaciones de la inflación ocurre en 1990.

Por consiguiente, el test de Perron (1997), basado en el modelo más general, indica que la tasa de inflación es estacionaria en todo el período muestral cuando se consideran las variaciones de la ordenada al origen y de la pendiente.[10]

IV. Representación de Estado-Espacio de los Modelos y Resultados

Como se indicó anteriormente, la estimación del modelo (1) – (2) requiere estimar la brecha de producción. El modelo de la brecha de producción, su representación de estado-espacio, su estimación y los resultados obtenidos están presentados en el apéndice B. A continuación se presenta la estimación de las dos variantes del modelo de inflación.

1. Estimación del Modelo de Inflación basado en la Curva de Phillips con Parámetros Variables

La representación en forma de estado-espacio del modelo de inflación, basado en la curva de Phillips con parámetros variables en el tiempo, (ecuación 1) y la ecuación de evolución de las expectativas (ecuación 2), es la siguiente:

$$\pi_t = [\,1\ X_t\ X_{t-1}\,] \begin{bmatrix} E_{t-1}\pi_t \\ \beta_{1t} \\ \beta_{2t} \end{bmatrix} + e_t, \qquad (4)$$

$$\begin{bmatrix} E_{t-1}\pi_t \\ \beta_{1t} \\ \beta_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} E_{t-2}\pi_{t-1} \\ \beta_{1t-1} \\ \beta_{2t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \tau_{0t} \\ \tau_{1t} \\ \tau_{2t} \end{bmatrix}, \qquad (5)$$

[9] *Los rezagos utilizados en los tests de raíz unitaria se eligen basándose en el criterio de información de Schwarz, verificando que los residuos sean ruido blanco mediante el uso de la estadística Q de Box y Pierce.*

[10] *El test de Perron aplicado al nivel del producto real no rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria en ningún caso. En cambio, la rechazó cuando se aplicó al cambio en el producto real.*

CUADRO 2

Chile: Estimación de los Parámetros Variables del Modelo de Curva de Phillips
(1990:1–1999:3)

	Excluida la meta oficial Versión 1		Desviaciones de la meta oficial Versión 2	
Variables	**Estimaciones**	**Errores estándar**	**Estimaciones**	**Errores estándar**
σ_e	1.0029	(0.0035)	0.9954	(0.0018)
$\sigma_{E_{t-1}\pi_{t-1}}$	0.9893	(0.0022)	1.0080	(0.0019)
σ_{x_t}	1.0000	(0.2567)	1.0000	(0.1307)
$\sigma_{x_{t-1}}$	1.0000	(0.1482)	1.0000	(0.1232)
Logaritmo de la función de verosimilitud	93.4305		97.41180	

Estadístico Q de los errores de proyección estandarizados	Estadístico Q de los errores de proyección estandarizados
Q(8) = 12.79	Q(8) = 23.11
Q(16) = 26.35	Q(16) = 33.91
Q(24) = 33.56	Q(24) = 41.93
Q(30) = 34.46	Q(30) = 43.06

Estadístico Q de los errores de proyección estandarizados cuadráticos	Estadístico Q de los errores de proyección estandarizados cuadráticos
Q(8) = 3.52	Q(8) = 11.40
Q(16) = 10.73	Q(16) = 18.51
Q(24) = 15.62	Q(24) = 28.88
Q(30) = 21.19	Q(30) = 33.34

Proyecciones fuera de la muestra

Períodos futuros	Inflación	Proyección (versión 1)	Coeficiente de desigualdad de Theil	Proyección (versión 2)	Coeficiente de desigualdad de Theil
1. 1998:4	4.57	5.34	0.078	4.71	0.015
2. 1999:1	3.94	4.79	0.087	4.57	0.051
3. 1999:2	3.68	4.28	0.084	4.15	0.054
4. 1999:3	2.93	3.97	0.098	3.44	0.058

Versión 1		Versión 2	
Error de proyección porcentual de la media cuadrática	Error medio de proyección porcentual	Error de proyección porcentual de la media cuadrática	Error medio de proyección porcentual
0.169	0.169	0.031	0.031
0.193	0.192	0.115	0.095
0.184	0.183	0.119	0.106
0.238	0.226	0.134	0.123

donde hay tantos procesos de ruido blanco τ_s como variables en la ecuación de transición (5).

El modelo está identificado en sentido local y global.[11] Es pertinente recordar, sin embargo, que la identificación no debe abordarse de manera rígida, ya que es posible que una ecuación (o sistema de ecuaciones) esté identificada de conformidad con las reglas estrictas de identificación, pero tenga poco poder predictivo si las variables predeterminadas de la ecuación tienen poca variación. Desde esta óptica, el resultado relativamente bueno de los modelos en materia de proyección (véanse los párrafos siguientes) resulta alentador.

Como se indicó anteriormente, se ha preferido suponer que los parámetros β evolucionan como caminos aleatorios, a fin de aproximar cambios discretos. De cualquier manera, explorar otros procesos de evolución va más allá del objetivo de este trabajo.

El cuadro 2 presenta dos conjuntos de estimaciones del modelo de inflación basado en la curva de Phillips con parámetros variables: el primero no incluye la meta de inflación oficial preanunciada, en cambio, sí la incluye el segundo. En este último, la variable dependiente se mide en función de las desviaciones de la inflación respecto a la meta oficial. Los resultados parecen indicar que, si bien la estimación del modelo que incluye la meta de inflación oficial preanunciada presenta cierta correlación serial adicional, se prefiere esta versión, porque produce mejores resultados de proyección que el modelo en términos de inflación efectiva sin la información proporcionada por la meta de inflación oficial preanunciada.

En ambas versiones del modelo de la curva de

GRÁFICO 2

Inflación Prevista, Inflación y Meta de Inflación Oficial
(modelo 1, versión 2)

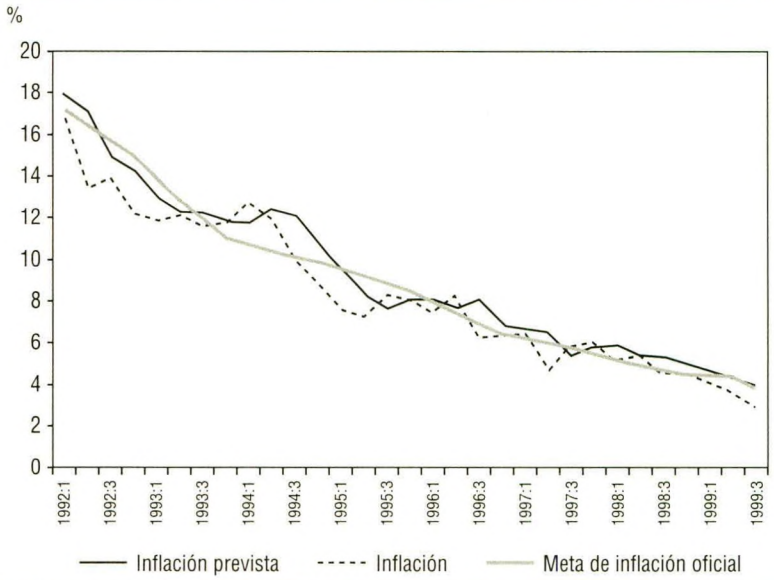
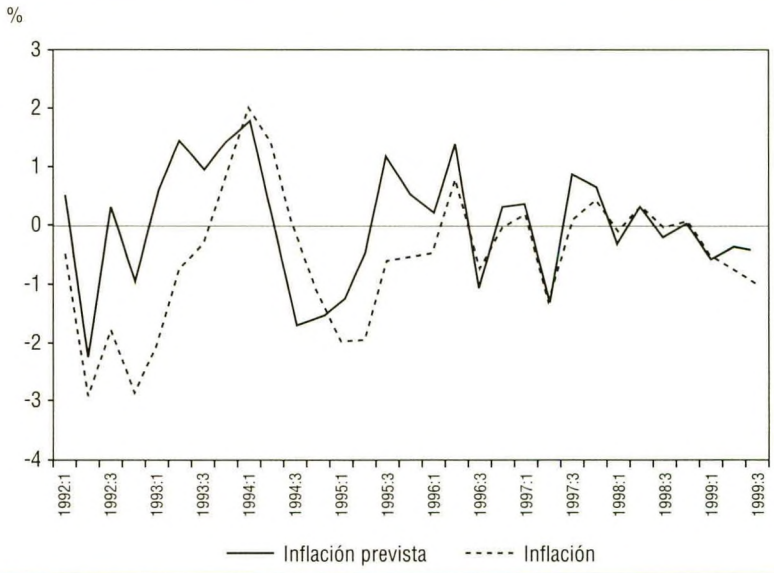


GRÁFICO 3

Desviación Prevista y Realizada de la Inflación Respecto de la Inflación Meta
(modelo 1, versión 2)



[11] *Rothenberg (1971) demostró que la identificación local en β_0 exige que la matriz de información sea no singular en un valor cercano a β_0. Este criterio se utilizó para contrastar la identificación local del modelo descrito por las ecuaciones (1) – (2), y también del modelo descrito por la ecuación (3). En ningún caso hubo dificultad para invertir la matriz de segundas derivadas del logaritmo de las funciones de verosimilitud. La identificación global se testeó trabajando directamente con la representación en forma de estado-espacio del modelo, tal como se plantea en Burmeister* et al. *(1986).*

Phillips, todos los parámetros son significativos a los niveles de confianza habituales. El logaritmo de la función de verosimilitud de la segunda versión del modelo es estadísticamente mayor. No obstante, existe correlación serial en los errores estandarizados de proyección de la segunda versión del modelo. En cambio, los tests del estadístico Q, correspondientes a la correlación serial de los errores estandarizados de proyección de la primera versión del modelo, indican cierta correlación serial al nivel de significancia de 90% únicamente para Q(16) y Q(24). Los tests del estadístico Q para la correlación serial de los errores de proyección cuadráticos estandarizados no indican correlación serial en ninguna de las dos versiones.

El cuadro 2 también presenta las proyecciones fuera de la muestra para los trimestres 1, 2, 3, y 4 y los valores de la inflación realizada.[12] La segunda versión del modelo de la curva de Phillips logra una considerable reducción del coeficiente de desigualdad de Theil, ya que el valor de la estadística correspondiente a la segunda versión se ubica entre 19 y 64% del valor obtenido en la primera versión del modelo. Un resultado similar muestra el error de proyección porcentual de la media cuadrática, o el error medio de proyección porcentual. En el gráfico 2 se muestra la inflación esperada correspondiente a la segunda versión, la inflación realizada y la meta, y en el gráfico 3 se presentan las desviaciones realizadas y previstas con respecto a la meta de inflación oficial preanunciada durante el período muestral, también usando la segunda versión del modelo. De los dos gráficos, cabe destacar dos observaciones. Primero, el nivel de la meta de inflación oficial preanunciada se encuentra por debajo del nivel esperado de inflación en más de dos tercios de las veces. Segundo, la inflación realizada se halla más cerca de la meta de inflación que del nivel esperado de inflación en un poco más de la mitad de las veces.[13] Si bien la primera observación concuerda con los resultados de Morandé y Schmidt-Hebbel (2000), esto no es necesariamente así en el caso de la segunda observación. Sin embargo, en vista de que en el marco utilizado en este trabajo se considera explícitamente el proceso de actualización de las expectativas por parte de los agentes económicos, los resultados en su conjunto pueden ser interpretados del mismo modo en que lo hacen los autores, es decir, como evidencia de que el régimen de metas de inflación contribuyó a la credibilidad del Banco Central y, por ende, tuvo importancia en el proceso de reducción de la inflación chilena.[14] La meta de inflación anunciada, junto al hecho de que ésta siempre se cumpliera con alto grado de exactitud, contrarrestó la inercia inflacionaria.

En los gráficos 4 y 5 se presentan los parámetros variables suavizados[15], correspondientes a la brecha de producción contemporánea y rezagada de la segunda versión del modelo. Al parecer, la variabilidad de los parámetros tiende a bajar en el curso del tiempo, al igual que el valor absoluto del parámetro contemporáneo de la brecha de producción. Tomando en cuenta que la estrategia de metas de inflación del Banco Central tuvo éxito en el período muestral, este resultado no resulta extraño, ya que el cumplimiento de la meta de inflación implica que la varianza de la brecha de producción debe bajar en el transcurso del tiempo. Dadas las expectativas del sector privado, la política monetaria de metas de inflación implica una política monetaria de *metas de proyección de inflación* (Svensson, 1997). Puesto que la función de pérdida implícita de la autoridad monetaria independiente incluye la meta de inflación como objetivo primordial de la política monetaria, se elimina una de las causas históricamente importante de brechas de producción distintas de cero (es decir, la variación de las ponderaciones relativas que la autoridad monetaria asigna a la varianza del producto y de la inflación en el curso del tiempo)

[12] *Dos razones fundamentales explican la limitación de la simulación fuera de la muestra a un año. Primero, la comparación de la capacidad de predicción de los modelos se hace sólo para cuatro períodos ya que durante la década de los noventa las metas de inflación que se anunciaron eran anuales. Segundo, desde un punto de vista más general, siempre hay un* trade off *entre usar el máximo de observaciones y mostrar una simulación fuera de la muestra.*

[13] *Lo cual no resulta estadísticamente diferente del 50%.*

[14] *Es difícil juzgar cómo este resultado es afectado por el supuesto de que la meta anual oficial de inflación se desea alcanzar a una tasa constante de descenso.*

[15] *Puesto que el vector de estado recibe una interpretación estructural en el modelo (1) – (2), es importante realizar una inferencia estadística del valor del vector de estado basándose en los datos correspondientes a la totalidad de la muestra. Por consiguiente, los valores de los coeficientes contemporáneo y rezagado de la brecha de producción se han calculado basándose en el conjunto completo de datos recopilados recorriendo la muestra hacia atrás y empezando con t = T-1. Por lo tanto, se han suavizado los parámetros variables en el tiempo.*

y, por ende, una causa importante de incertidumbre en materia de inflación. Obviamente, todas las demás fuerzas que abren la brecha de producción aún se encuentran en vigor.[16]

2. Estimación del Modelo de Inflación en el Contexto de una Economía Pequeña y Abierta

La representación en forma de estado-espacio del modelo de una economía pequeña y abierta es la siguiente:

$$\pi_t = x_t \beta_{t\,i+} e_t, \qquad (6)$$

$$\beta_{t\,i} = I_k \beta_{t-1\,i+} r_{t\,i}, \qquad (7)$$

siendo x_t las k-1 variables (i = 1, 2, ..., k-1) de estado del modelo de la economía abierta, es decir, la productividad interna, la productividad externa, el costo real del financiamiento de la economía chilena, un índice de términos de intercambio, una medida del impulso fiscal, el tipo de cambio nominal con respecto al dólar de EE.UU. y la meta de inflación oficial preanunciada. I_k es una matriz identidad de orden k. Las variables e_t y r_{ti} siguen procesos de ruido blanco, es decir, que tienen una media de cero, varianzas constantes σ_i^2 y cero covarianzas.

GRÁFICO 4

Chile: Coeficiente Suavizado Contemporáneo de la Brecha de Producción
(modelo 1, versión 2)

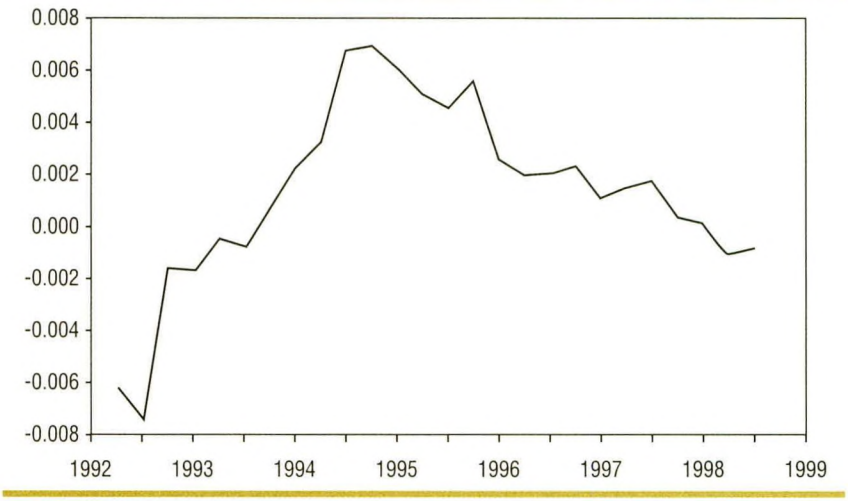
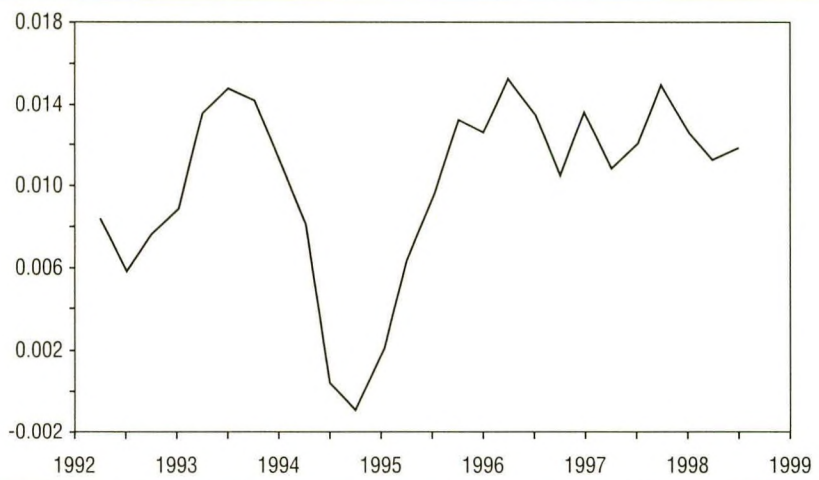


GRÁFICO 5

Chile: Coeficiente Suavizado Rezagado de la Brecha de Producción
(modelo 1, versión 2)



En el cuadro 3 se presentan los resultados de la estimación del modelo para la economía pequeña y abierta representada por las ecuaciones (8) – (9).[17] Este modelo de inflación tiene una función de verosimilitud ligeramente mayor que la segunda versión del modelo de curva de Phillips con parámetros variables. La correlación serial sólo se encuentra presente entre los rezagos 16 y 24.

Todas las variables son muy significativas a los niveles de confianza normales, con la excepción de la

[16] *En vista de la falta de consenso profesional en torno a la relación entre las variables nominales y reales, ciertamente, es posible que existan otras interpretaciones. Por ejemplo, las teorías de eficiencia de los salarios indican que, dado un margen de utilidad constante, el efecto de la brecha de producción sobre los salarios, y, por ende, sobre la inflación, sería menor con una inflación media del orden de 3% en 1997 que con una inflación media de aproximadamente 15% en 1992. No obstante, la suma de los coeficientes estimados de la brecha de producción desciende hasta mediados de 1995, subiendo a partir de entonces. Como lo indica Wong (2000), en su estudio sobre Estados Unidos, ninguna teoría del mecanismo de transmisión monetaria por sí sola parece capaz de explicar las variaciones en la respuesta del producto y los precios ante la política monetaria; más bien, debe buscarse una combinación de factores económicos e institucionales.*

[17] *Por las razones expuestas en la sección 2, el modelo se estima sin imponer las restricciones cruzadas a las ecuaciones que se generan al resolver el modelo.*

productividad externa.[18] Las proyecciones fuera de la muestra son menos precisas que las generadas por el modelo de la curva de Phillips con parámetros variables, pero son más estables (el coeficiente de desigualdad de Theil se deteriora menos a medida que se prolonga el período de proyección fuera de la muestra).

Los gráficos 6 a 11 presentan los parámetros variables suavizados correspondientes al modelo de una economía pequeña y abierta. Hay varias observaciones interesantes que se pueden hacer. Primero, el coeficiente del costo de capital extranjero es negativo y su valor absoluto sube hasta 1995. En los modelos corrientes de determinación del tipo de cambio (que normalmente asumen un régimen de metas de agregados monetarios), se prevé, *ceteris paribus*, que una reducción del costo del financiamiento externo incrementa el gasto interno, elevando, por consiguiente, la inflación de los bienes no transables y del IPC. Este constituye el *canal real* del mecanismo de transmisión monetaria. No obstante, una reducción del costo del financiamiento externo también debe apreciar la moneda nacional y traducirse, *ceteris paribus*, en una inflación menor en términos del IPC. Este constituye el *canal financiero* del mecanismo de transmisión monetaria. Normalmente, el canal real es menos importante

[18] *Esto es probablemente el resultado de la colinealidad (esperable) entre la productividad en el resto del mundo y otros regresores tales como los componentes reales fundamentales del tipo de cambio nominal.*

CUADRO 3

Chile: Estimación de los Parámetros Variables del Modelo de Pequeña Economía Abierta con Meta Oficial de Inflación
(1990:1–1999:3)

Variables	Estimaciones	Errores estándar
σ_e	0.9963	(0.0013)
σ_g	1.0000	(0.0507)
σ_{g^*}	19.3396	(35.9559)
σ_{r^*}	1.0000	(0.1108)
σ_{p^*}	1.0188	(0.0120)
σ_d	0.7311	(0.0825)
σ_f	1.0000	(0.0413)
σ_c	0.9942	(0.0237)
Logaritmo de la función de verosimilitud	98.2820	

Estadística Q de los errores de proyección estandarizados	Estadística Q de los errores de proyección estandarizados cuadráticos
Q(8) = 12.63	Q(8) = 17.25
Q(16) = 16.84	Q(16) = 22.98
Q(24) = 35.39	Q(24) = 36.82
Q(30) = 40.14	Q(30) = 38.20

Proyecciones fuera de la muestra

Períodos futuros	Inflación	Proyección	Coeficiente de desigualdad de Theil	Error de proyección porcentual de la media cuadrática	Error medio de proyección porcentual
1. 1998:4	4.57	4.77	0.022	0.045	0.045
2. 1999:1	3.94	5.52	0.120	0.285	0.223
3. 1999:2	3.64	4.61	0.120	0.275	0.233
4. 1999:3	2.93	3.91	0.122	0.291	0.258

cuantitativamente que el canal financiero, de modo que se espera que una reducción del costo del financiamiento externo disminuya la inflación interna. En un régimen de metas de inflación, en cambio, el costo del financiamiento externo está inversamente correlacionado con la inflación interna. En el régimen mencionado se debilita el canal financiero del mecanismo de transmisión monetaria, ya que la liquidez es endógena y, por ende, se obtiene una correlación inversa entre las variaciones del costo del financiamiento externo y la inflación interna, debido a la preponderancia del canal real del mecanismo de transmisión. Al parecer, existe cierta evidencia de que esto ocurrió en Chile.[19]

Segundo, y de acuerdo con lo esperado, el coeficiente del impulso fiscal es positivo. Resulta interesante remarcar que su importancia para explicar la varianza de la inflación se duplicó entre finales de 1996 y mediados de 1998, manteniéndose desde entonces a ese nivel.

Tercero, el traspaso de variaciones del tipo de cambio nominal a la inflación medida por el IPC cambió considerablemente en el curso del tiempo. Una explicación posible es que a medida que el régimen de metas de inflación cobró más credibilidad, el valor del coeficiente de traspaso descendió.[20] Después de mediados de 1995, y hasta el último año de la muestra, el coeficiente de traspaso se mantuvo estable, a un nivel de aproximadamente 10%. Al parecer, cuando el crecimiento anual del PIB real cayó de 8% en el primer trimestre de 1998 a 6% en el segundo trimestre de 1998, el coeficiente de traspaso también empezó a bajar y llegó a un valor inferior a 5% al cierre del período muestral. Collins y Nadal De Simone (1996) demuestran que "el coeficiente de traspaso" depende, como mínimo, de la estructura de la economía, de la naturaleza de las perturbaciones que afectan a la economía, de la composición del IPC y del régimen monetario. Los autores deducen que los coeficientes de traspaso pueden ser econométricamente inestables no sólo

GRÁFICO 6

Chile: Coeficiente Suavizado del Aumento de la Productividad Interna
(modelo 2)

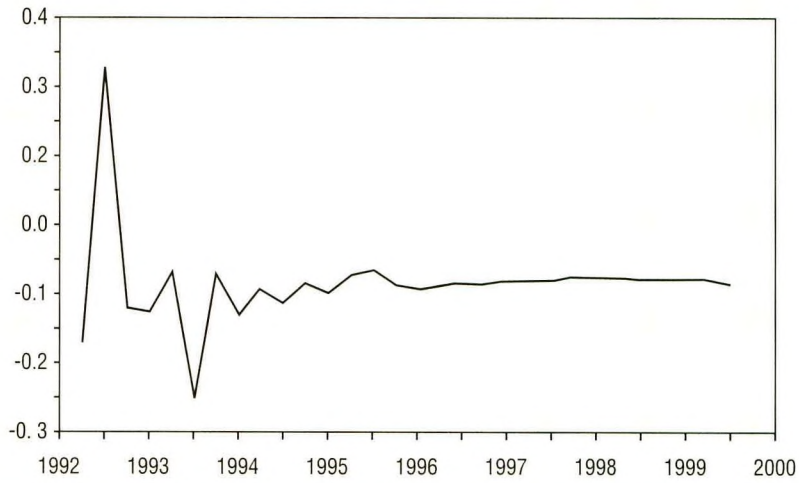
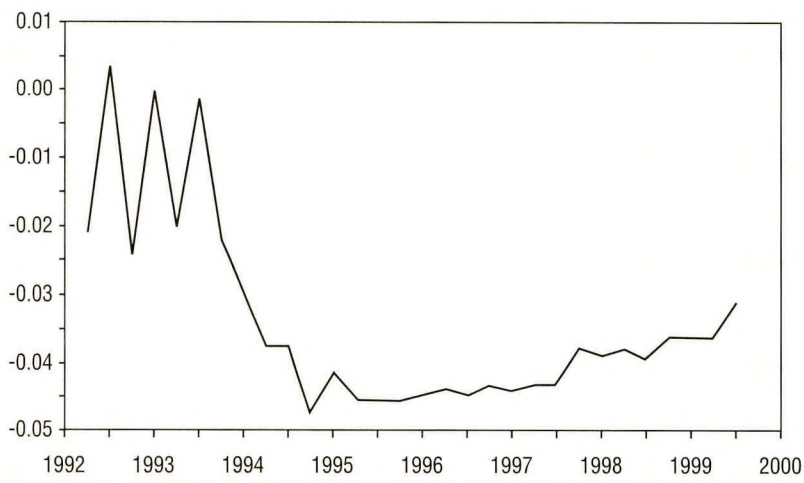


GRÁFICO 7

Chile: Coeficiente Suavizado del Costo de Capital Extranjero
(modelo 2)



[19] *En Nadal De Simone (2001), se confirma este punto en una simulación que utiliza datos correspondientes a Nueva Zelanda.*

[20] *La reducción del coeficiente de traspaso de cambios en el tipo de cambio a la inflación es consistente con la experiencia de otros países que también han introducido regímenes de meta de inflación.*

GRÁFICO 8

Chile: Coeficiente Suavizado de los Términos de Intercambio
(modelo 2)

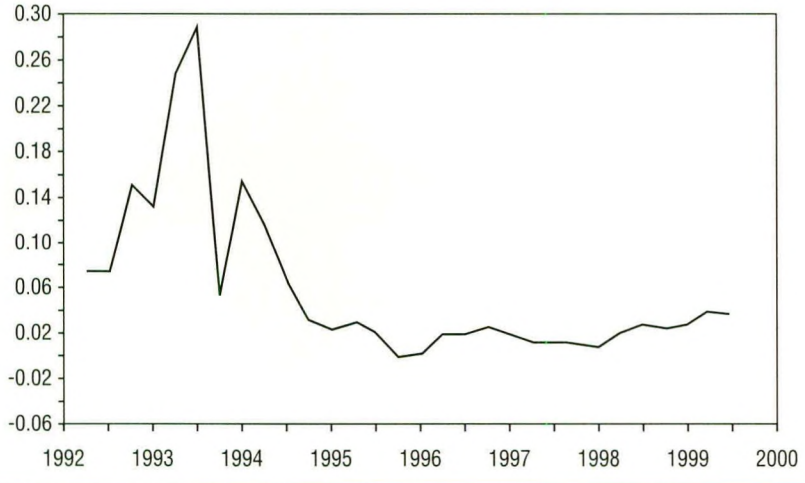
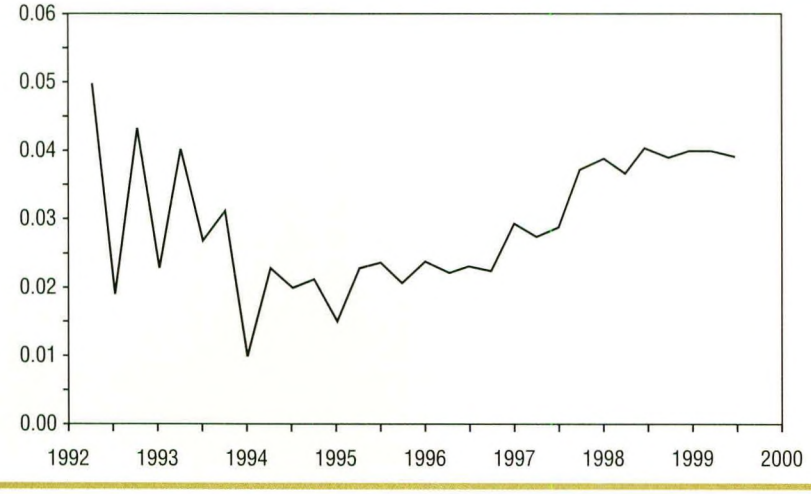


GRÁFICO 9

Chile: Coeficiente Suavizado del Impulso Fiscal
(modelo 2)



entre regímenes de política monetaria, sino también dentro de un mismo régimen de política monetaria a lo largo del tiempo. El presente estudio econométrico parece validar esa conclusión.

Por último, como se observa en el gráfico 11, el coeficiente de metas de inflación suavizado se mantuvo bastante estable a partir de 1994. Dado el marco utilizado en el presente estudio, esto parece sugerir, de manera convincente, que la credibilidad del marco de metas de inflación en Chile se encontraba bien consolidada desde mediados de los años noventa.

3. ¿Es Empíricamente Relevante Permitir Cambios de Régimen en los Modelos de Inflación?

Los errores de proyección estandarizados cuadráticos de la versión 2 del modelo de la curva de Phillips con parámetros variables, no parecen indicar la presencia de heteroscedasticidad. Sin embargo, se consideró interesante explorar un poco más esta posibilidad estimando el modelo de la curva de Phillips con un proceso de cambio de Markov en las perturbaciones. Por ende, la versión 2 del modelo de la curva de Phillips con parámetros variables se estimó permitiendo que la incertidumbre provenga no solamente del proceso de puesta al día de los parámetros del modelo por parte de los agentes económicos, sino también de la heteroscedasticidad de las perturbaciones. Este es el modelo descrito por las ecuaciones (B7) - (B8) y (A3'), (A6), (A7a) y (A7b) del apéndice B y A, respectivamente.

En este modelo, la varianza condicional del error de predicción se puede descomponer en la varianza condicional a causa de los coeficientes de regresión desconocidos y de la varianza condicional debida a la heteroscedasticidad de la perturbación. La primera varianza condicional depende del estado del mundo al momento t-1, S_{t-1}, mientras que la segunda depende del estado del mundo al momento t, S_t. El gráfico 12 muestra que durante la mayor parte del período muestral, la primera fuente de varianza condicional fue mucho más importante que la segunda. En el período 1992:1-1998:2, la varianza condicional promedio de la inflación fue 0.0025, y cerca de 75% de ella fue explicada por el proceso de

aprendizaje de los agentes económicos. Solamente entre el tercer trimestre de 1998 y el tercero de 1999, la heteroscedasticidad del término de perturbación es significativa; en ese período, la heteroscedasticidad de la perturbación explica alrededor de 82% de la varianza condicional.

El modelo de inflación de pequeña economía abierta también se estimó, permitiendo cambios de Markov, es decir, se estimaron las ecuaciones (B7) - (B8) junto a las ecuaciones (A3'), (A6), (A7a) y (A7b) del apéndice B y A, respectivamente. Aún más marcadamente que en el caso del modelo de inflación basado en la curva de Phillips con parámetros variables, la descomposición de la varianza condicional en el gráfico 13 muestra que la varianza condicional del error de proyección fue básicamente debida a la incertidumbre de los coeficientes de regresión desconocidos.

Una explicación posible de estos resultados es sugerida por la presencia del objetivo preanunciado de inflación entre los regresores de los modelos. En la medida que la meta de inflación era creíble, ella reflejaba los cambios en el proceso de inflación chileno; la meta de inflación servía de aproximación del cambio en la política monetaria chilena de una inflación alta y variable a una inflación baja y estable. La conclusión que se puede extraer de estos resultados es que durante el período muestral es poco lo que se obtiene al incluir la incertidumbre generada por la heteroscedasticidad de las perturbaciones aleatorias, en modelos que contienen entre los regresores la meta preanunciada de inflación. No obstante, ahora que el régimen basado en metas explícitas de inflación se encuentra en su estado estable, convendrá reexaminar esta cuestión.

GRÁFICO 10

Chile: Coeficiente Suavizado del Tipo de Cambio
(modelo 2)

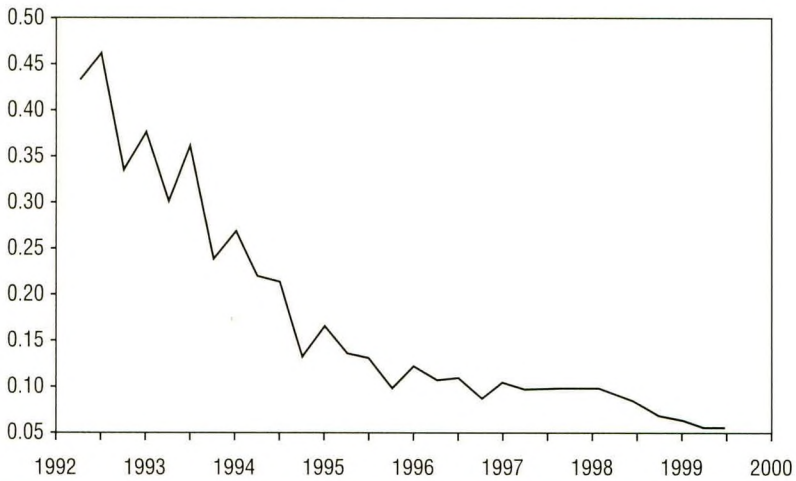
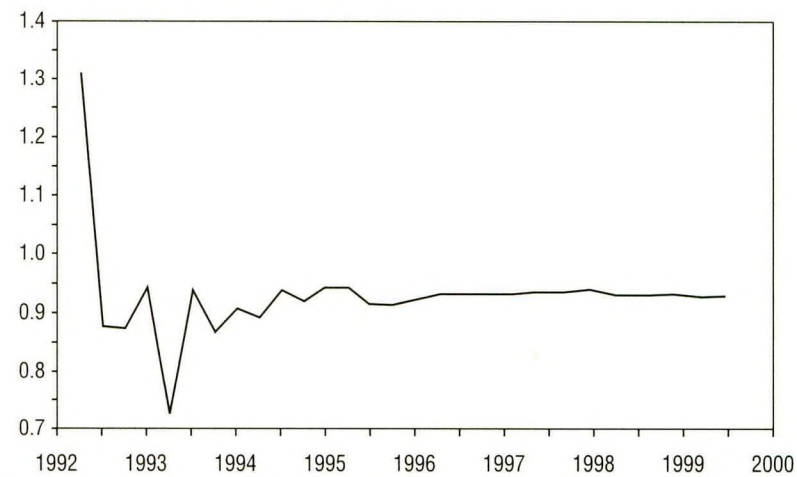


GRÁFICO 11

Chile: Coeficiente Suavizado de la Meta de Inflación
(modelo 2)



4. Estimación de Algunos Modelos Simples de Series de Tiempo

En este estudio se estimaron también varios modelos univariados de inflación basados en las técnicas de Box-Jenkins, sin pretender por ello hacer un análisis exhaustivo de todas las gamas posibles de modelos de inflación dentro de ese enfoque, ya que ello iría más allá del objetivo de esta investigación. El cuadro 4 presenta un conjunto de resultados seleccionados de las estimaciones realizadas. Los resultados se

GRÁFICO 12

Chile: Modelo de Inflación basada en la Curva de Phillips
Descomposición de la Varianza de la Inflación

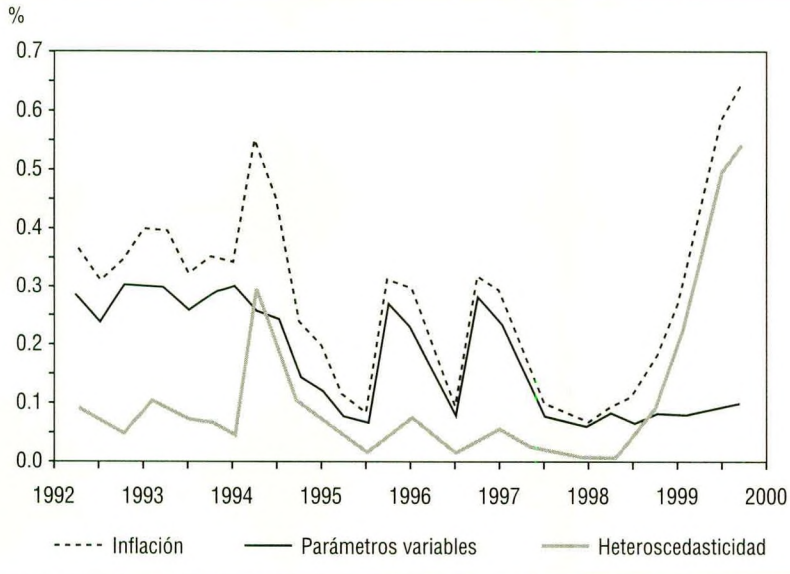
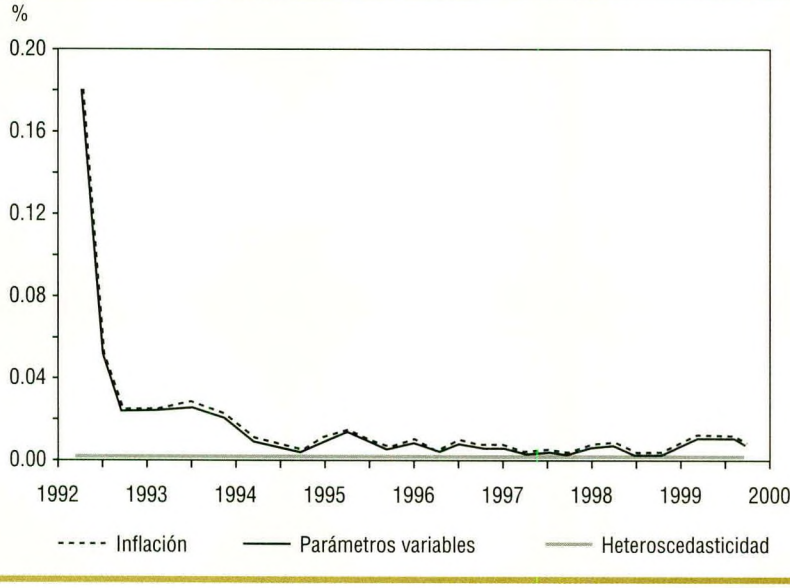


GRÁFICO 13

Chile: Modelo de Inflación de Pequeña Economía Abierta
Descomposición de la Varianza de la Inflación



refieren a un modelo AR(1), un AR(2) y un AR(1) con función de transferencia. Los modelos son:

$$\pi_t = \phi_1 \pi_{t-1} + \varepsilon_t , \qquad (8)$$

$$\pi_t = \phi_1 \pi_{t-1} + \phi_2 \pi_{t-2} + \varepsilon_t , \qquad (9)$$

$$\pi_t = \phi_1 \pi_{t-1} + \theta_1 z_t + \varepsilon_t , \qquad (10)$$

donde π_t se mide como la desviación de la inflación anual con respecto a la meta de inflación oficial preanunciada en las ecuaciones (8) y (9), y como la inflación anual en la ecuación (10); z_t es la meta de inflación oficial preanunciada. Se supone que z_t es exógeno.

Los modelos AR(1) y AR(2) presentan correlación serial en los primeros 8 rezagos, mientras que el modelo AR(1) con función de transferencia presenta correlación serial en los primeros 16 rezagos. Los modelos AR(1) y AR(2) tienen un R^2 bajo, en tanto que el modelo AR(1) con función de transferencia tiene un R^2 razonable (éste está obviamente sesgado al alza por la presencia de correlación serial en los residuos).

Sobre la base del coeficiente de desigualdad de Theil para la proyección correspondiente al primer período fuera de la muestra (*i.e.*, 1998:4), los modelos AR(1) y AR(2) superan a la segunda versión del modelo de curva de Phillips con parámetros variables y al modelo de la economía abierta y pequeña (el cuadro 5 contiene un resumen de los resultados de todas las proyecciones). No obstante, la calidad de los resultados relativos de los modelos AR(1) y AR(2) se deteriora rápidamente en los períodos posteriores, de modo que el modelo de curva de Phillips con parámetros variables los supera. Aun así, los modelos de series de tiempo superan al modelo de inflación de la economía pequeña y abierta.

El modelo AR(1) con función de transferencia supera tanto al modelo de curva de Phillips con parámetros variables como al modelo de la economía pequeña y abierta hasta la proyección de inflación correspondiente al tercer período fuera de

la muestra.[21] Sigue siendo mejor que el modelo de la economía pequeña y abierta para la proyección de inflación correspondiente al cuarto período fuera de la muestra.

Si bien el modelo AR(1) con función de transferencia supera a los modelos AR(1) y AR(2) en el caso de las proyecciones de inflación a corto plazo, es probable que la calidad relativa de las proyecciones de inflación de los distintos modelos cambie cuando se incluyan datos del estado estable del régimen de política monetaria, ya que la varianza de la meta de inflación estará más acotada, es decir, disminuirá su contenido de información. Por otro lado, el Banco Central no sólo ha expresado su intención de mantener la inflación en el rango de 2 a 4% en forma permanente, sino que ha comenzado a producir informes cuatrimestrales de inflación con proyecciones de hasta dos años. Será entonces relativamente más importante que el deterioro de las proyecciones de inflación fuera de la muestra no aumente mucho a medida que se añaden períodos a la proyección más allá de un año. Basándose en este criterio, para el mediano plazo, el modelo de curva de Phillips con parámetros variables y el modelo de la economía pequeña y abierta resultan, al parecer, relativamente superiores al modelo AR(1) con función de transferencia. Los pronósticos del modelo de la economía pequeña y abierta, presentan en realidad una estabilidad bastante notable en términos de sesgo y varianza de la inflación. La segunda versión del modelo de curva de Phillips con parámetros variables, por ser relativamente parsimoniosa, también ofrece buenos resultados.[22] No obstante, al igual que el modelo AR(1) con función de transferencia, falta comprobar si el modelo de curva de Phillips con parámetros variables seguirá siendo la mejor especificación del proceso de inflación en Chile a partir del año 2001. Es posible que se requiera una estructura relativamente más completa.

[21] *Esto es consistente con numerosos estudios empíricos que muestran que los modelos parsimoniosos de series de tiempo son herramientas relativamente poderosas de proyección para plazos cortos.*

[22] *En lo que se refiere a Estados Unidos, Stock y Watson (1999) han demostrado que una curva de Phillips convencional de modalidad independiente, generalmente, produce proyecciones más precisas que otras variables macroeconómicas, incluidas las tasas de interés, la oferta monetaria y las cotizaciones de los productos básicos. No obstante, resulta inferior a un modelo de curva Phillips generalizada basado en medidas de la actividad real que no incluyen el desempleo, tal como los índices basados en un gran número de indicadores económicos reales.*

V. Conclusiones

El objetivo del presente estudio consiste en estimar y proyectar la inflación en Chile aplicando un marco de

CUADRO 4

Chile: Modelos de Series de Tiempo
(1990:1–1999:3)

Modelo	Coeficientes ϕ_1	ϕ_2	θ_1	Tests de correlación serial Q(8)	Q(16)	QM(24)	$\bar{R}^2$	Proyección 1998:4 1999:3	Desigualdad de Theil
AR (1)	0.1349			18.13*	23.08	31.12	4.73	4.57	0.001
$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$	(0.0610)							4.62	0.054
								4.65	0.079
								4.25	0.106
AR (2)	0.1179	0.0183		18.43*	23.03	30.97	2.07	4.56	0.001
$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \varepsilon$	(0.0872)	(0.0661)						4.59	0.052
								4.62	0.076
								4.21	0.103
AR(1) con función de transferencia	0.1599		0.9620	18.88*	25.08*	32.62	96.07	4.35	0.024
$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \theta_1 z_t + \varepsilon_t$	(0.0620)		(0.0189)					4.32	0.036
								4.18	0.046
								3.69	0.063

estado-espacio. Se estiman y utilizan dos modelos de inflación para formular una proyección de la inflación en Chile fuera del período muestral. El primer modelo es una curva de Phillips con parámetros variables que se estima en dos versiones; la primera, no incluye la meta de inflación oficial preanunciada y la segunda, sí lo hace. El segundo modelo es de forma reducida de una economía pequeña y abierta con meta de inflación. Los resultados de esas estimaciones se comparan con los de una serie de especificaciones univariadas simples de Box-Jenkins para el proceso de inflación en Chile. La muestra comprende el período 1990:1 hasta 1999:3, cuando el régimen de política monetaria entró en estado estable con una meta de inflación anual permanente correspondiente a un rango entre 2 y 4%. Los datos son trimestrales y han sido provistos por el Banco Central de Chile.

Los modelos que incluyen la meta de inflación oficial preanunciada son preferibles a los que no lo hacen. Aunque la inclusión de la meta de inflación oficial introduce correlación serial en los residuos, también reduce significativamente los errores de proyección.

Las proyecciones de inflación fuera de la muestra del modelo de inflación basado en la curva de Phillips con parámetros variables y que incluye la meta de inflación oficial preanunciada son más favorables que las del modelo de la economía pequeña y abierta — que también incluye la meta de inflación oficial preanunciada. Sin embargo, los estadísticos de las proyecciones de inflación del modelo de la economía pequeña y abierta son relativamente más estables.

En cuanto se refiere al primer período de proyección fuera de la muestra, los modelos de inflación de Box-Jenkins tienden a superar el modelo de la curva de Phillips con parámetros variables, y que incluye la meta de inflación oficial preanunciada. No obstante, su superioridad relativa en la proyección de la inflación en Chile se deteriora rápidamente, a medida que se prolonga el tiempo de proyección fuera de la muestra.

El modelo AR(1) con función de transferencia supera al modelo de la curva de Phillips con parámetros variables y al modelo de la economía pequeña y abierta hasta el tercer período de proyección fuera de la muestra, y también supera al modelo de la economía pequeña y abierta hasta el cuarto período de proyección fuera de la muestra.

No obstante, cabe formular una advertencia. Es muy probable que la calidad relativa de las diversas proyecciones de inflación (las que permiten y las que no permiten cambios de régimen) se modifique a partir

CUADRO 5

Chile: Resumen de las Proyecciones de Inflación[a]

	Curva de Phillips con PVT, versión 1	Curva de Phillips con PVT, versión 2	Economía abierta	AR (1)	AR (2)	AR(1) con función de transferencia
Proyecciones de inflación	5.34	4.71	4.77	4.57	4.56	4.35
	4.79	4.57	5.52	4.62	4.59	4.32
	4.28	4.15	4.61	4.65	4.62	4.18
	3.97	3.44	3.91	4.25	4.21	3.69
Coeficiente	0.078	0.015	0.022	0.001	0.001	0.024
de desigualdad de Theil	0.087	0.051	0.120	0.054	0.052	0.036
	0.084	0.054	0.120	0.079	0.076	0.046
	0.098	0.058	0.122	0.106	0.103	0.063
Error de proyección	0.169	0.031	0.045	0.001	0.001	0.047
porcentual de la media	0.193	0.115	0.285	0.122	0.117	0.076
cuadrática	0.184	0.119	0.275	0.182	0.176	0.100
	0.238	0.134	0.291	0.274	0.266	0.156
Error medio	0.169	0.031	0.045	0.001	-0.001	-0.047
de proyección porcentual	0.192	0.095	0.223	0.087	0.082	0.025
	0.183	0.106	0.233	0.146	0.140	0.062
	0.226	0.123	0.258	0.222	0.214	0.111

a. En el período 1998:4–1999:3, la inflación fue 4.57, 3.94, 3.68 y 2.93%.

del 2001, año en que el régimen de política monetaria ha llegado a su estado estable. La varianza de la inflación probablemente dependerá entonces de las perturbaciones de los términos de intercambio, de las perturbaciones de la productividad, de la situación fiscal, del tipo de cambio y de otros factores similares; en cambio, la varianza de la meta de inflación estará más acotada, y no podrá, *ceteris paribus*, explicar tanto de la inflación realizada. Habrá entonces que reevaluar las proyecciones de inflación de los modelos, prestando especial atención a que no se deteriore rápidamente la calidad de las proyecciones de mediano plazo. En ese caso, es probable que se requieran modelos menos parsimoniosos que los modelos univariados de series de tiempo a la Box-Jenkins.

REFERENCIAS

Akerlof, G. y J. Yellin (1986). *Efficiency Wage Models of the Labor Market*. New York: Cambridge University Press.

Blinder, A. S. (1999). *Central Banking in Theory and Practice*. The MIT Press: Cambridge, Massachusetts; Londres, Inglaterra.

Brunner, K., A. Cuckierman y A. Meltzer (1983). "Money and Economic Activity: Inventories and Business Cycles." *Journal of Monetary Economics* 11: 281–319.

Burmeister, E., K. D. Wall y J. Hamilton (1986) "Estimation of Unobserved Expected Monthly Inflation Using Kalman Filtering." *Journal of Business and Economic Statistics* 4: 147–60.

Clark, P. K. (1987). "The Cyclical Component of U.S. Economic Activity." *Quarterly Journal of Economics* 102: 797–814.

Clark, P., D. Laxton y D. Rose (1995). "Asymmetry in the U.S. Output-Inflation Nexus: Issues and Evidence." Documento de Trabajo N° 76, Fondo Monetario Internacional.

Collins, S. y F. Nadal De Simone (1996). "Selected Policy Issues under Inflation Targeting in a Small Open Economy." Capítulo 13, 12ª Conferencia de Bancos Centrales de la Cuenca del Pacífico, Monetary Authority of Singapore, Singapur.

Diebold, F. X. y G. D. Rudebusch (1996). "Measuring Business Cycles: A Modern Perspective." *Review of Economics and Statistics* 78: 67–77.

Elliott, G., T. J. Rothenberg y J. Stock (1996). "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root." *Econometrica* 64: 813–36.

Frankel, J. (1991). "Quantifying International Capital Mobility in the 1980s." En *National Saving and Economic Performance,* editado por B. D. Berheim y J. B. Shoven (The University of Chicago Press).

García, R. y P. Perron (1996). "An Analysis of the Real Interest Rate under Regime Shift." *Review of Economics and Statistics* 78: 111–25.

Granger, C. (2000). "Thick Modeling." Documento presentado en un seminario del Departamento de Estudios del Fondo Monetario Internacional, abril.

Hamilton, J. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press: Princeton, Nueva Jersey.

Kim, C-J. y C. R. Nelson (1989). "The Time-Varying Parameter Model for Modeling Changing Conditional Variance: The Case of the Lucas Hypothesis." *Journal of Business and Economic Statistics* 7: 433–40.

Kim, C-J. (1993a). "Unobserved-Component Time Series Models with Markov-Switching Heteroskedasticity: Changes in Regime and the Link Between Inflation and Inflation Uncertainty." *Journal of Business and Economic Statistics* 11: 341–49.

Kim, C-J. (1993b). "Sources of Monetary Growth Uncertainty and Economic Activity: The Time-Varying Parameter Model with Heteroskedastic Disturbances." *Review of Economic and Statistics* 75: 483–92.

Kim, C-J. (1994). "Dynamic Linear Models with Markov-Switching." *Journal of Econometrics* 60: 1–22.

Lucas, R. E. Jr. (1973). "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs." *American Economic Review* 63: 326–34.

McCallum, B. T. (1989). *Monetary Economics. Theory and Practice*. Macmillan Publishing Company: Nueva York, EE.UU..

McCallum, B. T. (1999). "Issues in the Design of Monetary Policy Rules." NBER Working Paper N° 6016.

McCallum, B. T. y E. Nelson (1997). "An Optimizing IS-LM Specification for Monetary Policy and Business Cycle Analysis." NBER Working Paper N° 5875.

McCallum, B. T. y E. Nelson (1999). "Performance of Operational Policy Rules in an Estimated Semi-classical Structural Model." En *Monetary Policy Rules*, editado por J. B. Taylor. University of Chicago Press: National Bureau of Economic Research.

Morandé, F. y K. Schmidt-Hebbel (2000). "Monetary Policy and Inflation Targeting in Chile." *Inflation Targeting in Practice: Strategic and Operational Issues and Application to Emerging Market Economies*. Editado por M. I. Blejer, A. Ize, A. M. Leone y S. Werlang. Fondo Monetario Internacional.

Nadal De Simone, F. (2001). "Inflation Targeting in a Small Open Economy: The Behaviour of Price Variables." *New Zealand Economic Papers* 35: 101-42.

Obstfeld, M. y K. Rogoff. (1996). *Foundations of International Macroeconomics*. MIT Press.

Perron, P. (1997). "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables." *Journal of Econometrics* 80: 355–85.

Razzak, W. (1995). "The Inflation-Output Tradeoff: Is the Phillips Curve Symmetric? Evidence from New Zealand." Discussion Paper 7, Reserve Bank of New Zealand.

Rothenberg, T. J.(1971). "Identification in Parametric Models." *Econometrica* 39: 577–91.

Stock, J. H. y M. W. Watson (1991). "A Probability Model of the Coincident Economic Indicators." *Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records*. Editado por K. Lahiri y G. H. Moore. Cambridge University Press: Cambridge.

Stock, J. H. y M. W. Watson (1999). "Forecasting Inflation." NBER Working Paper N° 7023.

Svensson, L.(1997). "Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets." *European Economic Review* 41: 1111–46.

Turnovsky, S. (1997). *Methods of Macroeconomic Dynamics*. The MIT Press: Cambridge, Massachusetts; Londres, Inglaterra.

Wong, Ka-Fu (2000). "Variability in the Effects of Monetary Policy on Economic Activity." *Journal of Money, Credit, and Banking* 32: 179–98.

APÉNDICE A

MODELOS DE ESTADO-ESPACIO

Los modelos de estado-espacio se componen de dos ecuaciones: una ecuación de medición (o de producto) y una ecuación de estado (o transición). La ecuación de medición establece una relación entre el conjunto de variables observadas y el conjunto de variables de estado no observadas. La ecuación de estado describe la dinámica de las variables de estado.

Las siguientes cinco ecuaciones describen lo que se puede denominar un modelo representativo de estado-espacio:

$$y_t = H_t\beta_t + Az_t + e_t\,, \qquad \text{(A1)}$$

$$\beta_t = \mu + F\beta_{t-1} + v_t\,, \qquad \text{(A2)}$$

$$e_t \approx \mathrm{N}(0, R), \qquad \text{(A3)}$$

$$v_t \approx \mathrm{N}(0, Q), \qquad \text{(A4)}$$

$$\mathrm{E}(e_t, v_s') = 0\,, \qquad \text{(A5)}$$

siendo y_t un vector n x 1 de las variables observadas en el período t, β_t un vector k x 1 de las variables de estado no observadas, H_t una matriz n x k que vincula el vector observado y_t y el vector no observado β_t, A una matriz n x r de parámetros, z_t un vector r x 1 de variables exógenas o variables observadas predeterminadas, y v_t vectores k x 1 de constantes y procesos de ruido blanco, respectivamente, y F una matriz k x k de parámetros. Las ecuaciones (A1) y (A2) son las ecuaciones de medición y de estado, respectivamente. Las ecuaciones (A3) – (A5) establecen que las secuencias e_t y v_t siguen procesos normales con medias iguales a cero y con varianzas R y Q, respectivamente, y no están correlacionadas. Obsérvese que los elementos de la matriz H_t pueden ser, o bien un conjunto de parámetros constantes, o bien datos sobre variables exógenas. En el primer caso, la ecuación (A1) forma parte de un modelo de componentes no observados; en el segundo, la ecuación (A1) es parte de un modelo con parámetros variables.

Los modelos de estado-espacio tienen muchas aplicaciones. Se han utilizado para estimar variables no observadas como la inflación esperada (Burmeister *et al.*, 1986), la tasa de interés real *ex ante* (García y Perron, 1996) y el factor común de las variables macroeconómicas principales que se denomina ciclo económico (Stock y Watson, 1991). Por otra parte, los modelos de estado-espacio se han aplicado a la estimación de modelos de parámetros variables (Kim y Nelson, 1989), que nos proporcionan información sobre la forma en que los agentes económicos racionales actualizan sus estimaciones de los coeficientes del modelo en un sentido bayesiano al aparecer nueva información en un entorno de incertidumbre, sobre todo, en regímenes de política cambiantes. Por último, los modelos de estado-espacio se han combinado con modelos markovianos del ciclo económico para tener en cuenta no sólo el hecho de que los agentes económicos reciben información sobre el estado de la economía y los coeficientes del modelo en el curso del tiempo, sino también que los procesos económicos tal vez no sean simétricos, por ejemplo, durante el ciclo económico, o que existe incertidumbre debido a la presencia de heteroscedasticidad en las perturbaciones aleatorias (Diebold y Rudebusch, 1996).[1] En este caso, los cambios en la varianza condicional del error de proyección se consideran, en parte, un resultado de los cambios endógenos de régimen que sufre la estructura de la varianza.

La ecuación (A3) del modelo representativo de estado-espacio (A1) – (A5) puede modificarse a fin de incorporar las variaciones en la incertidumbre generadas por los cambios en la varianza de las perturbaciones aleatorias futuras. Al considerar la heteroscedasticidad del desplazamiento de Markov en el término de perturbación e_t, se supone que parte de las variaciones que sufre la varianza condicional del error de proyección se derivan de cambios endógenos de régimen que sufre la estructura de la varianza.[2] Un modelo de estado-espacio con desplazamiento de Markov puede representarse

[1] *Hasta hace poco tiempo, no era posible abordar el problema de la estimación de estado-espacio al mismo tiempo que se abordaba el problema de la estimación del cambio de régimen. Sin embargo, el algoritmo correspondiente a la estimación aproximada de máxima verosimilitud desarrollado por Kim (1993a, 1993b, 1994) ha vuelto operacional una amplia gama de modelos de estado-espacio con cambio de regímenes.*

[2] *Una diferencia importante entre ARCH y la heteroscedasticidad del modelo markoviano radica en que, mientras en el primero la varianza incondicional es constante, en el segundo la varianza incondicional está sujeta a cambios estructurales.*

mediante la sustitución de la ecuación (A3') en el modelo (A1) – (A5) por la siguiente:

$$e_t \approx \mathrm{N}\left(0, \sigma^2_{e,S_t}\right), \qquad \text{(A3')}$$

de modo que

$$\sigma^2_{e,S_t} = \sigma^2_0 + \left(\sigma^2_1 - \sigma^2_0\right) S_t \qquad \sigma^2_1 > \sigma^2_0, \qquad \text{(A6)}$$

$$\Pr[S_t = 1 \mid S_{t-1} = 1] = p_{11}, \qquad \text{(A7a)}$$

$$\Pr[S_t = 0 \mid S_{t-1} = 0] = p_{00}. \qquad \text{(A7b)}$$

La varianza del término de error e_t es una variable discreta S_t cuya evolución depende únicamente de S_{t-1}, es decir, S_t sigue un proceso de Markov de primer orden. El proceso es de dos estados con probabilidades de transición descritas por las ecuaciones (A7a) y (A7b).

APÉNDICE B

MODELO DE LA BRECHA DE PRODUCCIÓN

Siguiendo a Clark (1987), la brecha de producción se estima en este estudio modelando el producto como la suma de dos componentes independientes no observados, una tendencia lineal local y un proceso autorregresivo de segundo orden. Supóngase que:

$$y_t = T_t + X_t, \qquad \text{(B1)}$$

$$T_t = T_{t-1} + g_t + h_t, \qquad \text{(B2)}$$

$$g_t = g_{t-1} + w_t, \qquad \text{(B2')}$$

$$X_t = \theta_1 X_{t-1} + \theta_2 X_{t-2} + l_t, \qquad \text{(B3)}$$

$$h_t \approx N(0, \sigma_h^2), \qquad \text{(B4)}$$

$$w_t \approx N(0, \sigma_w^2), \qquad \text{(B5)}$$

$$l_t \approx N(0, \sigma_l^2), \qquad \text{(B6)}$$

siendo y_t el PIB real, y T_t y X_t su tendencia estocástica y su componente cíclico, respectivamente. La tendencia estocástica se modela como una tendencia lineal local con un término de desplazamiento g_t que se incluye con el fin de recoger variaciones en la "productividad" chilena en el período muestral.[3] El modelo de tendencia lineal local es interesante, porque en él no sólo se describe la tendencia T_t como un proceso de camino aleatorio, sino que también se supone que *las variaciones de la tendencia* seguirán un camino aleatorio y un proceso de ruido blanco. El componente cíclico del producto se modela como un proceso autorregresivo estacionario de segundo orden.[4] Las variables h_t, w_t, y l_t son procesos independientes de media cero y varianza constante, σ_h^2, σ_w^2 y σ_l^2, respectivamente, tal como los que se describen en las ecuaciones (B4) – (B6).

CUADRO B1

Chile: Estimación de los Parámetros del Modelo de Componentes no Observados del PIB Real
(1986:1–1999:3)

Variables	Estimaciones	Errores estándar
σ_h	0.0119	0.0033
σ_l	0.0089	0.0035
θ_1	1.4468	0.0111
θ_2	-0.5233	0.0079
Logaritmo de la función de verosimilitud	95.0212	
Estadístico Q de los errores de proyección estandarizados		Estadístico de Kolmogorov-Smirnov de los errores estandarizados (K–S)
Q(8) = 9.73 Q(16) = 16.19 Q(24) = 25.05 Q(32) = 41.94		N.° de observaciones = 32 Límite de rechazo (10%) = 0.2157 K–S = 0.0999
Estadístico Q de los errores de proyección estandarizados cuadráticos		Estadístico de Kolmogorov-Smirnov de los errores estandarizados cuadráticos (K–S)
Q(8) = 9.79 Q(16) = 16.47 Q(24) = 25.29 Q(32) = 42.45		N.° de observaciones = 32 Límite de rechazo (10%) = 0.2157 K–S = 0.0991

El modelo se estima para el período muestral 1986:1–1999:3. La representación de estado-espacio del modelo de los componentes estimados no observados del producto es la siguiente:

$$y_t = [\,1\ 1\ 0\ 0\,] \begin{bmatrix} T_t \\ X_t \\ X_{t-1} \\ g_t \end{bmatrix}, \qquad \text{(B7)}$$

$$\begin{bmatrix} T_t \\ X_t \\ X_{t-1} \\ g_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & \theta_1 & \theta_2 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} T_{t-1} \\ X_{t-1} \\ X_{t-2} \\ g_{t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_t \\ l_t \\ 0 \\ w_t \end{bmatrix}. \qquad \text{(B8)}$$

Una vez que el modelo se encuentra en su forma de estado-espacio, puede estimarse utilizando el filtro

[3] *Esta medida de variaciones en la "productividad" incluye cambios en la dotación de factores.*

[4] *El modelo de Lucas tiene un proceso AR(1) para el componente cíclico del producto. En cambio, en el presente estudio, el proceso de generación de datos del componente cíclico del producto se describe mediante un proceso AR(2). Al igual que en el caso de Lucas, se supone un proceso estacionario.*

GRÁFICO B1

Chile: PIB Real y Componente Tendencial

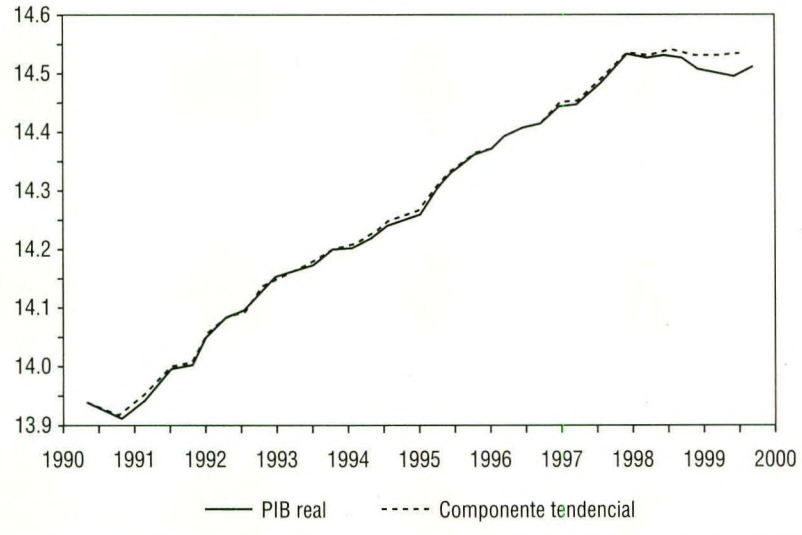
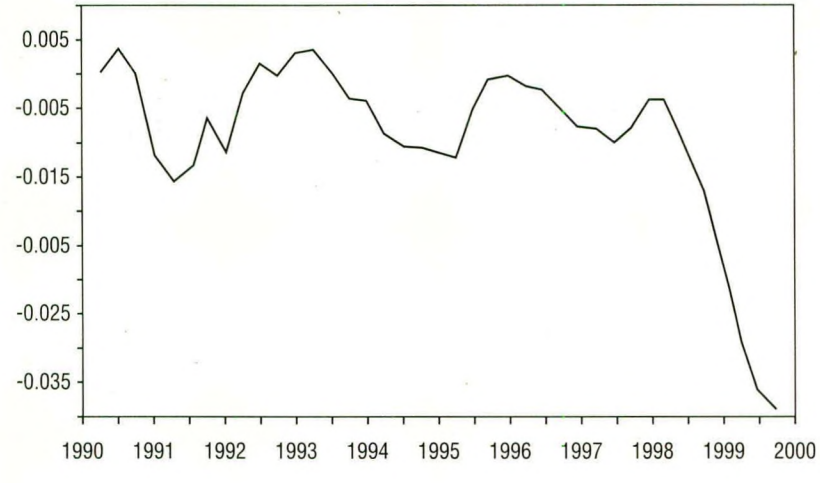


GRÁFICO B2

Chile: Componente Cíclico del PIB Real



de Kalman.[5] En el cuadro B1 se indican las varianzas estimadas σ_h^2 y σ_l^2, así como los parámetros fijos del proceso autorregresivo de segundo orden que se ha supuesto para el componente cíclico del PIB real, es decir, θ_1 y θ_2. La estimación se restringió de modo que las raíces de la ecuación característica del proceso $\theta(L)X_t$ se encuentren fuera del círculo unitario y que las varianzas σ_h^2 y σ_l^2 sean cifras positivas. Todos los parámetros son significativos a los niveles habituales. Los tests de la estadística Q de correlación serial, así como el test del periodograma de Kolmogorov-Smirnov correspondiente a los errores de proyección estandarizados y a los errores de proyección cuadráticos estandarizados, no pueden rechazar la hipótesis nula de ruido blanco.

Los gráficos B1, B2 y B3 presentan el logaritmo del PIB real con el componente de tendencia estocástica, el cíclico y el de crecimiento de la productividad, respectivamente.[6] Al parecer, el perfil del componente cíclico concuerda con la descripción típica de los ciclos económicos chilenos de los años noventa.[7] El modelo parece captar razonablemente la varianza del producto real en Chile durante el período muestral. Cabe señalar tres puntos. Primero, en los años noventa, el área comprendida por la parte negativa del componente cíclico del producto fue mayor que el área comprendida por la parte positiva. Ello concuerda con el descenso constante de la inflación que las autoridades monetarias trataban de obtener, y que consiguieron, en ese período. Segundo, el componente cíclico del producto parece haber llegado a su punto máximo en 1998:1, es decir, antes de la aplicación de una política monetaria contractiva en el segundo semestre de 1998. Tercero, el aumento promedio de la

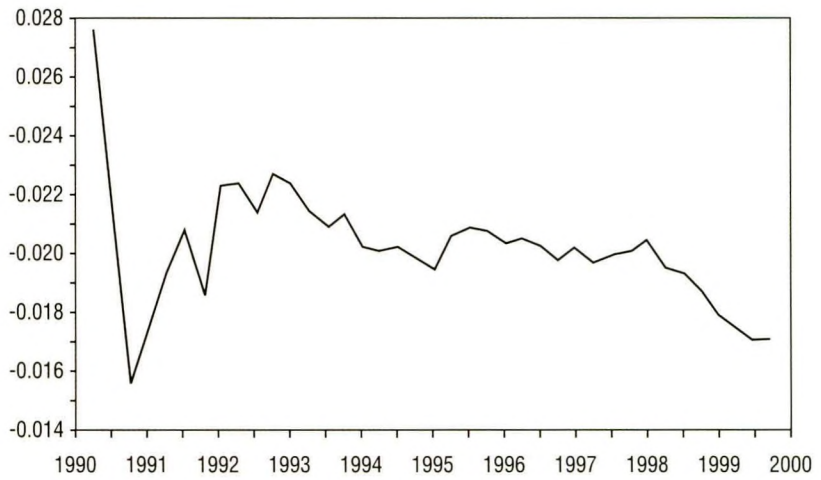
[5] *Una descripción completa del filtro de Kalman se encuentra en Hamilton (1994).*

[6] *Las primeras 16 observaciones muestrales se utilizaron con el fin de eliminar la influencia de las "conjeturas sin fundamento" formuladas con respecto a las variables de estado no estacionarias* $\beta_{0|0}$ *(valores iniciales). Se asignaron valores elevados a los elementos de la diagonal de la matriz de covarianzas de* $\beta_t(P_{0|0})$*, a fin de que la mayor parte de la ponderación en la ecuación de actualización recaiga sobre la nueva información contenida en el error de proyección.*

[7] *La suma de los parámetros del proceso autorregresivo es 0.92. Esto significa que la duración promedio de los* shocks *al ciclo es de 3.3 años. Esto es un valor razonable para Chile, y se encuentra dentro del ciclo corto de entre 2 y 4 años, del que habla el NBER en su clasificación de los ciclos económicos.*

GRÁFICO B3

Chile: Componente de Crecimiento de Productividad del PIB Real



productividad[8] parece haber descendido constantemente, pasando de una tasa promedio de aumento trimestral de 2.12% en el período 1992–1994 a 2.05% en el período 1995–1996, a 2.0% en 1997 y a 1.9% en 1998. Esta tendencia parece congruente con la opinión de algunos observadores que afirman que el aumento potencial del producto en la economía chilena durante la presente década tal vez no alcance los niveles registrados en los años noventa, al llegar a su fin los beneficios derivados de las reformas estructurales aplicadas. Sin embargo, las recientes medidas de política, encaminadas a ampliar y profundizar los mercados internos de capitales y del dinero, a liberalizar completamente la cuenta de capital, a continuar la liberalización unilateral del comercio y las reformas educativas, podrían invertir esa tendencia descendente. En todo caso, el aspecto que cabe destacar es que la productividad es un factor importante para la proyección de la inflación en Chile.

[8] *Como se menciona en el apéndice B, el aumento de la productividad incluye variaciones en la dotación de factores.*

APÉNDICE C

MODELO DE UNA ECONOMÍA PEQUEÑA Y ABIERTA CON META DE INFLACIÓN

En esta sección se examina brevemente el modelo lineal con expectativas racionales para una economía pequeña y abierta con rigidez nominal en el mercado de bienes, cuyas variables de estado se usan en la estimación de la sección III del texto. La principal característica del modelo es que puede reproducir, *en un régimen con meta de agregados monetarios,* las tres regularidades empíricas básicas del período de flotación del tipo de cambio posterior a 1971. Dichas regularidades son: 1) los tipos de cambio responden más rápidamente ante las perturbaciones que los niveles de precios nacionales; 2) el componente aleatorio puro de las fluctuaciones de los tipos de cambio es mayor que el componente aleatorio puro de las fluctuaciones de los niveles de precios nacionales, y 3) los precios relativos de los bienes extranjeros presentan un alto grado de persistencia. El modelo se adapta a un *régimen con meta de inflación,* modelando consecuentemente la regla de política de la autoridad monetaria.

Supóngase una economía pequeña y abierta que produce un bien. Parte de esa producción se exporta. La economía también importa y consume bienes extranjeros. El precio de los bienes nacionales (p_t) se determina principalmente mediante fuerzas internas, mientras que el precio de los bienes extranjeros (p_t^*) se determina en los mercados mundiales. Con todas las variables, salvo las tasas de interés, expresadas en logaritmos, el modelo es el siguiente:

$$y_t^d = a_0 - a_1 r_t + a_2 q_t + a_3 y_t^* + a_4 d_t + \upsilon\tau\,, \qquad \text{(C1)}$$

$$r_t = r_t^* + \alpha \mathrm{E}_t(q_{t+1} - q_t)\,, \qquad \text{(C2)}$$

$$q_t = e_t + p_t^* - p_t\,, \qquad \text{(C3)}$$

$$y_t^s = T_t + \xi(p_t - E_{t-1}\,\bar{p}_t) + u_t\,, \qquad \text{(C4)}$$

$$P_t = \alpha p_t + (1-\alpha)(f_t + p_t^*)\,, \qquad \text{(C5)}$$

$$m_t - P_t = b_0 + b_1 y_t - b_2 i_t + \chi_t\,, \qquad \text{(C6)}$$

$$i_t = i_t^* + E_t(f_{t+1} - f_t) + \rho\,, \qquad \text{(C7)}$$

$$i_t^* = r_t^* + E_t(p_{t+1}^* - p_t^*)\,, \qquad \text{(C8)}$$

siendo y_t^d la demanda del producto, r_t la tasa de interés real interna, q_t el tipo de cambio real, y_t^* el producto extranjero, d_t una medida del impulso fiscal, α_t una perturbación de la demanda del producto, r_t^* la tasa de interés real externa, f_t el tipo de cambio nominal, p_t^* el precio del producto extranjero, p_t el precio de los bienes nacionales, y_t^s la oferta de producto interno, T_t el producto potencial, u_t una perturbación de la oferta del producto, P_t el nivel general de precios medido en función del índice de precios al consumidor (IPC), α la proporción de bienes nacionales en el IPC, m_t una medida amplia de la masa monetaria, i_t la tasa de interés nominal, i_t^* la tasa de interés nominal extranjera, ρ_t una medida de la prima de riesgo país, y x_t una perturbación de la demanda de dinero.

La ecuación (C1) es una curva IS estándar correspondiente a una pequeña economía abierta.[9] La ecuación (C2) supone una paridad de interés real, congruente con los datos empíricos (Obstfeld y Rogoff, 1996).[10] El término α se necesita en la ecuación (C2) para que las tasas de rentabilidad de los activos nacionales y extranjeros se midan en las mismas unidades. La tasa de rentabilidad de los activos internos, o la tasa de interés real nacional r_t, se mide en función de una canasta de bienes que incluye bienes extranjeros y nacionales. En cambio, la tasa de interés extranjera r_t^* se mide utilizando una canasta de bienes que incluye únicamente bienes extranjeros.[11] Las ecuaciones (C1) y (C2) implican que la cuenta corriente —que no se modela explícitamente— es una función de q_t e y_t^*, lo cual hace que el saldo de la cuenta corriente sea congruente con el equilibrio tanto en el mercado de bienes nacionales como en el mercado de activos. La ecuación (C3) define el tipo de cambio real. El comportamiento de la oferta agregada se expresa mediante la ecuación (C4), que incluye la hipótesis de la "tasa natural" (véase también la ecuación C9). La ecuación (C5) define el nivel general de precios

[9] *McCallum y Nelson (1997) demuestran que la ecuación IS estándar requiere la adición del ingreso futuro previsto para ser congruente con un modelo de optimización plena. Dado el procedimiento econométrico utilizado para estimar y proyectar la inflación en el presente documento, el uso de la ecuación IS estándar es inocuo.*

[10] *Frankel (1991) observó que en el período de flotación del tipo de cambio —tras la liberalización de las transacciones en la cuenta de capital— las diferenciales de tasas de interés reales han mantenido una elevada correlación con las variaciones del tipo de cambio real, o el "riesgo cambiario" en su terminología.*

[11] *Técnicamente, esto puede observarse tomando las expectativas de la ecuación (C5), y utilizando la expresión para reemplazar el término $E_t(P_{t+1} - P_t)$ en una ecuación del efecto de Fisher C7), pero aplicándola al país de origen.*

en función de los precios de los bienes nacionales y extranjeros. La ecuación (C6) describe la demanda de dinero. La ecuación (C7) representa la paridad de interés no cubierta y la ecuación (C8) corresponde al efecto de Fisher. Las expectativas son racionales, y el conjunto de información correspondiente al período t es común para todos los participantes en el mercado y el banco central. El producto potencial (T_t) sigue un camino aleatorio con un desplazamiento, o término de aumento de la productividad. Del mismo modo, el producto potencial extranjero sigue un camino aleatorio con un desplazamiento, o término de aumento de la productividad. Los procesos estocásticos supuestos para el producto interno y externo son suficientes para que el modelo represente la tercera regularidad observada en los datos sobre el tipo de cambio durante el período de flotación mencionado anteriormente.

Siguiendo a McCallum (1989), la "rigidez de los precios" se introduce simplemente suponiendo que los precios de los bienes nacionales se fijan al valor ($\bar{p}_t$), que debe corresponder al nivel de equilibrio esperado en el período t, dada la información disponible en el período (t-1),

$$p_t = E_{t-1}\,\bar{p}_t\,. \qquad \text{(C9)}$$

Por consiguiente, p_t es el precio que regiría en el mercado de bienes de no presentarse perturbaciones imprevistas. La ecuación (C9) se basa en la idea de que los participantes en el mercado consideran óptimo fijar de antemano los precios al nivel de equilibrio previsto para el período siguiente.[12] No obstante, las perturbaciones imprevistas de la demanda y la oferta harán que el producto efectivo en el período t difiera de los valores previstos. Como resultado, el producto correspondiente al período actual viene determinado por la demanda, dado el precio fijado de antemano para el período actual por los productores, basándose en la información que tienen a su disposición al cierre del período anterior.[13] Esta formulación permite una rigidez temporal de los precios de los bienes nacionales y, al mismo tiempo, un ajuste pleno de los precios en períodos posteriores. Por consiguiente, el modelo recogerá las dos primeras regularidades que se observan en los datos durante el período de flotación.

Las ecuaciones (C1)–(C9) constituyen el *modelo básico*. Nadal De Simone (2001) examina la solución de estado estable y la solución estocástica para el modelo básico en dos regímenes monetarios. El primer régimen es el de metas de agregados monetarios y supone que la masa monetaria m_t sigue una regla de Friedman para el proceso estocástico. El segundo régimen es el de metas de inflación. Una característica importante del modelo es que, en regímenes de metas de agregados monetarios, las simulaciones indican que el modelo efectivamente replica las tres regularidades observadas en el comportamiento de los tipos de cambio durante el período de flotación posterior a 1971.[14]

Cuando el modelo básico se aplica a una economía con metas de inflación se requiere una especificación de la función de reacción de la autoridad monetaria. La forma elegida para esta función de reacción de la política es la representación estándar que sugiere McCallum (1999), adaptándola para recoger el hecho de que el instrumento de operación del Banco Central de Chile era una tasa de interés real durante el período muestral,

$$r_t = r_{t-1} - \lambda\,[E_t\,(P_{t+1} - P_t) - c_t]. \qquad \text{(C10)}$$

El segundo término de (C10) mide las desviaciones previstas de la tasa de inflación con respecto a la meta (c_t).[15] En particular, la tasa de interés real se ajusta al alza cuando la inflación prevista supera la meta de inflación c_t, y el coeficiente de reacción λ mide la fuerza del ajuste. El segundo término de (C10) corresponde al logaritmo de la función de pérdidas del banco central con metas de inflación (ecuación 2.10 en Svensson, 1997). Dadas las expectativas del público, regímenes de metas de inflación implican regímenes de *metas de proyección de inflación*. Por último, la ecuación (C6) es superflua en la medida en que m_t no forma parte del miembro derecho de ninguna

[12] *Cabe suponer que este supuesto se justifica por la existencia de costos de menú o, en un sentido más general, por los costos de recopilar y procesar información (Brunner* et al., *1983).*

[13] *Esto significa que la solución analítica del modelo dependerá de las variables de estado del último período. Ello concuerda con McCallum y Nelson (1999), quienes sostienen que la autoridad monetaria y/o los agentes normalmente no saben cuál será el valor realizado de las variables contemporáneas cuando toman sus decisiones. Ello resulta particularmente importante en el caso del producto potencial.*

[14] *Desafortunadamente, a menudo los modelos simulados en la literatura carecen de una o más de las características mencionadas* (e.g., *Svensson, 1997).*

[15] *Por sencillez analítica, sólo se consideran proyecciones para el período subsiguiente. De hecho, la autoridad monetaria considera las desviaciones previstas con respecto a la meta de inflación para un cierto número de períodos, por ejemplo, de uno a tres años.*

ecuación del sistema. No obstante, la ecuación (C6) se usa porque determina el comportamiento de la masa monetaria que es compatible con la función de reacción de la política (C10).

En base a Nadal De Simone (2001), las variaciones de los precios internos son una función de las siguientes variables de estado:

$$\pi_t = F(g_t, g_t^*, r_t^*, p_t^*, d_t, f_t, c_t) + \tau_t, \qquad \text{(C11)}$$

donde la perturbación de IS (v_t), la perturbación de la oferta del producto (u_t) y la perturbación de la demanda de dinero (χ_t) se encuentran incluidas en el término de error (τ_t); la prima de riesgo país ρ_t se mide como parte del costo global que representa el financiamiento para la economía chilena (r_t^*). La meta de inflación oficial anunciada de antemano (c_t) se añade al modelo básico; se supone que éste es un proceso estacionario exógeno.

NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Esta sección de la Revista 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, frecuentemente, aunque no exclusivamente, responden a solicitudes de las autoridades del Banco.

DÉFICIT PREVISIONAL DEL SECTOR PÚBLICO Y GARANTÍA DE PENSIÓN MÍNIMA*

*Herman Bennett C.***
*Klaus Schmidt-Hebbel D.****

I. INTRODUCCIÓN

Un objetivo de una reforma profunda de los sistemas de pensiones de reparto —aunque ciertamente no el único— es corregir el desequilibrio fiscal que frecuentemente está asociado a dichos esquemas. Por eso, las reformas pensionales profundas típicamente combinan una reducción de los beneficios netos de los pensionados actuales y futuros del antiguo sistema de reparto ("pay as you go"), con el reemplazo de dicho sistema por un esquema de capitalización o de pleno fondeo ("fully funded"), la adopción de un programa de transferencias estatales a la población de mayor edad y menores ingresos, y la adopción de garantías estatales a los afiliados al sistema de capitalización. El sistema de capitalización —administrado generalmente por instituciones privadas— se basa frecuentemente en cuentas individuales, que reflejan el valor acumulado de las contribuciones previsionales y dan origen a futuros beneficios previsionales que son actuarialmente justos.

Por lo tanto, una reforma de esta naturaleza —como la chilena de 1979-1981, pionera en el mundo— involucra incurrir en cuatro clases de déficit públicos previsionales:

i. *Déficit del antiguo sistema de reparto reformado.* Este déficit puede ser transitorio si se reemplaza completamente el antiguo sistema de reparto por uno de capitalización (como en Bolivia), o permanente, si algún componente del sistema de reparto es mantenido (pero reformado) después de la reforma (como el sistema previsional de las FF.AA. y Carabineros en Chile o los grandes subsistemas de reparto que se mantienen, después de las reformas, en Colombia, Argentina, México y Uruguay). Este déficit puede reducirse significativamente, o incluso constituir un superávit, después de la reducción de los beneficios netos a los sistemas de reparto, como se hizo en Chile en 1979, y en casi todas las demás reformas pensionales profundas.[1]

ii. *Déficit transitorio causado por el reemplazo del sistema de reparto (reformado) por un sistema de capitalización.* Este déficit tiene dos componentes: el *déficit operacional*, causado por la desviación de las contribuciones de los imponentes activos que cambian su afiliación al sistema de capitalización, y el *déficit de reconocimiento*, causado por la transferencia de recursos estatales a los pensionados bajo el nuevo sistema de capitalización en reconocimiento de sus aportes históricos al sistema de reparto. Replicando la experiencia chilena, este segundo déficit toma frecuentemente la forma de emisión de *bonos de reconocimiento*, que maduran a la fecha de

* *Agradecemos a Paula Benavides (Ministerio de Hacienda), Rosa Ibáñez (INP) y Gonzalo Islas (Superintendencia de AFP) su colaboración en la recolección de los datos.*
** *Instituto Tecnológico de Massachusetts (MIT).*
*** *Gerente de Investigación Económica, Banco Central de Chile.*
[1] *Véase Schmidt-Hebbel (1999) para un análisis comparativo de las reformas de pensiones profundas realizadas en América Latina.*

pensionarse el afiliado al sistema de capitalización. La extensión temporal del déficit operacional concluye cuando muere el último pensionado bajo el sistema de reparto, y la del déficit de reconocimiento se extingue cuando se jubila el último afiliado al sistema de capitalización que ha hecho aportes históricos al sistema de reparto. En las típicas transiciones lentas, como la chilena, ello puede extenderse por 50 años o más.

iii. *Déficit permanente en que se ha incurrido debido a los programas previsionales estatales de transferencias pensionales a la población vieja de bajos recursos.* En el caso chileno, el déficit en base caja corresponde bajo este concepto al gasto estatal en los programas de garantía estatal de pensiones mínimas y pensiones asistenciales. [2]

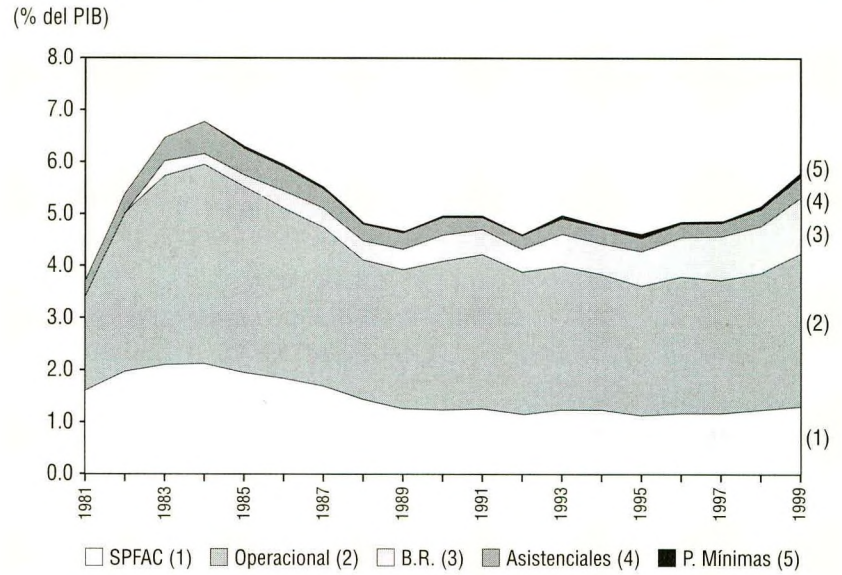
iv. *Déficit permanente por ejecución de garantías estatales al principal y/o a la tasa de retorno sobre los activos de afiliados al sistema de capitalización.* Este déficit, que surge de los correspondientes seguros o garantías estatales, se materializa cuando se hacen efectivas las condiciones de pérdida de principal o tasa de retorno en los fondos de pensiones o de retiro de los afiliados al sistema de capitalización administrado por las AFP o por las compañías de seguro privadas.

Entre los estudios y proyecciones previos del déficit previsional chileno cabe mencionar a Arellano (1985), Arrau (1991) y Arenas y Marcel (1993). Los resultados de estos estudios difieren bastante en las categorías de déficit consideradas, en la información disponible al momento de hacerse el estudio, en la metodología empleada y, por lo tanto, en sus resultados.[3] Por otro lado, algunos estudios han realizado estimaciones para categorías específicas como las pensiones mínimas (Wagner, 1991, Zurita, 1994, Arenas y Marcel, 1999) y el déficit operacional (Pini, 1998). Respecto a Zurita (1994), cabe destacar su enfoque de valoración de opciones basado en volatilidades históricas, que arroja una estimación del valor *stock* de la deuda implícita de la garantía de las pensiones mínimas de 3% del PIB.

El propósito de esta nota es identificar y dimensionar los desbalances previsionales públicos generados con la reforma de pensiones chilena de 1979-1981 (sección II). Además, se presenta una proyección del déficit previsional total y sus cinco categorías para el período 2000-2030 (sección III), que en parte reestima y actualiza estimaciones presentadas en estudios anteriores. En la sección IV se presenta un pequeño análisis de sensibilidad para dicho déficit, basado en supuestos alternativos acerca de los parámetros que determinan el costo fiscal de la garantía de pensión mínima. Breves conclusiones cierran esta nota.

GRÁFICO 1

Sistema Público de Pensiones: Fuentes de Déficit



[2] *El déficit anual en base caja –que consideraremos en esta nota– puede diferir del déficit en base devengado, donde este último está relacionado con la anualidad del valor de las garantías o seguros estatales correspondientes. Lo mismo es válido para el déficit incurrido causado por las garantías estatales al principal y/o la tasa de retorno de los activos previsionales.*

[3] *Por ejemplo, todos los estudios mencionados son de carácter contable, con excepción del de Arrau (1991), que está basado en un modelo de equilibrio general dinámico de generaciones traslapadas, a la Auerbach y Kotlikoff (1987).*

CUADRO 1

Fuentes de Déficit Previsional
(% del PIB)

	82-89	90-93	94-97	98-99
FF.AA. y Carabineros	1.8%	1.2%	1.2%	1.2%
Déficit Operacional	3.2%	2.8%	2.6%	2.8%
Bonos de Reconocimiento	0.3%	0.5%	0.7%	1.0%
Pensiones Asistenciales	0.4%	0.3%	0.3%	0.4%
Garantía Pensiones Mínimas	0.001%	0.01%	0.01%	0.03%
Déficit Total	5.8%	4.9%	4.8%	5.4%
Déficit Total				
% del Gasto Fiscal Global	20.4%	22.6%	22.3%	22.8%
% del Gasto Fiscal Corriente	22.8%	26.8%	27.4%	28.0%

II. Categorías y Magnitudes Históricas del Déficit Previsional en Chile

En lo que sigue, se presenta un mapeo desde las cuatro clases de déficit previsional identificadas en la introducción a las seis categorías de déficit previsional público observadas actualmente y en el futuro previsible en Chile. Las magnitudes de cada una de estas categorías de déficit previsional durante 1981-1999, en relación con el PIB de cada año, se exponen en el gráfico 1 y en los cuadros 1 y 2.

i. *Sistema previsional de las FF.AA. y Carabineros.* La reforma de 1981 no incluyó el sistema previsional de las FF.AA. y Carabineros (SPFAC), que continúa bajo un sistema de reparto.[4] Durante los años noventa, el déficit previsional del SPFAC ha alcanzado alrededor de 1.2% del PIB.

ii. *Déficit operacional del sistema de reparto.* Aquí se denomina déficit operacional del antiguo sistema de reparto al déficit operacional del Instituto de Normalización Previsional (INP), correspondiente a la diferencia entre contribuciones y pensiones del sistema de reparto reformado. Este déficit corresponde a la suma de las clases *déficit del antiguo sistema de reparto reformado* y *déficit transitorio de reemplazo*, analizadas en la introducción, menos el déficit del SPFAC, considerado en (i). Por lo tanto, este déficit es de carácter transitorio, el cual alcanzó un máximo histórico de 3.8% del PIB 1984 y 3.0% del PIB en 1999.

iii. *Déficit por bonos de reconocimiento.* Este déficit, de carácter transitorio, se incrementa durante las primeras décadas de transición debido al número inicialmente creciente de afiliados que se reafilian desde el sistema de reparto al esquema de capitalización y a la distribución de sus fechas futuras de jubilación. En 1999 el déficit correspondiente se eleva a 1.1% del PIB.

iv. *Déficit por pensiones asistenciales.* Las pensiones asistenciales se otorgan a la población indigente y que, en el caso de haber cotizado a un sistema de pensiones, lo ha hecho por un período inferior a 20 años. El gobierno determina discrecionalmente el nivel de la pensión asistencial, que alcanzó un valor de $32,800 en 1999. El déficit correspondiente, igual al gasto en este programa, se eleva a 0.4% del PIB en 1999.

v. *Déficit por garantía de pensiones mínimas.* La garantía de pensión mínima se hace efectiva mediante una transferencia al pensionado que complementa su pensión para que ésta alcance un nivel de pensión mínima. Para acceder a ella se requiere haber cotizado en los sistemas de pensiones por un mínimo de 20 años. El gobierno determina discrecionalmente el nivel de la pensión mínima, que alcanzó un valor promedio de $69,600 en 1999. El déficit correspondiente, igual al gasto en este programa, se eleva a 0.03% del PIB en 1999. Cabe destacar que los pensionados bajo el sistema de reparto también se benefician de esta garantía, pero el déficit correspondiente a ellos está implícito en la categoría (ii) de déficit operacional.

[4] *José Piñera, padre de la reforma previsional chilena, ha propuesto una reforma de este esquema residual de reparto (Piñera, 1996).*

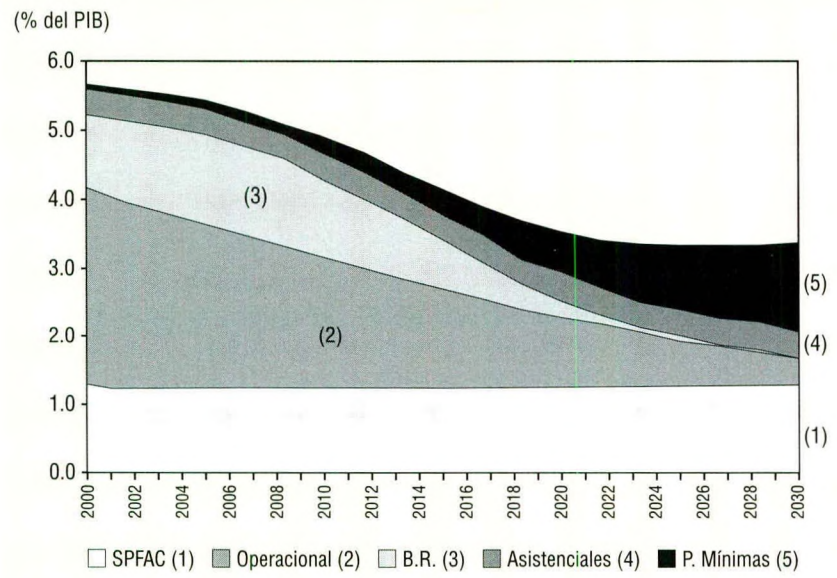
CUADRO 2

Déficit Previsional Público (% del PIB)

	Déficit Total	SPFAC (1)	Operacional (2)	B.R. (3)	P. Asistenciales (4)	P. Mínimas (5)
1981	3.7%	1.6%	1.8%	0.0%	0.3%	0.00%
1982	5.5%	2.0%	3.0%	0.1%	0.4%	0.00%
1983	6.5%	2.1%	3.8%	0.2%	0.4%	0.00%
1984	6.8%	2.2%	3.8%	0.2%	0.5%	0.00%
1985	6.3%	1.9%	3.6%	0.3%	0.5%	0.00%
1986	5.9%	1.9%	3.2%	0.3%	0.5%	0.00%
1987	5.5%	1.7%	3.0%	0.4%	0.4%	0.00%
1988	4.9%	1.4%	2.7%	0.4%	0.4%	0.00%
1989	4.7%	1.3%	2.7%	0.4%	0.3%	0.00%
1990	4.9%	1.3%	2.9%	0.5%	0.3%	0.01%
1991	4.9%	1.2%	3.0%	0.4%	0.3%	0.01%
1992	4.6%	1.2%	2.7%	0.5%	0.3%	0.01%
1993	4.9%	1.3%	2.8%	0.6%	0.3%	0.01%
1994	4.8%	1.2%	2.6%	0.7%	0.3%	0.01%
1995	4.6%	1.1%	2.4%	0.7%	0.3%	0.01%
1996	4.9%	1.2%	2.6%	0.7%	0.3%	0.02%
1997	4.9%	1.2%	2.6%	0.8%	0.3%	0.02%
1998	5.1%	1.2%	2.7%	0.9%	0.3%	0.02%
1999	5.8%	1.3%	3.0%	1.1%	0.4%	0.03%
2000	5.7%	1.3%	2.9%	1.1%	0.4%	0.04%
2001	5.6%	1.2%	2.8%	1.2%	0.4%	0.04%
2002	5.6%	1.2%	2.7%	1.2%	0.4%	0.05%
2003	5.5%	1.2%	2.6%	1.2%	0.4%	0.07%
2004	5.5%	1.2%	2.5%	1.3%	0.4%	0.08%
2005	5.5%	1.2%	2.4%	1.3%	0.4%	0.09%
2006	5.4%	1.2%	2.3%	1.3%	0.4%	0.1%
2007	5.3%	1.2%	2.2%	1.3%	0.4%	0.1%
2008	5.2%	1.2%	2.1%	1.3%	0.4%	0.1%
2009	5.1%	1.2%	2.0%	1.2%	0.4%	0.2%
2010	4.9%	1.2%	1.9%	1.2%	0.4%	0.2%
2011	4.8%	1.2%	1.8%	1.1%	0.4%	0.2%
2012	4.6%	1.2%	1.7%	1.0%	0.4%	0.3%
2013	4.5%	1.2%	1.6%	0.9%	0.4%	0.3%
2014	4.3%	1.2%	1.6%	0.8%	0.4%	0.3%
2015	4.2%	1.2%	1.5%	0.7%	0.4%	0.4%
2016	4.0%	1.2%	1.4%	0.6%	0.4%	0.4%
2017	3.9%	1.2%	1.3%	0.5%	0.4%	0.4%
2018	3.7%	1.2%	1.2%	0.4%	0.4%	0.5%
2019	3.6%	1.2%	1.1%	0.3%	0.4%	0.6%
2020	3.5%	1.2%	1.0%	0.2%	0.4%	0.6%
2021	3.5%	1.2%	1.0%	0.2%	0.4%	0.7%
2022	3.4%	1.2%	0.9%	0.1%	0.4%	0.7%
2023	3.4%	1.2%	0.8%	0.1%	0.4%	0.8%
2024	3.3%	1.2%	0.8%	0.1%	0.4%	0.9%
2025	3.3%	1.2%	0.7%	0.0%	0.4%	1.0%
2026	3.3%	1.2%	0.6%	0.0%	0.4%	1.0%
2027	3.3%	1.2%	0.6%	0.0%	0.4%	1.1%
2028	3.3%	1.2%	0.5%	0.0%	0.4%	1.2%
2029	3.3%	1.2%	0.5%	0.0%	0.4%	1.2%
2030	3.4%	1.2%	0.4%	0.0%	0.4%	1.3%

GRÁFICO 2

Proyección Déficit Previsional Público



vi. *Déficit por garantías al principal y a la tasa de retorno sobre los activos de afiliados al sistema de capitalización.* La garantía sobre el principal se establece sobre el valor del fondo de pensión individual de cada afiliado a una AFP, y se hace efectiva cuando éste sufre una pérdida de capital por mala o dolosa administración por parte de su AFP. La garantía sobre la tasa de retorno del fondo se hace efectiva por el monto de la diferencia entre la tasa real de retorno de la AFP y el valor mayor entre un 2% y la mitad de la tasa real de retorno promedio de las AFP. Respecto de las pensiones vitalicias contratadas por pensionados con compañías de seguros de vida, existe una garantía estatal por 100% de la anualidad hasta el valor de la pensión mínima y por 75% del valor de la anualidad que excede a la pensión mínima. Estas tres garantías estatales se hacen efectivas al momento en que los correspondientes fondos de garantía de las AFP o compañías de seguro se hayan agotado. Sólo una vez, con ocasión de la quiebra de una compañía de seguros de vida en 1984, se hizo efectiva la correspondiente garantía estatal. No existen estimaciones de los valores de estos pasivos contingentes estatales ni de los correspondientes gastos (y déficit) en base devengado, y tampoco se considerarán en esta nota.

De la información expuesta se concluye que más de la mitad del déficit previsional total desde 1981 hasta 1999, es explicado por el déficit operacional. De hecho, la trayectoria del déficit total es muy similar al déficit operacional, alcanzando un máximo de 6.8% del PIB en 1984. Luego se observa una disminución que alcanza un mínimo de 4.6% del PIB en 1995 y un aumento continuo desde 1995 hasta 1999, año en que se eleva a 5.8% del PIB.

Las causas del aumento reciente del déficit previsional total son principalmente dos. Por una parte, se observa el alza previsible en los pagos de bonos de reconocimiento, y, por otra, un aumento significativo en los gastos pensionales operacionales (y no a una baja en los ingresos, como podría pensarse), causado principalmente por un aumento en el valor real promedio de las pensiones.

III. Proyección del Déficit Previsional del Sector Público en 2000-2030

En esta sección se presenta una proyección del déficit previsional y sus cinco componentes para los próximos 30 años, sobre la base de estimaciones propias y de otros trabajos (Arenas y Marcel, 1993, Pini, 1998, Gemines, 1999, y Arenas y Marcel, 1999). En términos generales, de Arenas y Marcel (1993, 1999) se obtienen las estimaciones para bonos de reconocimiento y pensiones asistenciales, respectivamente; de Pini (1998), los parámetros y estimaciones poblacionales para el déficit operacional, y de Gemines (1999) ciertos supuestos respecto a las pensiones mínimas. [5]

Al igual que en la información histórica, las proyecciones se expresan en proporción al PIB estimado para cada año, y se presentan en el gráfico 2 y en el cuadro 2.[6]

De estas proyecciones se desprende que el déficit previsional total tenderá a disminuir monotónicamente

[5] *Una estimación de más largo plazo requeriría de un modelo completo de simulaciones económicas y demográficas, esfuerzo que está fuera del alcance de esta nota. Además, es importante destacar que estas proyecciones reflejan factores de largo plazo y no efectos cíclicos.*

[6] *La proyección de crecimiento real anual del PIB es la siguiente, para cada década: 5.5% en 2000-2010, 5.0% en 2010-2020 y 4.5% en 2020-2030.*

desde un nivel de 5.7% del PIB en el año 2000 hasta mediados de la década del 2020, alcanzando 3.5% del PIB en el 2025. Esta reducción se debe principalmente a la reducción esperada en el déficit operacional y en el déficit por bonos de reconocimiento, que se extinguirán completamente entre 2025 y 2040. Por el contrario, de no mediar reformas que afecten el tamaño relativo de las FF.AA. y Carabineros, sus remuneraciones relativas al salario real promedio y el SPFAC, se perpetuarán los gastos del SPFAC en 1.2% del PIB. Sin cambios ulteriores, también se perpetuará la fracción del PIB destinada al gasto (y déficit) por la garantía de pensiones asistenciales.

Sin embargo, se proyecta un leve aumento del déficit previsional total a partir del 2025. Ello reflejaría el hecho de que crecería más el déficit correspondiente a la garantía de pensión mínima respecto de lo que caerían las demás categorías de déficit en conjunto.

De hecho, de todas las categorías de déficit previsional, es esta garantía de pensión mínima la más incierta en su proyección, debido a la discrecionalidad del gobierno en la determinación del valor de la pensión mínima y el incierto comportamiento estratégico de los potenciales beneficiados por la pensión mínima a lo largo de su vida laboral, debido al riesgo moral que genera una garantía estatal de esta naturaleza. El escenario base de proyecciones, reflejado en el gráfico 2, está basado en los siguientes supuestos respecto de la garantía de pensión mínima y sus efectos:

i. Mantención de la relación entre la pensión mínima y el salario mínimo al 75% observado en 1999.

ii. Crecimiento del salario mínimo real a 3% anual.

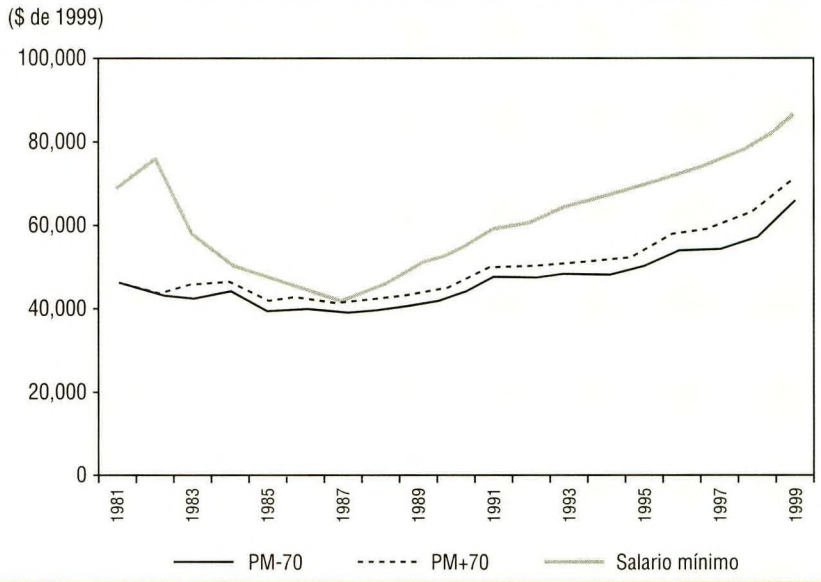
iii. Distribución de la población de pensionados por niveles de pensiones (tomando como base la pensión mínima) de acuerdo con datos históricos del INP.

iv. Por lo tanto, una caída del número de beneficiados

GRÁFICO 3

Pensión Mínima (PM) y Salario Mínimo[a]

(valores reales)



a. El valor de la pensión mínima varía con la edad: "PM – 70" se refiere al valor de la pensión mínima para jubilados menores de 70 años y "PM + 70" al valor correspondiente a jubilados mayores de 70 años.

GRÁFICO 4

Supuesto Respecto Salario Mínimo y Pensión Mínima (PM)

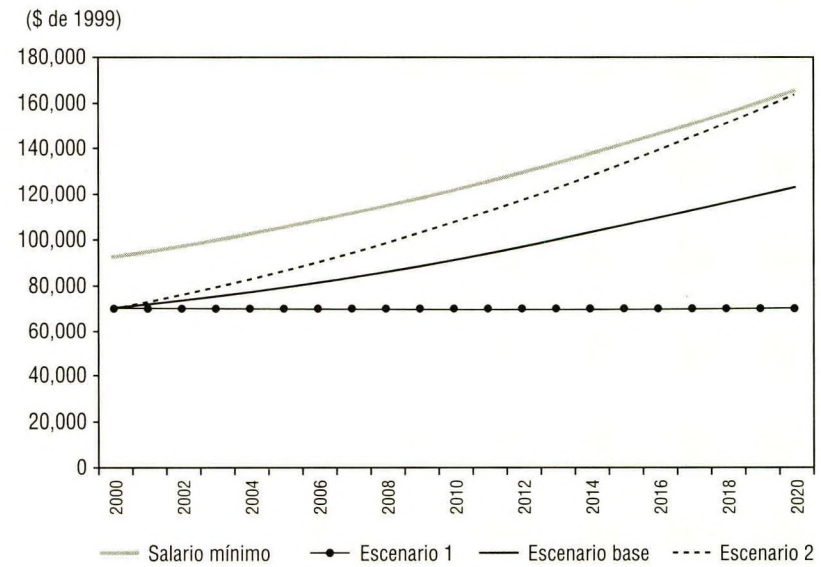


GRÁFICO 5.A

Número de Beneficiados con la Pensión Mínima
Sistema de Reparto

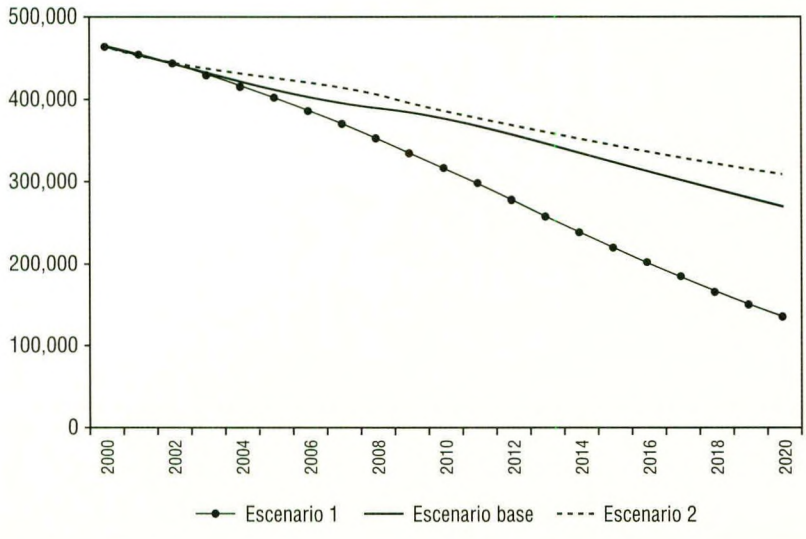
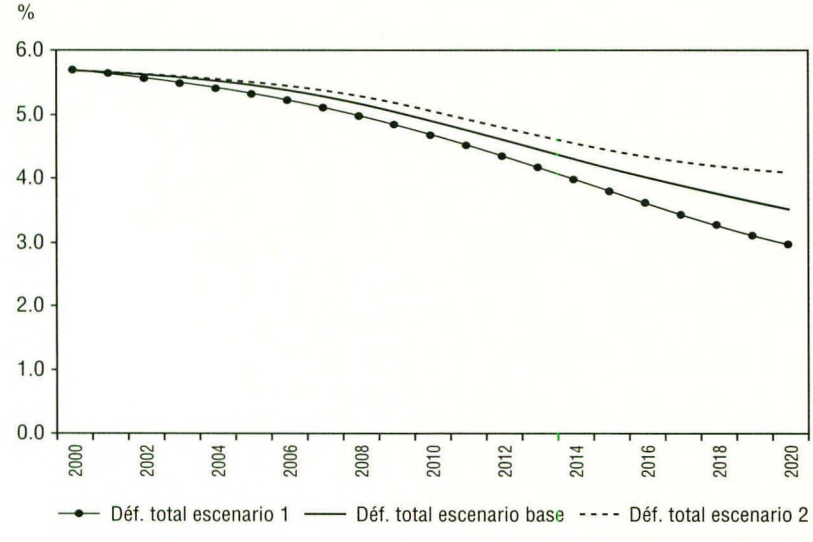


GRÁFICO 5.B

Número de Beneficiados con la Pensión Mínima
Sistema de Capitalización



con pensión mínima en el sistema de reparto (afectando el déficit operacional) desde 475,000 en 1999 hasta 120,000 en 2030.

v. Un aumento del número de beneficiados con pensión mínima en el sistema de capitalización (afectando el déficit de garantía de pensión mínima) desde 22,000 en 1999 hasta 950,000 en el 2030.

A partir de estos supuestos, el gasto (y déficit) por garantía de pensión mínima aumenta desde 0.04% del PIB en el 2000, a 0.4% en el 2015 y a 1.3% en el 2030. Con ello, el déficit previsional total se incrementa desde 3.5% del PIB en el 2025 hasta 3.6% en el 2030 en el escenario base.

IV. Análisis de Sensibilidad para las Pensiones Mínimas y el Déficit Previsional Total

En esta sección se presenta un breve análisis de sensibilidad para el valor de la pensión mínima, el número de pensionados que la reciben en los sistemas de reparto y de capitalización y el correspondiente déficit previsional total.

La evolución histórica de la pensión mínima (en sus dos variantes para menores y mayores de 70 años), con relación al salario mínimo, muestra una convergencia entre ambas variables entre 1981 y 1987 y una posterior divergencia (gráfico 3).

Respecto de su tendencia futura, se presentan dos escenarios adicionales al escenario base de la sección anterior (gráfico 4):

Escenario 1: Se mantiene el valor real de la pensión mínima, sin reajustes.

Escenario 2: La pensión mínima converge en 20 años al salario mínimo real, que, a su vez, aumenta en 3% anual.[7]

Respecto del número de beneficiados por pensión mínima, se proyecta su evolución de acuerdo con el número de pensionados cuya pensión está por debajo del valor mínimo (información del INP).

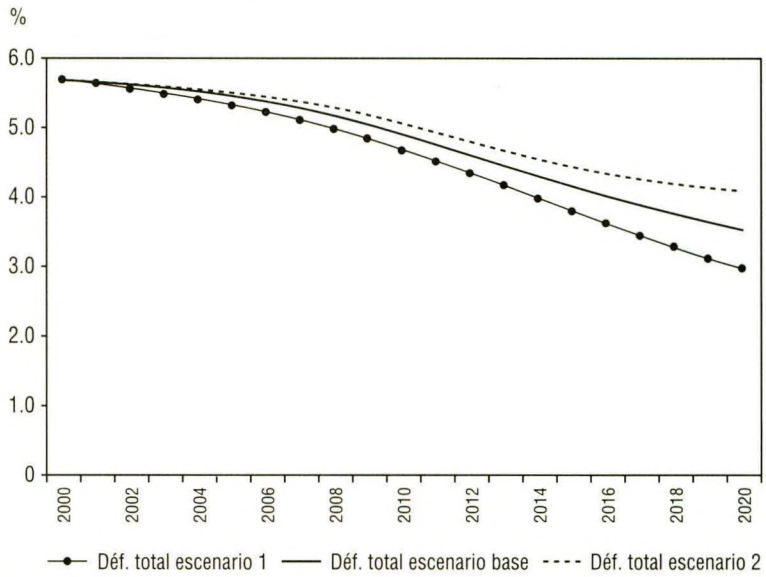
[7] *Se proyecta la convergencia gradual a partir del año 2001.*

A su vez, el *stock* de pensionados de cada año se estima sobre la base de los flujos de entrada y las tasas de mortalidad.

Cualquiera sea el escenario, cabe destacar que la principal carga fiscal en el corto plazo (en los próximos cinco años) deriva del elevado número de pensionados del sistema de reparto[8], mientras que en el largo plazo (después del año 2017 en que, en el escenario base, se iguala el número proyectado de pensionados con pensión mínima en ambos sistemas) se debe crecientemente a los pensionados del sistema de capitalización.

GRÁFICO 6

Déficit Previsional Total



Las proyecciones de pensionados se presentan en el gráfico 5 (a y b) y las proyecciones del déficit previsional total se exponen en el gráfico 6 (tomando en consideración las proyecciones de valores de pensión mínima y de pensionados presentados en los gráficos anteriores).

Los efectos de las desviaciones respecto del escenario base crecen en el tiempo. De esta forma, para los próximos cinco años no cabe esperar una desviación anual mayor a 0.1% del PIB. Sin embargo, si se toma un plazo de 20 años, esta cifra puede alcanzar a 0.6% del PIB.[9]

Por último, para dimensionar el efecto de un reajuste de las pensiones mínimas, se estima que un alza de 10% en su valor real en el 2000 implicaría un aumento en el déficit total de 0.1% del PIB en el año en curso.

[8] *Administrado actualmente por el INP (Instituto de Normalización Previsional).*

[9] *Se presentan significativas no linealidades en la relación entre el valor de la pensión mínima y el correspondiente gasto fiscal, debido a la interacción entre la garantía de pensión mínima (que constituye un complemento del ahorro previsional realizado por el beneficiado) y la elevada no normalidad de la distribución de pensiones en la población. Estas no linealidades explican por qué el incremento sustancial en el número de personas beneficiadas observado al pasar del escenario 1 al escenario base, en comparación al pequeño incremento desde el escenario base al escenario 2 (gráfico 5: a y b), no se refleja en las correspondientes diferencias en déficit previsionales (gráfico 6).*

V. Conclusiones

A partir de estimaciones propias y de otros estudios, cabe proyectar una caída del déficit previsional total del sector público desde 5.4% del PIB que representó durante 1998-1999 hasta 3.5% del PIB en el 2025, revertiéndose luego levemente esta tendencia declinante.

Estas proyecciones suponen que el valor real de la pensión mínima se mantiene en el actual 75% del valor del salario mínimo. Relajando este supuesto, se ha estimado la carga fiscal derivada de dos trayectorias alternativas para el valor en cuestión y el número de beneficiados con pensión mínima. De estos resultados se concluye que, en el corto plazo (de 0 a 5 años), los desvíos respecto del escenario base no son significativos. Sin embargo, si se considera un plazo de 20 años, éste se acentúa y podría llegar hasta 0.6% del PIB.

Referencias

Arellano, J. P. (1985). *Políticas Sociales y Desarrollo: Chile 1924-1984*. Santiago, Chile: Ediciones CIEPLAN.

Arenas, A. y M. Marcel (1993). "Proyecciones de Gasto Previsional 1992-2038: Un Modelo de Simulación para los Bonos de Reconocimiento." Mimeo, Ministerio de Hacienda de Chile. Santiago.

Arenas, A. y M. Marcel (1999). "Fiscal Effects of Social Security Reform in Chile: The Case of the Minimum Pension." Mimeo, Ministerio de Hacienda de Chile. Santiago.

Arrau, P. (1991). "La Reforma Previsional Chilena y su Financiamiento Durante la Transición." *Colección Estudios CIEPLAN* 32: 5-44.

Auerbach, A. y L. Kotlikoff (1987). *Dynamic Fiscal Policy*. New York, EE.UU.: Cambridge University Press.

Contraloría General de la República. "Estado de la Situación Presupuestaria del Sector Público Analítico General." Varios números.

Gemines (1999). "AFPs: Evolución, Reestructuración y Perspectivas." Mimeo, Gemines Consultores, enero.

Instituto de Normalización Previsional. "*Anuario Estadístico.*" Varios números.

Pini, C. (1998). "El Déficit Operacional del Sistema Público de Pensiones en Chile: Análisis, Proyecciones e Implicancias de Política." Monografía de Graduación, Master of Arts ILADES-Georgetown University.

Piñera, J. (1996). "Reforma Previsional para las Fuerzas Armadas." *Economía y Sociedad* 78.

Schmidt-Hebbel, K. (1999). "Latin America's Pension Revolution: A Review of Approaches and Experience." 1999 ABCDE World Bank Conference, Washington, D.C., abril.

Wagner, G. (1991). "La Seguridad Social y el Programa de Pensión Mínima Garantizada." *Estudios de Economía* 18(1): 33-91.

Zurita, S. (1994). "Minimum Pension Insurance in the Chilean Pension System." *Revista de Análisis Económico* 9(1): 105-26.

ENCAJE A LOS DEPÓSITOS: ARGUMENTOS TEÓRICOS E IMPACTO EN LA POLÍTICA DE LIQUIDEZ DE LOS BANCOS

*Rodrigo Cifuentes S.**

I. INTRODUCCIÓN

Esta nota discute los argumentos detrás de la existencia de un encaje a los depósitos. En la sección II y III se enumeran los principales argumentos, tanto en pro como en contra de la existencia de encaje obligatorio a los depósitos. La sección IV ocupa un modelo de simulación para determinar el impacto del encaje en la política de liquidez de los bancos chilenos. En esta sección se estudia, en particular, la validez del argumento del encaje como medida de regulación prudencial que garantice la disponibilidad de fondos de los bancos. La última sección presenta las conclusiones.

Cabe señalar que la tendencia internacional es a la reducción del encaje obligatorio sobre depósitos a la vista y a plazo. En la actualidad, Australia, Canadá, México y Nueva Zelanda tienen tasas de encaje obligatorio iguales a cero. Inglaterra, en tanto, exige un encaje de 0.35% de los depósitos con fines netamente de generación de ingresos (King, 1994). Otros países, como Alemania, Francia y Japón han reducido sus tasas de encaje hasta llegar a niveles entre 1% y 2% para depósitos a la vista y 0% y 2% para depósitos a plazo. En el caso de Alemania, el encaje a los depósitos a la vista se redujo de 12.1 a 2% entre 1992 y 1996. Por último, Estados Unidos redujo el encaje a los depósitos a la vista a 10%, mientras que la de depósitos a plazo es 0%.

II. ARGUMENTOS A FAVOR Y EN CONTRA DE LA EXISTENCIA DEL ENCAJE

i. *Control de agregados monetarios.* El encaje es un determinante clave del multiplicador monetario. En el caso de una política monetaria basada en objetivos cuantitativos, el encaje es una herramienta útil para el control de agregados monetarios. En un contexto en que la política monetaria se hace en función de objetivos de tasa de interés, este argumento tiene menor relevancia.

ii. *Genera demanda por base monetaria.* Este argumento sostiene que el encaje genera un mercado donde el banco central puede intervenir para fijar la tasa de interés. Este argumento tiene el poder de brindar al encaje un rol en un contexto en que la política monetaria se realiza mediante la fijación de tasas de interés. Si bien en ausencia de encaje aún existiría una demanda por base monetaria proveniente de los pagos interbancarios, ésta es más difícil de predecir, lo que generaría una tasa de interés más volátil. En este caso, la política de fijación de tasas de interés requerirá de nuevos mecanismos para su implementación, de manera de contrarrestar la mayor volatilidad.

iii. *Medida prudencial que asegura que los bancos cuentan con liquidez suficiente para enfrentar shocks.* Este argumento ha perdido peso históricamente, al comprobarse que la presencia de requerimientos de encaje no ha sido impedimento para crisis de liquidez (Feinman, 1993), y que países sin requerimientos de encaje no han presentado tales problemas. Además de esta evidencia empírica, el argumento en sí adolece de importantes deficiencias que serán revisadas con detalle en la próxima sección.

iv. *Generación de ingresos para el banco central.* De hecho, el encaje constituye una fuente de demanda por base monetaria, lo que genera ingresos por señoreaje para el banco central. En el caso de Inglaterra, éste ha sido el argumento oficial para la mantención de una tasa positiva de encaje, aunque más bien pequeña.

v. *Impuesto discriminatorio contra los bancos.* Este es un argumento en contra del encaje no remunerado y ha sido fundamental en el descenso observado en las tasas de encaje en muchos países. La motivación en estos casos ha sido

* *Gerencia de Análisis Financiero, Banco Central de Chile.* *Agradezco los valiosos comentarios de los señores Carlos Massad y Carlos Budnevich a versiones anteriores de este documento. Todos los errores son de mi responsabilidad.*

igualar las condiciones de competencia que enfrentan los bancos con respecto a otros intermediarios financieros (Sellon y Weiner, 1996). Sin embargo, este argumento adolece de considerar que los bancos poseen a la vez ventajas que otros intermediarios financieros no poseen, como acceso a líneas de crédito, seguro de depósitos y otros. Teniendo esto en consideración, no es claro que el conjunto de medidas de regulación prudencial (encaje incluido) coloquen a los bancos en una posición de desventaja respecto de otros intermediarios financieros.

vi. *Mecanismo que reduce la exposición del banco central en caso de liquidación forzosa de un banco comercial.* En el caso chileno esta dimensión es relevante, ya que existe un seguro a los depósitos con cargo al sector público por el cual los bancos comerciales no pagan primas. Sin embargo, el hecho de que el encaje se exija como promedio sobre varios días debilita la efectividad de la garantía que provee.

III. EL ENCAJE COMO MEDIDA DE CONTROL PRUDENCIAL

La idea detrás de una tasa de encaje obligatorio como medida prudencial, es evitar un comportamiento abusivo (*moral hazard*) de los bancos comerciales frente al rol de prestamista de última instancia del banco central. En efecto, dado que un banco comercial sabe que puede acceder a créditos de liquidez del banco central, puede decidir mantener un portafolio de activos menos líquido que aquel que elegiría si no existiera un prestamista de última instancia. Esto le permitiría obtener un mejor retorno a sus activos. De esta manera, la autoridad utilizaría sus funciones de prestamista de última instancia con mayor frecuencia que la deseada. En este contexto, el encaje sería una forma de obligar a los bancos comerciales a mantener saldos líquidos que impidan el uso no deseado de las funciones de prestamista de última instancia del banco central.

El problema con este mecanismo es que el encaje obligatorio no es sustituto de las reservas que se mantienen por razones de liquidez. En efecto, ante la exigencia de encaje, el banco comercial deberá acumular reservas tanto para enfrentar los *shocks* de demanda por liquidez como para cumplir con el encaje exigido. Para apreciar mejor esto, supongamos que la tasa de encaje obligatorio se fija en aquel nivel que garantiza que el banco comercial puede hacer frente a los *shocks* de liquidez, y que el período de cálculo de encaje es un día. Si el banco mantiene sólo ese nivel como reservas, y el *shock* ocurre, entonces el banco no puede, al mismo tiempo, hacer frente al *shock* y cumplir con el encaje exigido.

Una solución para este problema es que el encaje sea exigido como un saldo promedio para un período de varios días. Esto atenúa la duplicación del requerimiento de encaje. En efecto, en el caso de un *shock* adverso de liquidez, éste puede ser cubierto con reservas destinadas, en principio, a cubrir el requerimiento de encaje, mientras que el encaje obligatorio puede ser recuperado en los días siguientes. Sin embargo, el grado en que esta sustitución intertemporal ayuda a reducir el encaje total mantenido es limitado. La posibilidad de que en los "días siguientes", es decir, aquellos en los que se planea reconstituir el encaje, vuelva a ocurrir un *shock* adverso de liquidez, hace que la política óptima sea contar con la holgura que otorga el exigir el encaje como un promedio sólo marginalmente y mantener siempre un saldo elevado de reservas. El efecto del uso de promedios en el encaje total mantenido dependerá de las propiedades estocásticas de los *shocks* de liquidez y del largo del período de promediación.[1]

De este modo, el encaje no garantiza la disponibilidad de liquidez. En efecto, la existencia del encaje obligatorio solo puede garantizar que el banco comercial no recurra al banco central al costo de que no se cumpla el requisito de encaje. La única manera en que el banco comercial no recurra al banco central y cumpla con el requisito de encaje es cuando mantiene sustanciales reservas voluntarias adicionales. Sin embargo, esto último no es garantizado por el encaje obligatorio *per se*. En otras palabras, un banco comercial puede estar cumpliendo con el requisito de encaje, pero si no tiene reservas voluntarias adicionales, sus opciones ante un *shock* de liquidez —que no pueda ser cubierto en el mercado interbancario— son recurrir al banco central como prestamista de última instancia, que es lo que se pretende evitar, o dejar de cumplir el encaje.

[1] *Más aún, si la exigencia es promedio, nada evita que en un día particular la disponibilidad de liquidez no sea suficiente, con lo que el banco comercial puede verse enfrentado a un problema de liquidez, que es lo que en teoría el encaje pretende evitar.*

IV. El efecto del encaje obligatorio en la política de liquidez de los bancos en Chile

Esta sección analiza el impacto de la tasa de encaje obligatoria en el sistema bancario chileno. Se presenta una descripción breve del modelo empleado para luego presentar los resultados.

El modelo simula las decisiones de un banco comercial en un contexto simplificado. Supone que un banco enfrenta pasivos que siguen un proceso exógeno, es decir, llegan y salen del banco sin que éste pueda afectarlos a través de sus decisiones de política. Éste no parece ser un supuesto restrictivo, debido a que lo que queremos es un modelo de decisiones de liquidez de un banco, dadas otras políticas como pueden ser las de crecimiento. El banco debe elegir en qué clase de activos colocar esos pasivos. Suponemos que el banco debe elegir entre activos líquidos e ilíquidos. Los activos líquidos son caja e inversiones financieras. Estas últimas pueden ser de distintos plazos, pero cuentan con un mercado secundario donde se pueden hacer líquidas fácilmente. Por otra parte, los activos ilíquidos son la clase de operaciones que conforman la actividad principal del banco. Estos son principalmente créditos a productores y consumidores. Si bien éstos pueden tener un vencimiento, suponemos que las relaciones comerciales de un banco con sus clientes pueden ir más allá del plazo de un crédito particular, por lo que no puede contar con los fondos disponibles por el pago de un crédito para enfrentar necesidades de liquidez provenientes, por ejemplo, del retiro de depósitos. En otras palabras, suponemos que el banco comercial separa sus activos en dos partes: una está destinada al giro propio del banco, que es otorgar créditos, y otra, al manejo de liquidez, para lo cual realiza inversiones líquidas.

Dado un proceso estocástico para los depósitos, el banco comercial elige una cierta "política de liquidez". Ésta consiste en separar de sus activos un monto que destina a otorgar créditos, mientras que el resto lo destina a inversiones líquidas que le permitirán hacer frente a caídas en los depósitos.

La metodología consiste en simular meses artificiales a partir del proceso estocástico de los depósitos, estimado a partir de los datos disponibles. Basándonos en un gran número de simulaciones (1000), buscamos la política de liquidez del banco comercial[2] que le permita hacer frente a los *shocks* de liquidez. Derivamos la política de liquidez óptima en presencia o ausencia de encaje obligatorio.

La información base consiste en saldos diarios de depósitos a la vista y a plazo del total del sistema bancario desde enero de 1998 a junio del 2000. Esto significa que estimaremos la política de liquidez necesaria para hacer frente a los *shocks* agregados del sistema. Éste sería el enfoque adecuado si los bancos comerciales pudieran cubrir cualquier *shock* idiosincrásico en el mercado interbancario. En la práctica, en algunos casos esto puede no ser posible, dado que existen límites a la exposición de los bancos comerciales respecto de otros bancos.

Resultados

Los resultados presentan el porcentaje de activos líquidos que los bancos comerciales deberían mantener para hacer frente a todos los *shocks* de liquidez que enfrentarían potencialmente. En particular, se presenta la política de liquidez necesaria para que la probabilidad de superar cualquiera de los límites de la línea de crédito —tales como los que existen en la actualidad en Chile— sea cero.

Para los casos en que existe encaje obligatorio, suponemos que éste alcanza un valor de 4.2%. Éste es el encaje promedio implícito en la muestra que se obtiene de comparar el encaje exigido diario con los saldos totales de depósitos diarios. Notemos que una cifra casi idéntica se obtiene al promediar las tasas de encaje sobre depósitos vista y plazo —9 y 3.6% respectivamente— usando los montos totales de los respectivos depósitos como ponderadores.

El cuadro 1 muestra los resultados de la simulación y los resultados efectivos para el sistema bancario chileno. En el caso en que no exista encaje obligatorio, la política de liquidez, que debe seguir un banco comercial, consiste en mantener 10.3% de los depósitos en activos líquidos y el resto en activos ilíquidos. Esta cifra es bastante superior a 4.2% requerido en el caso chileno. Esto indicaría que si quisiéramos usar la tasa de encaje obligatoria para garantizar la liquidez de los bancos —a pesar de la imposibilidad de esto como se

[2] *Representado por el sistema bancario agregado.*

señaló en la sección anterior— el nivel de ésta debería ser más alto que el actual.

CUADRO 1

Activos Líquidos como Porcentaje de los Activos Totales

Resultados del modelo de simulación

	Sin encaje	Con encaje	Cambio
Activos Líquidos	10.3%	12.6%	2.3%

Datos del sistema bancario chileno 1998:01-2000:06

	Promedio	Desv. estándar
Activos Líquidos (a)	21.4%	1.8%

Fuente: SBIF
(a): Fondos disponibles y documentos del Banco Central con mercado secundario.

En el caso en que se exige encaje obligatorio, las reservas de liquidez deseadas aumentan a 12.6%, es decir, un incremento de 2.3%. Esto implica que para ese nivel de tasa obligatoria existe algún grado de sustitución entre el encaje obligatorio y las reservas voluntarias. No debe perderse de vista que estas cifras son específicas para el proceso estocástico usado en las simulaciones. En particular, procesos con menor varianza generarían menor grado de sustitución entre los dos tipos de reservas, es decir, generarían un mayor impacto del encaje obligatorio en la política de liquidez.

En otras palabras, existen dos variables claves en la determinación de las reservas totales: la varianza de los *shocks* y la tasa de encaje obligatoria. Cuando la varianza de los *shocks* es baja, el encaje obligatorio será el principal determinante de las reservas mantenidas. Para mayores niveles de la varianza de los *shocks* e igual tasa de encaje, las reservas voluntarias serán parte cada vez más importante de las reservas totales. Los datos del cuadro 1 indican que la varianza de los *shocks* observada en Chile sería un determinante más importante que el encaje exigido en la política de liquidez seguida por los bancos.

Los datos efectivos del sistema financiero indican que la liquidez mantenida por los bancos es mayor que la que predice el modelo. Esto tiene al menos dos explicaciones. La primera, es que en este modelo simplificado se han dejado fuera otras fuentes de necesidades de liquidez, como por ejemplo, la necesidad de mantener saldos líquidos para aprovechar oportunidades de inversión. La segunda, es que la información base considerada se refiere al total del sistema financiero, lo que elimina *shocks* que son específicos a los bancos, mostrando sólo los *shocks* agregados al sistema. La volatilidad en los depósitos que enfrenta un banco en particular es mayor, lo que lo lleva a constituir mayores reservas.

Las principales conclusiones de este análisis son las siguientes:

i. Dadas las características estocásticas de los depósitos en Chile, las necesidades de saldos líquidos de los bancos comerciales, si suponemos que no existe encaje obligatorio, son del orden de 10.3% de los depósitos.

ii. La exigencia de las actuales tasas de encaje en Chile genera un aumento de la liquidez mantenida por los bancos de aproximadamente 2.3% de los depósitos.[3] Este punto es importante, ya que indica que el encaje disminuye la fracción de recursos que está disponible para colocaciones, dado un cierto volumen de depósitos captados.

iii. Una tercera conclusión es que la tasa de encaje exigida en Chile en la actualidad es baja comparada con la tasa que se necesitaría para hacer frente a los *shocks* de liquidez. Sin embargo, no hay razones prudenciales como para sostener que esto es malo, conforme a nuestra discusión de secciones anteriores. Un ejercicio de simulación con el modelo utilizado en esta nota muestra que en un escenario en que

[3] *La metodología utilizada implica que los resultados pueden estar influidos por las características particulares de la observación en el extremo de la muestra. Una forma de minimizar este riesgo es usar un alto número de observaciones en la muestra, lo que se hace en este trabajo. Una segunda forma de verificar la independencia de los resultados a observaciones particulares es eliminar sucesivas porciones de la muestra en un extremo. Al hacer este ejercicio, el nivel de la política óptima de liquidez obviamente va cayendo, ya que se van eliminando precisamente los casos más adversos, pero el cambio en la política de liquidez entre el caso con encaje obligatorio o sin él se mantiene en torno a 2.3%.*

la autoridad impone una tasa de encaje obligatoria de 12.6%, la política de liquidez necesaria para lograr mantener ese encaje y hacer frente a los *shocks* de liquidez requiere que 20.7% de los activos sean líquidos.

Notemos que los resultados presentados implican que el costo del encaje no es sólo el interés perdido por el 4.2% que se debe mantener en caja. Para 2.3% del 4.2% legal, el costo alternativo de esos fondos no es la tasa que obtendrían en el mercado financiero, sino el retorno de los activos ilíquidos de los bancos, que necesariamente es mayor.[4]

V. Conclusiones

La discusión respecto del rol del encaje obligatorio a los depósitos debe darse en función de su efecto en la ejecución de la política monetaria y no en cuanto a la regulación prudencial. En efecto, Feinman (1993), sostiene que ya en 1931, en Estados Unidos "la Reserva Federal había abandonado oficialmente la idea de que el encaje era una fuente de liquidez necesaria o útil, sosteniendo en cambio que éste proveía un medio para influenciar la expansión del crédito bancario."

De este modo, la justificación del encaje obligatorio, en la segunda mitad del siglo pasado, ha estado dada por su rol en la política monetaria, en particular, por su efecto en el control de los agregados monetarios. El cambio en la forma de hacer política monetaria de control de agregados monetarios a fijación de tasas de interés ha tenido como consecuencia natural una revisión del rol del encaje obligatorio en el nuevo escenario.

Desde el punto de vista teórico, en la actualidad los argumentos en favor del encaje sostienen que éste provee una demanda estable por base monetaria, lo que facilita la fijación de tasas de interés, es decir, la ejecución de la política monetaria. En ausencia de encaje obligatorio a los depósitos, la demanda marginal por base monetaria estará determinada por los pagos interbancarios. Éstos son más difíciles de predecir, lo que redundaría en una tasa de interés más volátil. Sin embargo, la evidencia de algunos países que han eliminado el encaje indica dos hechos positivos. El primero, es que existen instrumentos que permiten limitar la volatilidad[5] (Sellon y Weiner, 1996 y 1997, y King, 1994). El segundo, es que en aquellos países donde se ha permitido que la volatilidad de la tasa de política (normalmente la tasa *overnight*) sea alta, la transmisión de ésta a tasas más largas, que son las que afectan la actividad económica, es menor (King, 1994). La relevancia de esta evidencia para el caso chileno debe ser investigada.

Mediante un modelo de simulación, esta nota muestra que un encaje obligatorio de 4.2% implica un aumento en la mantención de saldos líquidos de los bancos de 2.3%. Esto significa que el encaje no sólo tiene un costo financiero por el retorno alternativo que se deja de percibir, sino que reduce, además, el volumen de fondos disponible para colocaciones en aproximadamente 2.3% de los recursos captados por depósitos.

Por último, dadas las características del seguro de depósitos en Chile, el encaje ayuda a reducir la exposición del Banco Central en caso de liquidación de un banco. Sin embargo, el hecho de que se exija como promedio para un período de varias semanas reduce su efectividad como garantía. Un instrumento más efectivo para esto es una reserva de cumplimiento diario, como la reserva técnica.

Referencias

Feinman, J. (1993). "Reserve Requirements: History, Current Practice, and Potential Reform." *Federal Reserve Bulletin*, junio.

King, M. (1994). "Monetary Policy Instruments: The UK Experience." *Quarterly Bulletin*, Banco de Inglaterra, agosto.

Sellon, G. y S. Weiner (1996). "Monetary Policy without Reserve Requirements: Analytical Issues." *Economic Review* (4): 6-24. Federal Reserve Bank of Kansas City.

Sellon, G. y S. Weiner (1997). "Monetary Policy without Reserve Requirements: Case Studies and Options for the United States." *Economic Review* (2): 5-30. Federal Reserve Bank of Kansas City.

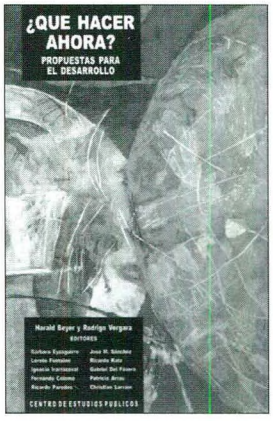
[4] *Si no lo fuera, el Banco se dedicaría a la intermediación financiera.*
[5] *Por ejemplo, ventanillas de descuento.*

REVISIÓN DE LIBROS

COMENTARIO AL LIBRO "¿QUÉ HACER AHORA? PROPUESTAS PARA EL DESARROLLO"

Editado por Harald Beyer y Rodrigo Vergara
Centro de Estudios Públicos (CEP), 2001

*Rolf Lüders Sch.**



La economía chilena, que venía creciendo a tasas elevadas y relativamente parejas desde mediados de los años ochenta, se desaceleró notablemente a partir de 1997. En efecto, la tasa de crecimiento del PIB per cápita, que fue de 6.0% entre 1985 y 1997, promediará menos de 2.0% entre 1998 y 2001, ambos años incluidos.

Algunos atribuyen dicha desaceleración a un fenómeno meramente coyuntural, generado principalmente por eventos externos al país: primero, la crisis asiática, luego la rusa y su repercusión en la economía de Brasil, a continuación la desaceleración de la economía de EE.UU. y los problemas de Argentina, y ahora los atentados del 11 de septiembre. Otros opinan que la desaceleración refleja, además, problemas más profundos de tipo estructural, que si no se resuelven impedirán que la economía recobre el dinamismo recién pasado. Entre los últimos, hay algunos pocos que sostienen que el "modelo económico chileno" se ha agotado y que, por lo tanto, debe ser reemplazado, y otros, los más, que son de la opinión que "el modelo" debe continuar perfeccionándose institucionalmente para permitir, entre otras cosas, que la economía continúe creciendo a tasas similares a las de 1985-1997. Entre estos últimos se encuentran Beyer y Vergara, los editores de *¿Que hacer ahora*?

¿Qué hacer ahora? no es el primer ni único libro que ha aparecido en Chile sobre la materia. Primero lo hizo *Las Tareas de Hoy* (Zig-Zag, 1994) del Instituto Libertad y Desarrollo (ILD), más adelante *Construyendo Opciones* (Dolmen, 1998) editado por René Cortázar y Joaquín Vial de CIEPLAN, y luego el mismo CEP publicó *La Transformación Económica de Chile*, editado por Felipe Larraín y el mismo Rodrigo Vergara. En forma casi simultánea con *¿Qué Hacer Ahora*? apareció *Chile 2010: Desafío del Desarrollo*, también del ILD. En general, todos estos libros reflejan el anhelo de sus editores y de los autores-especialistas, de que las autoridades implementen un conjunto amplio y relativamente profundo de reformas, una especie de nuevo "*big bang*", que complemente, perfeccione y/o reemplace en algunos casos, aquellas realizadas en las décadas de 1970 y 1980, especialmente. A pesar de que el énfasis es diferente, por ejemplo, con respecto al ámbito de la solidaridad social y de la libertad individual, y las recomendaciones específicas no siempre son concordantes, todas estas obras cubren con sus recomendaciones de política, propuestas por destacados especialistas, los principales sectores económicos y sociales, sobre la base de una economía de mercado, con un estado subsidiario y sin grandes desequilibrios macroeconómicos. Entre ellos, *¿Qué Hacer Ahora*? se caracteriza por ser un libro que (1) evita en buena parte los diagnósticos para concentrarse en proponer medidas de reforma implementables de inmediato, si existiera la voluntad

* *Universidad Diego Portales*

política para ello y (2) pone un énfasis casi exclusivo, a mi entender, *técnicamente* correcto, en medidas orientadas a aumentar la eficiencia económica, como una forma efectiva para solucionar simultáneamente los problemas de crecimiento y pobreza.

El libro

Los editores agrupan los diversos trabajos en tres secciones, además de la introducción: (1) política social; (2) regulación y medioambiente; y (3) política tributaria, ahorro y mercado de capitales. Revisando el libro, llama la atención que no incluya capítulos referentes a materias macroeconómicas (salvo el ahorro), pensiones, política comercial, flujos de capital externo, distribución del ingreso, concentración de la propiedad, comunidades, género, reforma del Estado (incluyendo la privatización), todos temas interesantes y algunos de gran actualidad. Los editores explican que se centraron en aquellos temas en que "hay falencias evidentes y donde es posible realizar avances", dado que hubiera sido "materialmente imposible" cubrir todas las áreas susceptibles de reforma. Específicamente, excluyeron las privatizaciones, por haber sido tratadas recientemente en otras publicaciones del CEP[1], y la modernización del Estado, por ser materia de un importante estudio en ejecución por parte de la misma institución.

La primera sección incluye los trabajos de Harald Beyer sobre *salud*, de Bárbara Eyzaguirre y Loreto Fontaine sobre *educación*, de Ignacio Irarrázaval sobre *pobreza* y de Fernando Coloma sobre *legislación laboral*. Beyer propone una reforma integral y, hasta donde puedo juzgarlo, técnicamente adecuada, para el sistema de salud chileno. En lo esencial, consiste en implementar un seguro de salud para enfermedades mayores (subsidiado por el Estado para las personas de menores recursos), lograr que los servicios de salud sean prestados competitivamente por privados y por instituciones públicas autónomas, y limitar las tareas del Ministerio de Salud a la prestación de servicios de salud pública (vacunas, por ejemplo), y a la regulación y control de los operadores. Eyzaguirre y Fontaine, entre otras medidas importantes, destacan la importancia de definir aspiraciones nacionales muy concretas para el rendimiento de las escuelas, con la finalidad de poder juzgar mejor sus rendimientos; dar mayor autonomía administrativa a las escuelas municipales, con la finalidad de facilitar la competencia con las escuelas subvencionadas; y entregar bonos de mayor valor a los hijos provenientes de hogares relativamente pobres que requieren de mayor atención, para incentivar que los colegios se interesen en estos alumnos. Irarrázaval destaca la importancia del crecimiento económico en la reducción de la pobreza y hace algunas proposiciones para focalizar mejor en los pobres el gasto estatal. Coloma, finalmente, en un artículo que fue escrito con anterioridad a la reforma, sostiene que las reformas laborales de comienzos de los años noventa fueron necesarias, pero que fortalecer el poder negociador de los trabajadores en estos momentos es contraproducente. Propone una serie de medidas muy interesantes para flexibilizar el mercado laboral (horario, trabajo *part-time*, turnos, disposiciones especiales para el empleo de mujeres, empleo en tiempo de crisis, altos costos de despido, participaciones) y para facilitar la contratación de los trabajadores jóvenes. Enfatiza la necesidad de mayor y mejor capacitación, proponiendo la implantación de contratos de entrenamiento. Desafortunadamente, en un acto legislativo de insospechadas proyecciones, ninguna de estas importantes ideas fueron incorporadas en la nueva ley laboral; en cambio, se acogieron en el momento menos oportuno imaginable, otras que elevan significativamente los costos laborales percibidos por los empresarios.

La segunda sección incluye los trabajos de Ricardo Paredes sobre *legislación antimonopolios*, de José Miguel Sánchez sobre *electricidad*, y de Ricardo Katz y Gabriel del Fávaro sobre *política de medio ambiente*. Se trata de tres trabajos de niveles de especificidad muy diversos. Paredes, propone definir el objetivo de la legislación antimonopolio como "maximizar la disponibilidad de bienes", responsabilizar siempre a las instituciones correspondientes a la materia sin perjuicio de la labor que éstas puedan delegar en instituciones sectoriales, e incrementar la autonomía de la Fiscalía Nacional Económica. Desearía que existiera una sola Comisión, que, además, tuviera su propio grupo asesor, la que emitiría informes con los fallos, procedimientos, y doctrina derivada. El trabajo

[1] *Ver el capítulo 4, de Dominique Hachette, en el libro* La Transformación Económica de Chile, *del CEP.*

de Sánchez, se refiere en mayor detalle a la regulación eléctrica, y hace algunos comentarios más generales sobre la legislación de telecomunicaciones. En materia eléctrica, no es partidario de poner en funcionamiento una bolsa de energía sin antes tomar medidas para profundizar el mercado (consumidores, contratos libres de largo plazo), y, en ese sentido, está de acuerdo con el proyecto del ejecutivo para rebajar el tamaño límite de los clientes libres. También ayudaría a una mayor profundidad, sostiene Sánchez, la interconexión de redes en Chile y con el extranjero. Katz y del Fávaro sostienen que la actual legislación ambiental ha demostrado ser relativamente efectiva. Por ello, centran sus propuestas en materias de gestión, que, a diferencia de los demás artículos, describen casi a nivel de proyectos de implementación de medidas. En especial, proponen el reemplazo, donde lo estiman posible y conveniente, de diferentes medidas de control directo por instrumentos de mercado. Terminan el capítulo con propuestas para proteger la flora y fauna.

Finalmente, la última sección incluye los trabajos de Rodrigo Vergara sobre *ahorro*, de Patricio Arrau sobre el *mercado de capitales*, y de Christian Larraín sobre la *banca comercial*. Vergara propone una reforma tributaria para aumentar el ahorro, y lo hace antes de que se aprobara la reciente ley sobre la materia. Vergara es partidario de bajar fuertemente la tasa marginal del impuesto global complementario y el impuesto sobre las utilidades reinvertidas. Desea, en cambio, aumentar el impuesto sobre las utilidades repartidas, eliminar el artículo 57 bis de la Ley de Impuesto a la Renta, y eliminar el reintegro simplificado a las exportaciones. Su propuesta incluye una rebaja de la carga tributaria, por lo que propone medidas para evitar sus efectos macroeconómicos negativos, bajo el supuesto de un crecimiento del gasto público preestablecido. Tal como sucedió con las ideas propuestas en materia laboral, tampoco reformas como las de Vergara fueron acogidas en la reciente legislación. Arrau sostiene que el mercado de capitales chileno sólo puede reactivarse con un conjunto de reformas, que deben partir con nuevos planteamientos en materia macroeconómica, mayor integración con los mercados externos, y en materia regulatoria, menos "legalismo", que permita a las empresas del sector adaptarse con mayor facilidad a las exigencias de los mercados de capitales internacionales. A continuación, Arrau propone una serie de medidas concretas, que, afortunadamente, han sido acogidas, en parte, por las autoridades de gobierno.

Comentario

Desde una perspectiva técnica, es difícil no concordar con el espíritu y la orientación de las reformas propuestas en *¿Qué Hacer Ahora*? Se pretende volver a alcanzar altas tasas de crecimiento y al mismo tiempo reducir la pobreza. Se proponen, en general, medidas que apuntan a aumentar la eficiencia en la asignación de los relativamente escasos recursos del país y, en algunos capítulos, se analizan, además, políticas tendientes a una mayor acumulación de los mismos. Ellas recogen las más recientes experiencias internacionales al respecto y se basan en teorías actualizadas. Se trata de una visión aparentemente exenta de toda intencionalidad político-partidista y, en la medida que lo puedo juzgar, que las políticas propuestas cuenten en general con un amplio apoyo técnico. Si es así ¿por qué no se adoptan propuestas como las contenidas en el libro? Es más, en el caso de las reformas laboral y tributaria, la legislación acogió recientemente, *con el apoyo y/o abstención de (parte) de los legisladores de oposición*, disposiciones abiertamente contradictorias con el espíritu de las propuestas de *¿Qué Hacer Ahora*?, libro que tiene precisamente por finalidad influir en materia de políticas públicas.

Un libro con dicho objetivo debiera, en mi opinión, haber dedicado, al menos, un capítulo al análisis de la forma en que las medidas propuestas se pueden implementar en la práctica o, en su defecto, haberlo hecho en cada capítulo, utilizando probablemente para ello la teoría de las decisiones públicas como marco analítico. Al respecto, la historia económica de nuestro país, en especial el largo período de substitución forzada de importaciones, pero también los tiempos recientes, sugiere lecciones que vale la pena considerar. Descarto, por cierto, que hoy las políticas públicas erradas las pudieran adoptar legisladores analfabetos en materias económicas, dado en que en nuestro Congreso hay un buen número de economistas competentes y todos los legisladores reciben oportunamente los análisis de los principales proyectos legales editados por reconocidos centros de estudio y escritos en un lenguaje inteligible para toda persona educada.

Una primera lección se refiere a la importancia que tiene el ambiente político para la inversión y, por lo tanto, para el crecimiento y la reducción de la pobreza. Es cierto que la economía puede y debe ser perfeccionada institucionalmente con medidas como las propuestas en el libro, pero de poco sirve una institucionalidad económica perfeccionada, institucionalidad definida en el sentido más estrecho de la expresión en *¿Qué Hacer Ahora*?, si persiste la incertidumbre con respecto a la orientación que pudieran tener futuras medidas de política económica. En ese sentido, las presiones políticas existentes en la economía chilena, que en mi opinión explican el espíritu de las recientes legislaciones en materia laboral y tributaria, pueden tener un efecto muy negativo sobre la inversión. Evidencia reciente de lo aseverado, tal como lo describen Jadresic y Zahler (IMF 2000), se encuentra en el "salto" en la tasa de inversión (y crecimiento) que se produjo a comienzos de los años noventa, cuando, sin que se hiciera reforma estructural alguna de importancia, se hizo evidente que el gobierno de Aylwin iba a *mantener* las bases del esquema económico. Hoy parece que se ha perdido esa confianza, y legislaciones como la laboral y tributaria antes mencionada, sólo agravan el problema. Este argumento sugiere que, para lograr una tasa de crecimiento económico alta y reducir la pobreza, tan importante como las reformas propuestas en el libro, son aquellas medidas que, tomando nota del conflicto de fondo que produce la pérdida de confianza y que explica las presiones políticas del ambiente, hagan factible que los legisladores adopten políticas económicas eficientes. Por ello, en *¿Qué Hacer Ahora*?, echo de menos un análisis de economía política positiva y las recomendaciones que se deriven de ese trabajo. La inclusión de ese tema podría, además, haber renovado el diálogo entre los técnicos y los políticos, tan escaso y necesario en la actualidad.

La segunda lección se relaciona con el origen mismo de las presiones políticas. Mi hipótesis es que tales presiones son de tipo redistributivo, y se arrastran al menos desde fines del siglo XIX (salitre). Ellas, probablemente tanto o aún más que la falta de ilustración en materia económica de los gobiernos de entonces, explican en una buena medida el intervensionismo estatal del período 1940-1970. El régimen militar, por diversos motivos, pero por sobre todo, por el estado de caos en que recibió la economía, pudo realizar una serie de profundas reformas que revirtieron la gran mayoría de las intervenciones ineficientes del período substitutivo de importaciones, transformando la economía chilena en una (relativamente) moderna economía de mercado. Se tuvo entonces la esperanza de que el mayor crecimiento, producto de las reformas, y la focalización del gasto social disminuirían, *en un período razonable,* la desigual distribución de la riqueza existente. La experiencia del período 1985-1997, en que la distribución del ingreso autónomo no sólo no se emparejó, sino que incluso parece haberse hecho más desigual, frustró tal esperanza. No es de extrañar entonces que, en democracia, los gobiernos respondieran prontamente a las presiones redistributivas existentes, mediante intervenciones que introdujeron ineficiencias en la economía y, por sobre todo, han desincentivado últimamente la inversión. Corremos incluso el riesgo de caer en alguna forma de populismo.

En *¿Qué Hacer Ahora*? se ignora, para todos los efectos prácticos, el tema *distributivo* de la riqueza y producción. Se tratan explícitamente los temas de la pobreza y la acción antimonopólica, que aun cuando relacionados, evidentemente son distintos a los distributivos mencionados. También es cierto que el libro se refiere extensamente a la inversión en capital humano, que manejada eficientemente, sobre todo en educación y salud, posiblemente contribuya en el largo plazo a disminuir las desigualdades. Es probable que la falta de tratamiento explícito con la extensión que merece por su importancia del tema distributivo en el libro, se deba a que los editores hayan concluido, basándose en los estudios que sobre la materia existen, que es muy poco lo que se puede hacer en el corto y mediano plazo para cambiar significativamente la distribución de la riqueza y el ingreso sin incurrir en grandes costos. Tal conclusión es, a mi entender, correcta. De allí, el énfasis del libro en la eficiencia y una adecuada focalización del gasto social, que permitiría una alta tasa de crecimiento económico y la reducción más rápida posible de la pobreza. Ese enfoque ignora, sin embargo, el poderoso efecto que, en mi opinión al menos, el tema distributivo tiene sobre las medidas de política económica que se adoptan en Chile. ¿No habrá llegado la concentración de la producción en algunos sectores a tal grado que los entes regulatorios

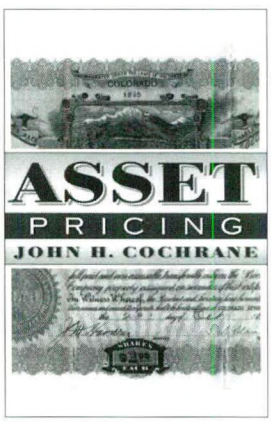
no son capaces de contrarrestar su poder, permitiendo a esos sectores influir de hecho en las normas que la regulan? ¿No es cierto, como sugiero arriba, que existen en Chile presiones políticas de carácter redistributivo tan fuertes que inducen a los representantes de prácticamente todo el espectro político a adoptar legislación económica importante, como, por ejemplo, la laboral, juzgada por una gran mayoría de todos los especialistas del país como muy indeseable? ¿Cuál es el valor de un libro de política económica que hace un listado de excelentes normativas, en que, como ha quedado demostrado a pocos meses de haberse publicado el libro, una buena parte de las más importantes tienen una baja probabilidad de ser implementadas? Buenas propuestas de política pública no sólo tienen que ser técnicamente competentes, como lo son, repito, aquellas en *¿Qué Hacer Ahora*?, sino que también deben ser implementables políticamente. En el contexto chileno, en mi opinión, ello requiere considerar explícitamente el tema distributivo de la riqueza y producción, por muy difícil de tratar y sensitivo que sea. Es más, creo que una correcta lectura de la historia económica nos sugiere que a menos que se enfrenten estos temas *ahora,* en forma abierta, técnica y con realismo político, es altamente probable que el ambiente económico se deteriore progresivamente y se pierda todo el esfuerzo de reforma hecho a partir de 1973.

En resumen, *¿Qué Hacer Ahora*? es un libro interesante y que recoge las propuestas de reforma de un grupo de técnicos muy competente, orientadas principalmente a aumentar la eficiencia de un conjunto seleccionado de instituciones económicas y sociales. En un momento en que la economía chilena se ha desacelerado, el libro pretende entregarle al país una guía parecida a *El Ladrillo* (CEP, 1997), también escrito por un conjunto de autores de formación muy diversa, que resultó ser fundamental para focalizar la orientación y el contenido de las reformas que se hicieron bajo el régimen militar. La principal debilidad de *¿Qué Hacer Ahora*? es que no propone medidas que faciliten la aprobación política de las reformas propuestas, que posiblemente deban ser complementarias a las actualmente incluidas en el libro y derivadas de un ejercicio técnico de política económica. Es cierto que tampoco lo hace *El Ladrillo,* pero las circunstancias eran entonces radicalmente distintas. *El Ladrillo* nació de trabajos hechos a comienzos de los años setenta, en que la economía chilena estaba prácticamente destruida, y sus proposiciones fueron adoptadas bajo el régimen militar, cuando las presiones redistributivas tuvieron mucho menos expresión que ahora, sobre todo, durante los años setenta. *¿Qué Hacer Ahora*?, en cambio, se escribe en momentos en que el PIB per cápita ha recuperado su nivel histórico con relación a aquél del promedio mundial, en que el crecimiento económico de Chile, a pesar de la desaceleración, es el mayor de la región, y en que las presiones políticas redistributivas de todo orden se pueden manifestar con toda su fuerza, a tal punto que consideraciones de eficiencia, lamentablemente, han pasado a segundo plano. Este hecho no debe, ni puede, ser ignorado por futuros escritos técnicos que pretendan influir en la agenda pública.

COMENTARIO AL LIBRO "ASSET PRICING"

de John H. Cochrane
Princeton University Press, 2001

*J. Rodrigo Fuentes S.**



Uno de los temas de mayor importancia en teorías de finanzas es cómo establecer el precio de un activo. Los libros de finanzas dedican varias de sus páginas al análisis de cuál es la relación entre el retorno esperado de un activo y el riesgo del mismo. Si bien la fórmula de valor presente de los flujos de caja es bien conocida, establecer el precio al riesgo correspondiente no es tarea fácil. De hecho, la teoría económica aún no es capaz de explicar la aparente elevada compensación que obtienen los inversionistas por mantener activos riesgosos, el conocido *equity premium puzzle*.[1]

La corrección por riesgo que requieren los retornos para llegar al precio correcto de los activos es la preocupación central del libro de Cochrane. A pesar de que es un tema conocido, y como se dijo antes, ha ocupado buena parte de muchos libros de finanzas, el autor nos entrega una presentación extraordinaria de cómo valorar un activo, cuál es la relación entre riesgo y retorno, cómo medir el riesgo, cuál es la evidencia y cuáles son las técnicas estadísticas que se requieren para estimar los distintos modelos.

El camino escogido (por el autor) para la presentación del tema es mediante un modelo general sobre el cual va construyendo el resto de la teoría de valoración de activos. Este modelo, basado en consumo, tiene la particularidad de que con muy pocos supuestos se deriva una fórmula universal para valorar activos en el primer capítulo del libro. Ésta no es otra que la del factor de descuento estocástico, en que el precio de un activo en un momento del tiempo es la esperanza condicionada a la información a ese momento, del producto entre el flujo de caja y la tasa marginal de sustitución intertemporal o factor de descuento estocástico. Matemáticamente plantea que el precio de una activo puede ser resumido como:

$$p_t = E_t(m_{t+1}x_{t+1}),$$
$$m_{t+1} = f(\textit{parámetros, datos}). \qquad (1)$$

Donde p_t es el precio del activo al momento t, x_{t+1} es el flujo de caja y m_{t+1} es el factor de descuento estocástico. Los parámetros corresponden a parámetros de preferencia, y los datos están asociados a las propiedades de las series de consumo.

A través de una hermosa presentación, Cochrane va construyendo los bloques que forman la teoría de valoración de cualquier activo riesgoso. Con este modelo analiza los temas clásicos de finanzas, como son la determinación del valor de una tasa libre de riesgo, la corrección por riesgo en el valor de un activo, qué riesgos son los que tienen precio, cómo determinar el precio y la cantidad de riesgo, cuál es la frontera para la relación media y desviación estándar, etc.

La elegancia con que va presentando los distintos resultados motiva al lector por el tema y lo incentiva

* *Director, Escuela de Graduados, Universidad de Chile.*

[1] *Véase el trabajo de Mehra y Prescott (1985) para una presentación del* puzzle *así como la extensión de Hansen y Jagannathan (1991). Kocherlakota (1996) realiza una completa revisión de la literatura acerca del tema.*

a continuar leyendo. En forma paralela, en los distintos capítulos va desarrollando las fórmulas utilizando tiempo continuo.

Contenidos del libro

El libro se divide en cuatro grandes secciones. En la primera de ellas, la más extensa, presenta temas teóricos de finanzas tales como la fórmula de valoración, el equilibrio en el mercado de los derechos contingentes, la representación beta y su relación con los factores de descuento y la frontera media–varianza, para terminar dicha sección con un capítulo acerca de los modelos de valoración más utilizados en teoría de finanzas (CAPM, APT, ICAPM). No obstante la formalización, el autor provee de buena intuición para los distintos resultados, y se ayuda del análisis geométrico mediante el concepto de proyección.

En la segunda parte, bastante extensa también, presenta los métodos estadísticos que permiten evaluar y estimar los modelos de valoración de activos. Debido a que el modelo básico de valoración, derivado en la primera parte, utiliza los momentos de distribuciones conjuntas entre el factor de descuento estocástico y el flujo de caja o retorno estocástico, el autor emplea varias páginas en el método generalizado de momentos (GMM). Dedica un capítulo a la aplicación del principio de verosimilitud (ML) y cómo éste se relaciona con GMM y con el modelo de regresión lineal para estimar modelos de factores.

La tercera parte contiene tres capítulos, donde se aplica la formulación general a activos específicos como opciones y bonos. El primero de estos capítulos lo dedica a "Opciones", utilizando el principio de no-arbitraje, y deriva la fórmula de Black-Scholes de valoración. El siguiente capítulo muestra cómo valorar opciones en casos especiales, y lo hace derivando límites para el precio de las opciones. Termina esta sección con una presentación de la estructura intertemporal de la tasa de interés.

La cuarta parte la constituyen dos capítulos, en los cuales se revisa la evidencia empírica acerca de los conceptos vertidos en los modelos teóricos presentados a través del libro. Buena parte del primero de estos capítulos (capítulo 20) lo dedica a la capacidad de predecir retornos utilizando series de tiempos. Luego dedica la parte final del capítulo a los tests en corte transversal de modelos de valoración de activos, como el CAPM. El último capítulo del libro está referido al *puzzle* del premio por riesgo.

Utilizando los resultados de los capítulos de la primera sección muestra desde distintos ángulos, cómo el modelo basado en consumo no puede replicar el premio por riesgo de mercado. También considera modelos alternativos que modifican el modelo básico y que son capaces de explicar este *puzzle*.

Comentario general

Tal como se dijo en la introducción a esta revisión, la fortaleza de este libro está en la exposición de diversos tópicos relacionados con la valoración de activos. El autor escoge un modelo suficientemente general que le permite colocar precios a distintos activos. Es un libro autocontenido, ya que incluye temas como métodos estadísticos empleados en economía financiera, y la revisión del desempeño empírico de estos modelos. Es fácil de leer que no cae en el formalismo, más allá del necesario, para mostrar sus resultados. No obstante, el lector requiere de algunos conocimientos previos de microeconomía, finanzas y estadística para realizar una lectura fluida del libro.

Una de las características interesantes de esta formulación general, es que no se cae en el exceso de mostrar todo en términos de modelos más particulares, en que se hacen supuestos específicos acerca de la distribución de los retornos o que el retorno del portafolio de mercado esté perfectamente correlacionado con el factor de descuento estocástico. Si bien para ilustrar ciertos puntos el autor hace supuestos sobre la distribución de probabilidades de la tasa de crecimiento del consumo, o la forma específica de la función de utilidad, el modelo basado en consumo no requiere de ninguno de éstos (véase ecuación 1). Por este motivo es que la aplicación del GMM es directa, ya que lo que interesa es el momento cruzado condicional entre el factor de descuento estocástico y el flujo generado por el activo. Esto le da una coherencia notable a la exposición, a la vez que permite mostrar claramente al lector que el supuesto de log-normal de los retornos no es necesario para estimar el retorno de un activo.

Como en todo libro, es necesario escoger, quedando temas fuera o que no son tratados en forma profunda. Un ejemplo es el análisis en un contexto de equilibrio general. El autor utiliza algunos resultados de equilibrio general, pero que no son tratados con detenimiento. Sin duda que el objetivo del autor es escribir un libro de finanzas y no de macroeconomía, con lo cual temas como definición formal de equilibrio, agregación, agente representativo, economías con producción (crecimiento), mercado de activos e inflación, etc., no son tratados o no se les dedica mucho tiempo.[2]

Simplicidad, elegancia, coherencia y buena intuición son los adjetivos que califican este texto. En la opinión de este revisor, este libro se convertirá en uno de los más utilizados en los cursos introductorios de graduados en finanzas.

REFERENCIAS

Altug, S. y P. Labadie (1994). *Dynamic Choice and Asset Markets*. Academic Press Inc., California.

Hansen, L.P. y R. Jagannathan (1991). "Implications of Security Market Data for Models of Dynamic Economies." *Journal of Political Economy* 99(2): 225-62.

Kocherlakota, N. (1996). "The Equity Premium: It's Still a Puzzle." *Journal of Economic Literature* 34: 42-71.

Mehra R. y E. Prescott (1985). "Equity Premium: A Puzzle." *Journal of Monetary Economics* 15: 145-61.

[2] *Altug y Labadie (1994) presentan una revisión más formal de estos temas en un contexto macroeconómico y que puede ser un buen complemento de este libro.*

REVISIÓN DE PUBLICACIONES

DICIEMBRE 2001

Esta sección de la Revista 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 sección 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*

* Butelmann, A. y F. Gallego (2001). "Household Saving in Chile (1988 and 1997): Testing the Life Cycle Hypothesis." *Cuadernos de Economía* 38(113): 3-48.

Maloney, W. F. y J. Núñez (2001). "Measuring the Impact of Minimum Wages: Evidence from Latin America." Policy Research Working Paper N° 2597. Banco Mundial, abril.

Mishkin, F. y M. A. Savastano (2001). "Monetary Policy Strategies for Latin America." Policy Research Working Paper N° 2685. Banco Mundial, octubre.

Código JEL: F / *ECONOMÍA INTERNACIONAL*

* Fischer, R. (2001). "Trade Liberalization, Development and Government Policy in Chile." Serie Economía N° 102. Departamento Ingeniería Industrial, Universidad de Chile, mayo.

* Gitli, E. y C. Murillo (2001). "El Modelo de TLCAN en Materia de Comercio y Ambiente." *Comercio Exterior* 51(5): 387-95.

Harrison, G. W., T. F. Rutherford y D. G. Tarr (2001). "Chile's Regional Arrangements and the Free Trade Agreement of the Americas: The Importance of Market Access." Policy Research Working Paper N° 2634. Banco Mundial, julio.

* Jegourel, Y. y J. Teiletche (2001). "Globalisation Financière et Autonomie de la Politique Monetaire: Le Rôle des Contrôles de Capitaux." *Revue Economique* 52(2): 399-414.

* Johnson, C. (2001). "Un Modelo de Intervención Cambiaria." *El Trimestre Económico* 68(3): 339-67.

Código JEL: G / *ECONOMÍA FINANCIERA*

* Fernández, V. (2001). "A Non-Parametric Approach to Model the Term Structure of Interest Rates: The Case of Chile." Serie Economía N° 97. Departamento Ingeniería Industrial, Universidad de Chile, enero.

* Fernández, V. (2001). "Un Análisis del Mercado de Cobertura de Riesgo en Chile y el Mundo." Serie Economía N° 99. Departamento Ingeniería Industrial, Universidad de Chile, marzo.

* Johnson, C. (2001). "Un Análisis de la Volatilidad del Bono Soberano Chileno." *Revista de Análisis Económico* 16(1): 83-97.

* Martínez-Peria, M. S. y S. Schmukler (2001). "Do Depositors Punish Banks for Bad Behavior? Market Discipline, Deposit Insurance, and Banking Crisis." *Journal of Finance* 56(3): 1029-51.

Código JEL: O / *DESARROLLO ECONÓMICO, CAMBIO TECNOLÓGICO Y CRECIMIENTO*

* Albala-Bertrand, J. M. y E. C. Mamatzakis (2001). "Is Public Infrastructure Productive? Evidence from Chile." *Applied Economics Letters* 8(3): 195-98.

* Kassimatis, K. y S. I. Spyrou (2001). "Stock and Credit Market Expansion and Economic Development in Emerging Markets: Further Evidence Utilizing Cointegration Analysis." *Applied Economics* 33(8): 1057-64.

* Kurtz, M. (2001). "State Developmentalism without a Developmental State: The Public Foundations of the 'Free Market Miracle' in Chile." *Latin American Politics and Society* 43(2): 1-25.

* Nowak-Lehmann, F. (2001). "Does the AK Model Apply to the Chilean Economy? Time-Series Evidence for the Period of 1960-1998." *Revista de Análisis Económico* 16(1): 59-82.

Código JEL: Y / *NO CLASIFICADOS*

Berdegué, J. A., E. Ramírez, T. Reardon y G. Escobar (2001). "Rural Nonfarm Employment and Incomes in Chile." *World Development* 29(3): 411-25.

* Braunschweig, T., W. Janssen y P. Rieder (2001). "Identifying Criteria for Public Agricultural Research Decisions." *Research Policy* 30(5): 725-34.

* Díaz, C., A. Galetovic y R. Soto (2001). "Anatomía de una Crisis Eléctrica." *Revista de Análisis Económico* 16(1): 3-57.

* Drexler, A., E. Engel y R. Valdés (2001). "El Cobre y Estrategia Fiscal Óptima para Chile." Serie Economía N° 101. Departamento Ingeniería Industrial, Universidad de Chile, abril.

* Engel, E., A. Galetovic y C. Raddatz (2001). "A Note on Enforcement Spending and VAT Revenues." *Review of Economics and Statistics* 83(2): 384-87.

* Engel, E. y R. Valdés (2001). "Prediciendo el Precio del Cobre: ¿Más Allá del Camino Aleatorio?" Serie Economía N° 100. Departamento Ingeniería Industrial, Universidad de Chile, marzo.

Fajnzylber, P., W. F. Maloney y E. Ribeiro (2001). "Firm Entry and Exit, Labor Demand, and Trade Reform: Evidence from Chile and Colombia." Policy Research Working Paper N° 2659. Banco Mundial, agosto.

Fajnzylber, P. y W. F. Maloney (2001). "How Comparable are Labor Demand Elasticities across Countries?" Policy Research Working Paper N° 2658. Banco Mundial, agosto.

* Gindling, T. H. y D. Robbins (2001). "Patterns and Sources of Changing Wage Inequality in Chile and Costa Rica during Structural Adjustment." *World Development* 29(4): 725-45.

* Manz, B. y P. Spoonley (2001). "Gendered Work: Female Labour in Pipfruit Production in New Zealand and Chile." *New Zealand Geographer* 57(1): 8-15.

* Montero, J. P. y H. Rudnick (2001). "Precios Eléctricos Flexibles." *Cuadernos de Economía* 38(113): 91-109.

* Montero, J. P., J. M. Sánchez y R. Katz (2001). "Análisis del Mercado de Emisiones de Material Particulado en Santiago." *Estudios Públicos* 81: 177-203.

* O'Ryan, R., S. Miller y C. J. De Miguel (2001). "Environmental Taxes, Inefficient Subsidies and Income Distribution in Chile: A CGE Framework." Serie Economía N° 98. Departamento Ingeniería Industrial, Universidad de Chile, enero.

* Repetto, A. (2001). "Incentivos al Ahorro Personal: Lecciones de la Economía del Comportamiento." Serie Economía N° 103. Departamento Ingeniería Industrial, Universidad de Chile, mayo.

* Saavedra, E. (2001). "Opportunistic Behavior and Legal Disputes in the Chilean Electricity Sector." Documento de Investigación I-130. Ilades/Georgetown University, abril.

* Schurman, R. A. (2001). "Uncertain Gains: Labor in Chile's New Export Sectors." *Latin American Research Review* 36(2): 3-29.

RESÚMENES DE ARTÍCULOS SELECCIONADOS

Los textos presentados a continuación son transcripciones literales del original.

Código JEL: E / *MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA*

Butelmann, A. y F. Gallego (2001). "Household Saving in Chile (1988 and 1997): Testing the Life Cycle Hypothesis." *Cuadernos de Economía* 38(113): 3-48.

Saving behavior at the household level in Chile has not been analyzed in recent decades. Based on 1988 and 1996-1997 Chilean microeconomic evidence (Household Budget Survey), this article studies household saving behavior. The analysis is extended to include broader definitions of saving such as investment in human capital and durable goods purchases. Income and permanent characteristics such as education are shown to be important determinants of the rate of household saving. Furthermore, we find an income/expenditure parallelism and positive saving rates for the elderly. At a first stage of analysis, these facts contradict the predictions of the life cycle theory, but some corrections (using demographic corrections and a different treatment of pensions) change these preliminary conclusions. Differences in credit constraints faced by different groups are studied for their likely effects on consumption smoothing. Finally, in order to study in more detail the predictions of the Life Cycle Hypothesis, savings rates of the elderly are analyzed focusing on their contradictory role found in macro and micro studies.

Código JEL: F / *ECONOMÍA INTERNACIONAL*

Fischer, R. (2001). "Trade Liberalization, Development and Government Policy in Chile." Serie Economía N° 102. Departamento Ingeniería Industrial, Universidad de Chile, mayo.
This article evaluates the current stance of Chile's trade policy, and the threats to continued growth in trade. Topics covered are protectionism (tariff and non-tariff) in Chile and its export markets and the evolution of exports. The paper criticizes arguments that claim that Chile is facing limits to its export orientation based on natural resources. The main argument of this paper is that exports of natural resources have changed to include more technology and value added: salmon exports are a means of exporting fishmeal (a traditional exportable) with more processing; wine exports are a means of combining fruit with capital and technology. The paper includes three case studies of successful emerging firms in new sectors which are linked to natural resources, but involve novel ways of using technology in the sectors.

Gitli, E. y C. Murillo (2001). "El Modelo de TLCAN en Materia de Comercio y Ambiente." *Comercio Exterior* 51(5): 387-95.
Links between trade and environment in the negotiations of free trade agreements have taken different forms. The authors particularly examine the side agreements of NAFTA and the one subscribed by Chile and Canada to define guidelines that help in future negotiations.

Jegourel, Y. y J. Teiletche (2001). "Globalisation Financière et Autonomie de la Politique Monetaire: Le Rôle des Contrôles de Capitaux." *Revue Economique* 52(2): 399-414.
This article analyzes the effects of various capital controls on the autonomy of national monetary policy when a country tries to obtain simultaneously real exchange rate stability and price stability. First, we compare, on the basis of their effect on international returns equalization, the Chilean non-remunerated deposit requirement and the Tobin tax. We then analyze their impact on short term exchange rates dynamics in a traditional overshooting model where endogenous money supply is allowed in order to take into account the possibility of sterilized intervention. Finally, we draw some conclusions on the relative desirability of these two measures on the basis of the theoretical implications of the model and of the Chilean experience of capital restrictions.

Johnson, C. (2001). "Un Modelo de Intervención Cambiaria." *El Trimestre Económico* 68(3): 339-67.
This article presents an intervention methodology to neutralize fluctuations not associated to fundamentals. The mechanism is based on a conditional heteroskedasticity model GARCH(1,1) for the nominal exchange rate, combined with the Value at Risk concept. The simulation provides the authority with a tool to evaluate whether or not current exchange rate fluctuations can be connected to fundamentals, or if an intervention is required using international reserves to reduce exchange rate pressures. Because of the lower implicit volatilities, the intervention system will help develop the domestic hedging market, and also increase investment and international trade.

Código JEL: G / *ECONOMÍA FINANCIERA*

Fernández, V. (2001). "A Non-Parametric Approach to Model the Term Structure of Interest Rates: The Case of Chile." Serie Economía N° 97. Departamento Ingeniería Industrial, Universidad de Chile, enero.
Numerous studies have resorted to parametric models to infer the shape of the term structure of interest rates. Recently, however, it has been shown that non-parametric techniques may be more adequate. This is an empirical study for Chile between December 1992 and April 1998. Monte Carlo simulations, based

upon a non-parametric one-factor model, suggest that Chile's downward-slopping term structure could be explained by the mean-reversion process in the data. The latter could reflect medium and long-term goals of monetary policy of the Central Bank of Chile. Some alternative explanations, such as that of the preferred habitats, might be also plausible.

Fernández, V. (2001). "Un Análisis del Mercado de Cobertura de Riesgo en Chile y el Mundo." Serie Economía N° 99. Departamento Ingeniería Industrial, Universidad de Chile, marzo.
Between the 1970's and the 1980's, the market of derivatives flourished. Forwards, futures and options began to be regularly traded. According to information gathered by The Bank of International Settlements, between January and April 1998, the value of over-the-counter (OTC) positions outstanding was over US$ 72 thousand billion, while the value of positions outstanding in organized exchanges was approximately US$ 14 thousand billion. In Latin America, the transactions in derivatives take place essentially in Argentina, Brazil, Chile, and Mexico. To date, Chile's market of derivatives is the least developed among these four countries. Most domestic transactions are OTC, and consist of currency forwards (US dollar-Chilean peso). Other derivatives, such as options on stocks and futures on stock indices, have not gained popularity. It is argued that the slow growth of the market of derivatives in Chile is the consequence of a very illiquid and undeveloped financial market. Therefore, in the short-run, the market of exchange-rate derivatives continues to be the most likely to grow. It is interesting to analyze the impact of the elimination of the flotation band of the US dollar against the Chilean peso on the volume of transactions in exchange-rate forwards. Our analysis shows that this has not been noticeable. The reason is that, on average, the exchange rate has not been more volatile than it was when the flotation band was at work.

Johnson, C. (2001). "Un Análisis de la Volatilidad del Bono Soberano Chileno." *Revista de Análisis Económico* 16(1): 83-97.
La creciente volatilidad e integración de los mercados internacionales hace necesaria una evaluación cada vez más exacta de las pérdidas potenciales en las cuales un inversor puede incurrir en el caso de una turbulencia internacional. Los activos que tienen una alta liquidez pueden ser evaluados utilizando la metodología del Value at Risk (VaR). Sin embargo, este último indicador subestima las eventuales pérdidas si es que el activo subyacente presenta poca liquidez. Este artículo aplica la metodología de VaR ajustado por liquidez a los bonos soberanos chilenos, de manera de incorporar fluctuaciones en los *spreads*, variable relevante al momento de evaluar el nivel de riesgo de un portafolio de inversión.

Martínez-Peria, M. S. y S. Schmukler (2001). "Do Depositors Punish Banks for Bad Behavior? Market Discipline, Deposit Insurance, and Banking Crisis." *Journal of Finance* 56(3): 1029-51.
This paper empirically investigates two issues largely unexplored by the literature on market discipline. We evaluate the interaction between market discipline and deposit insurance and the impact of banking crises on market discipline. We focus on the experiences of Argentina, Chile, and Mexico during the 1980s and 1990s. We find that depositors discipline banks by withdrawing deposits and by requiring higher interest rates. Deposit insurance does not appear to diminish the extent of market discipline. Aggregate shocks affect deposits and interest rates during crises, regardless of bank fundamentals, and investors' responsiveness to bank risk taking increases in the aftermath of crises.

Código JEL: O / *DESARROLLO ECONÓMICO, CAMBIO TECNOLÓGICO Y CRECIMIENTO*

Albala-Bertrand, J. M. y E. C. Mamatzakis (2001). "Is Public Infrastructure Productive? Evidence from Chile." *Applied Economics Letters* 8(3): 195-98.
This study assesses the extent to which public infrastructures have contributed to output in the Chilean

economy over the period 1960-1995. For the long-run, it uses a vector error correction model for cointegration tests, while for the short-run, it resorts to the use of impulse response functions and variance decompositions. The results appear to show that public infrastructures in Chile have been significantly productive.

Kassimatis, K. y S. I. Spyrou (2001). "Stock and Credit Market Expansion and Economic Development in Emerging Markets: Further Evidence Utilizing Cointegration Analysis." *Applied Economics* 33(8): 1057-64.

This paper empirically investigates the relationship between equity and credit market development and economic growth, in a sample of five very important emerging markets. In particular, employing a multivariate time-series methodology to test for long-run trends and causality between variables that proxy for stock market development, credit market development and economic development. The results seem to suggest that equity markets have a role to play only in relatively liberalized economies, like Chile and Mexico. In financially repressed economies, like India, the equity market does not affect real sector growth. Furthermore, the banking crises in the 1980s and 1990s in Chile and Mexico resulted in a negative relation between economic growth and the credit market. In South Korea, equity and credit markets both affect economic growth, but not viceversa. In countries where the nature of the stock market has been speculative, like Taiwan, a negative relationship is detected between equity market development and economic development.

Kurtz, M. (2001). "State Developmentalism without a Developmental State: The Public Foundations of the 'Free Market Miracle' in Chile." *Latin American Politics and Society* 43(2): 1-25.

If export orientation is a goal in a sustainable development strategy, this study argues that public interventions at the sectoral level in a variety of markets can produce economic reorientation that pursues international comparative advantage faster and at lower cost than free market forces can. Pervasive failures in information, credit, input, distribution, and insurance markets can render strictly market-based adjustment both slow and costly. Although Chile's export boom and high growth rates have been associated with its free market economic policies, this article, based on a comparison of the fruit, fish, and forestry sectors, contends that new forms of public intervention were crucial catalysts in shaping a sustained export response.

Nowak-Lehmann, F. (2001). "Does the AK Model Apply to the Chilean Economy? Time-Series Evidence for the Period of 1960-1998." *Revista de Análisis Económico* 16(1): 59-82.

This paper examines the relevance of one of the most important textbook of endogenous growth models. The AK model –chosen as a representative of an endegenous growth model– is applied and tested using Chilean annual data (1960-1998). Chile's case provides an interesting example of an economy showing a respectable growth rate that could either be characterized as endogenous or as neoclassical (transitional or steady state). The analysis revealed two main insights. First, when analyzing long-term growth, the time series should be purged from short-run fluctuations. This can be achieved utilizing a filter. Second, in principle, the differences between the AK model and the neoclassical growth model might not be so significant, making it difficult to discriminate between them from both a theoretical and an empirical point of view.

Código JEL: Y / *NO CLASIFICADOS*

Braunschweig, T., W. Janssen y P. Rieder (2001). "Identifying Criteria for Public Agricultural Research Decisions." *Research Policy* 30(5): 725-34.

Well defined criteria are critical for making complex decisions. Yet a review of the literature shows that criteria selection has not received major attention. This paper presents a framework for guiding practitioners in developing and structuring criteria for decision making on public-sector research. First, an initial list of

criteria is generated based on objectives, available resources, context, and clients' needs. Second, the relevancy of the criteria is judged with respect to the research alternatives to be evaluated. Third, the availability of data to apply the criteria is evaluated. The principle is to narrow down a broad list of criteria to the point where the research alternatives can be characterised by a minimum number of criteria. The procedure is illustrated with the case of Chile's agricultural biotechnology programme. The paper concludes with a discussion on the benefits of the approach and the issues to be addressed in future applications.

Díaz, C., A. Galetovic y R. Soto (2001). "Anatomía de una Crisis Eléctrica." *Revista de Análisis Económico* 16(1): 3-57.

Este trabajo estudia tres elementos de la ley eléctrica que permiten entender las causas de la crisis de 1998-99. Se analiza si existían precios suficientes para administrar la crisis eficientemente y sin cortes de energía; si la ley daba los incentivos correctos a las empresas para invertir en capacidad de reserva; y las consecuencias de limitar las compensaciones a usuarios regulados. El modelo demuestra que el sistema de precios vigente en Chile es demasiado rígido para acomodar grandes shocks de oferta, porque el costo de falla no es un precio contingente.

Adicionalmente, la ley entregaba incentivos capaces de moderar las consecuencias de la sequía, pero fueron anulados al limitar las compensaciones. Ello, además, desarticuló el sistema de precios sin beneficios de eficiencia económica o de equilibrio financiero de las empresas. Finalmente, se demuestra que los errores de cálculo del precio de nudo afectan a todos los generadores independientemente de su estructura productiva. Como ellos ajustan sus inversiones óptimamente, si se subestima la probabilidad de una sequía, el nivel de seguridad del sistema no se deteriora.

Drexler, A., E. Engel y R. Valdés (2001). "El Cobre y Estrategia Fiscal Óptima para Chile." Serie Economía N° 101. Departamento Ingeniería Industrial, Universidad de Chile, abril.

Este trabajo analiza la estrategia fiscal óptima para Chile, determinando el gasto total y fiscal de la economía, así como de la carga tributaria considerando (i) el problema de distribución intergeneracional de los recursos asociados al cobre; (ii) que los ingresos del cobre son volátiles, transitorios y afectan al resto de la economía; y (iii) que el ingreso total y tributario aumenta en el tiempo. Se considera tres modelos, teoría del ingreso del cobre permanente, teoría del ingreso fiscal permanente y el modelo normativo condicional (MNC) propuesto en Engel y Valdés (2000); cada uno de ellos en versiones sin y con ahorro por precaución. Aun cuando el enfoque del trabajo es normativo, cabe notar que el modelo que entrega prescripciones más cercanas a lo que observamos en la realidad es el MNC con ahorro por precaución.

Engel, E., A. Galetovic y C. Raddatz (2001). "A Note on Enforcement Spending and VAT Revenues." *Review of Economics and Statistics* 83(2): 384-87.

Tax compliance studies usually focus on the effect of enforcement spending on tax evasion. Reliable estimates are difficult to obtain because evasion data are often suspect. This note shows how tax revenues can be used instead of evasion data to estimate the impact of changes in enforcement spending. Applying our method to Chilean data, we find that $1 (USD) of additional enforcement spending increases VAT revenues by $31. Moreover, current levels of spending could increase by 40% and still be within sample values. Hence, a 10% increase in spending could reduce evasion from its current rate of 23% to 20%.

Engel, E. y R. Valdés (2001). "Prediciendo el Precio del Cobre: ¿Más Allá del Camino Aleatorio?" Serie Economía N° 100. Departamento Ingeniería Industrial, Universidad de Chile, marzo.

En este trabajo se compara la capacidad predictiva de mediano plazo (1 a 5 años) de una variada gama de modelos de series cronológicas para el precio del cobre. El criterio de comparación es el error cuadrático medio de predicciones fuera de muestra. Entre los modelos considerados destacan medias móviles, procesos

ARIMA, precios futuros, modelos no lineales ESTAR y modelos de uno, dos y tres factores (estimados mediante el filtro de Kalman) utilizados en finanzas. Se concluye que los dos modelos con mejor capacidad predictiva son el proceso autoregresivo de primer orden y el camino aleatorio. Finalmente se presenta evidencia sugiriendo que los modelos de series cronológicas entregan mejores predicciones de mediano plazo que los modelos econométricos.

Gindling, T. H. y D. Robbins (2001). "Patterns and Sources of Changing Wage Inequality in Chile and Costa Rica during Structural Adjustment." *World Development* 29(4): 725-45.
During their respective periods of structural adjustment, inequality increased more rapidly in Chile than in Costa Rica. Using a new technique which measures the effects of changes in the quantities and prices of individual dimension of human capital on overall wage inequality, we identify changes in wage premiums associated with more education as an important cause of the different inequality outcomes. We present evidence that the different education price effects were due to different rates of growth in the demand for more-educated workers. Furthermore, inequality increased in Chile despite a large equalizing education quantity effect.

Manz, B. y P. Spoonley (2001). "Gendered Work: Female Labour in Pipfruit Production in New Zealand and Chile." *New Zealand Geographer* 57(1): 8-15.
This article seeks to contribute to the literature on female labour in the pipfruit industry in New Zealand and Chile. As added workers seeking to supplement household incomes by casualised, seasonal employment, these female workers are significant contributors to what are often declining household incomes, given changes in production and the labour market of the 1990s. But this enhanced role continues to exist alongside normative expectations about domestic roles and responsibilities. This research reports on a survey that was completed by female workers in both Chile and New Zealand. While there are differences in the respective labour-markets of the two countries concerned, the role of women in balancing employment and domestic responsibilities is characteristic of both situations. It is the intersection between normative expectations and participation in casual/seasonal labour in the two research sites that is the focus of this article.

Montero, J. P. y H. Rudnick (2001). "Precios Eléctricos Flexibles." *Cuadernos de Economía* 38(113): 91-109.
Una de las críticas al actual marco regulatorio del sector eléctrico en Chile es la rigidez de los precios regulados (precios de nudo) para adaptarse a constantes fluctuaciones en la oferta y demanda. En este artículo desarrollamos un modelo sencillo que permite estimar pérdidas de bienestar que ocurren al utilizar tarifas uniformes en sistemas sujetos a tales fluctuaciones. Utilizando solamente datos de elasticidad-precio de la demanda, y series de precios nudo y spot en el Sistema Interconectado Central (SIC), encontramos pérdidas de corto plazo entre 5 y 10%. Con respecto a las pérdidas de largo plazo, el actual esquema de precios requiere alrededor de un 30% de capacidad instalada adicional comparado con lo que se requeriría bajo un esquema de precios más flexibles.

Montero, J. P., J. M. Sánchez y R. Katz (2001). "Análisis del Mercado de Emisiones de Material Particulado en Santiago." *Estudios Públicos* 81: 177-203.
A pesar del creciente interés en el uso de permisos transables de emisión para el control de la contaminación, la evidencia empírica de este instrumento de regulación se reduce a unas pocas experiencias en EE.UU. Este trabajo amplía la base empírica al analizar el Programa de Compensación de Emisiones que se estableció en 1992 para controlar emisiones de material particulado en Santiago. Del análisis se concluye que mientras

los objetivos ambientales del Programa se han cumplido, en gran parte gracias a la introducción del gas natural, el mercado de compensación de emisiones no se ha desarrollado debido a altos costos de transacción, incertidumbre y fiscalización deficiente. Con todo, señalan los autores, las rentas de escasez creadas por la asignación de derechos de emisión (basada en criterios históricos) han demostrado ser una herramienta importante en la realización del inventario de emisiones.

O'Ryan, R., S. Miller y C. J. De Miguel (2001). "Environmental Taxes, Inefficient Subsidies and Income Distribution in Chile: A CGE Framework." Serie Economía N° 98. Departamento Ingeniería Industrial, Universidad de Chile, enero.

Successful economic growth followed by Chile, based on open market and export strategy, is characterised by a high dependence on natural resources, and by polluting production and consumption patterns. There is an increasing concern about the need to make potentially significant trade-offs between economic growth and environmental improvements. Additionally, policy-makers have been reluctant to impose standards that could have regressive consequences, making the poor poorer. Using the ECOGEM-Chile model we study the direct and indirect effects of imposing green taxes in Chile for PM10, SO2 and NOx as well as taxes on gasoline. We analyse the effects over macroeconomic variables as well as sectoral, distributive and environmental variables. We also analyse eliminating distortionary subsidies that produce environmental and welfare losses. Evidence of welfare gains, besides environmental gains, and trade-off among sectors is presented that can justify tax/subsidies reforms in developing countries, replacing inefficient taxes/ subsidies for more efficient ones.

Repetto, A. (2001). "Incentivos al Ahorro Personal: Lecciones de la Economía del Comportamiento." Serie Economía N° 103. Departamento Ingeniería Industrial, Universidad de Chile, mayo.

La teoría económica supone que los individuos maximizan racionalmente un set de preferencias que es coherente y estable, marco que ha sido aplicado con bastante éxito a un sinnúmero de problemas económicos. Sin embargo, algunos de los axiomas utilizados por el modelo están reñidos con los supuestos utilizados en otras disciplinas que estudian el comportamiento humano y con la evidencia experimental.

Este trabajo discute políticas de promoción del ahorro personal desde dos perspectivas. La primera supone que las personas son perfectamente racionales y que aprovechan todos los incentivos existentes. La otra supone que los individuos tienen dificultad para comportarse como el *homo economicus* de los modelos, ya sea porque les es complejo determinar qué es óptimo para cada etapa de su vida o porque tienen problemas de auto-control. En base a dos modelos no tradicionales de consumo intertemporal se muestra que es posible promover el ahorro de los hogares a través de instrumentos automáticos, ilíquidos y que premian el ahorro en el corto y no en el largo plazo.

Saavedra, E. (2001). "Opportunistic Behavior and Legal Disputes in the Chilean Electricity Sector." Documento de Investigación I-130. Ilades/Georgetown University, abril.

In this paper I analyze post-contractual disputes in the newly privatized electricity sector in Chile. I discuss the presumption that opportunistic behavior and disputes arise due to inadequate market design, ambiguous regulation, and institutional weaknesses. I also assess the presumption that a large number of legal (public) disputes are inhibited by the nonexistence of institutions able to verify and enforce contracts. An in-depth analysis of 6 cases of open conflict provides support to such presumptions and highlights the crucial role of an adequate (pre-privatization) market design. In addition, it concludes that the reduced number of open conflicts observed in Chile is probably due to institutional weaknesses, which induces the parties to use private conflict resolution mechanisms.

Schurman, R. A. (2001). "Uncertain Gains: Labor in Chile's New Export Sectors." *Latin American Research Review* 36(2): 3-29.

Natural-resource-based export-oriented growth strategies have resurfaced as the dominant development approach in Latin America. While a growing literature exists on the economic, equity, gender, and environmental impacts of this development strategy, insufficient attention has been paid to its significance for labor. This article seeks to help fill this gap by analyzing its effects on Chilean workers. Based on a study of the fruit, forestry, and fishing sectors, my work shows that this type of development strategy can be very labor-absorbing and can offer significant benefits for labor when it leads to "agro-industralization." Nonetheless, although working conditions clearly improved after the late 1980s, it is likely that the first decade of the twenty-first century will not be a repeat of the 1990s. The hypercompetition that now characterizes these sectors is putting tremendous pressure on firms to reduce costs, including that of labor. Stripped of basic state protections and left with little social power, Chilean workers are much more vulnerable than they were before.

BANCO CENTRAL DE CHILE

PUBLICACIONES

Análisis Teórico del Impacto de la Crisis Petrolera. 1980.

Anuario de Cuentas Nacionales. Publicación anual.

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.

Banco Central de Chile. 1995.

Banco Central de Chile: Preceptos Constitucionales, Ley Orgánica y Legislación Complementaria. 2000.

Boletín Mensual del Banco Central de Chile. Publicación mensual.

Características de los Instrumentos del Mercado Financiero Nacional. 1994.

Catálogo de Monedas Chilenas. 1991.

Catálogo de Publicaciones Académicas 1996-2001. 2001.

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. 1995.

Constitutional Organic Act of the Central Bank of Chile, Law N° 18,840. 1990.

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.

Chile: Crecimiento con Estabilidad. 1996.

Deuda Externa de Chile. Publicación anual.

Disposiciones sobre Conversión de Deuda Externa. 1990.

Documentos de Trabajo del Banco Central de Chile. 1 al 99.

Economic and Financial Report. Publicación mensual.

Estatuto de la Inversión Extranjera DL 600. 1993.

Estudios Monetarios. I al XII.

Evolución de Algunos Sectores Exportadores. 1988.

Evolución de la Economía y Perspectivas. 1990 a 1999.

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.

Indicadores de Comercio Exterior. Publicación mensual.

Indicadores Económicos y Sociales 1960-1988. 1989.

Indicadores Económicos y Sociales Regionales 1980-1989. 1991.

Índices de Exportación: 1986-1999. 2000.

Informativo Diario. Publicación diaria.

Informe de Política Monetaria. Publicación cuatrimestral.

Informe Económico de Chile. 1981 a 1984.

Informe Económico y Financiero. Publicación quincenal.

Invirtiendo en Chile. 1991.

Legislación Económica Chilena y de Comercio Internacional. 1982.

Legislación Económica y Financiera. 1994.

Ley Orgánica Constitucional del Banco Central de Chile. 2000.

Matriz de Insumo Producto para la Economía Chilena 1986. 1992.

Memoria Anual del Banco Central de Chile. Publicación anual.

Política Monetaria del Banco Central de Chile: Objetivos y Transmisión. 2000.

Presentation of the Bill on the Constitutional Organic Law of the Central Bank of Chile. 1989.

Principales Exportaciones y Países de Destino. 1982.

Proyecto de Ley Orgánica Constitucional del Banco Central de Chile. 1988.

Recopilación de la Legislación Bancaria Chilena. 1980.

Revista Economía Chilena. Publicación cuatrimestral.

Serie de Comercio Exterior 1970-1981. 1982.

Serie de Estudios Económicos. 1 al 42.

Series Monetarias. 1979.

Síntesis de Normas de Exportación y Otras Disposiciones Legales. 1987.

Síntesis Estadística de Chile. Publicación anual.

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
Huérfanos 1175 - 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@condor.bcentral.cl**, con un costo de $500 dentro de Chile y de US$12 al extranjero.

DTBC-109 Octubre 2001
Procyclical Productivity: Evidence from an Emerging Economy.
Lucas Navarro y Raimundo Soto

DTBC-108 Setiembre 2001
Effects of Foreign and Domestic Monetary Policy in a Small Open Economy: The Case of Chile.
Eric Parrado

DTBC-107 Setiembre 2001
A Decade Lost and Found: Mexico and Chile in the 1980s.
Raphael Bergoeing, Patrick J. Kehoe, Timothy J. Kehoe y Raimundo Soto

DTBC-106 Setiembre 2001
Does Inflation Targeting Make a Difference?
Oscar Landerretche, Vittorio Corbo y Klaus Schmidt-Hebbel

DTBC-105 Setiembre 2001
Inflation Targeting in Latin America.
Vittorio Corbo y Klaus Schmidt-Hebbel

DTBC-104 Setiembre 2001
Chilean Banking Crisis of the 1980s: Solutions and Estimation of the Costs.
Gonzalo Sanhueza

DTBC-103 Julio 2001
Seasonal Cointegration and the Stability of the Demand for Money.
Raimundo Soto y Matías Tapia

DTBC-102 Julio 2001
Testing for Unit Roots Using Economics.
Rómulo Chumacero

DTBC-101 Julio 2001
One Decade of Inflation Targeting in the World: What do We Know and What do We Need to Know?
Frederic S. Mishkin y Klaus Schmidt-Hebbel

DTBC-100 Julio 2001
Banking, Financial Integration, and International Crises: an Overview.
Leonardo Hernández y Klaus Schmidt-Hebbel

DTBC-99 Junio 2001
Un Indicador Líder del Imacec.
Felipe Bravo y Helmut Franken

DTBC-98 Mayo 2001
Series de Términos de Intercambio de Frecuencia Mensual para la Economía Chilena: 1965-1999.
Herman Bennett y Rodrigo Valdés

DTBC-97 Mayo 2001
Estimaciones de los Determinantes del Ahorro Voluntario de los Hogares en Chile (1988 y 1997).
Andrea Butelmann y Francisco Gallego

DTBC-96 Mayo 2001
El Ahorro y el Consumo de Durables Frente al Ciclo Económico en Chile: ¿Consumismo, Frugalidad, Racionalidad?
Francisco Gallego, Felipe Morandé y Raimundo Soto

DTBC-95 Mayo 2001
Una Revisión del Comportamiento y de los Determinantes del Ahorro en el Mundo.
Norman Loayza, Klaus Schmidt-Hebbel y Luis Servén

DTBC-94 Abril 2001
International Portfolio Diversification: The Role of Risk and Return.
César Calderón, Norman Loayza y Luis Servén

DTBC-93 Abril 2001
Economías de Escala y Economías de Ámbito en el Sistema Bancario Chileno.
Carlos Budnevich, Helmut Franken y Ricardo Paredes

DTBC-92 Abril 2001
Estimating ARMA Models Efficiently.
Rómulo Chumacero

DTBC-91 Abril 2001
Country Portfolios.
Aart Kraay, Norman Loayza, Luis Servén y Jaime Ventura

DTBC-90 Diciembre 2000
Un Modelo de intervención Cambiaria
Christian Johnson

DTBC-89 Diciembre 2000
Estimating Monetary Policy Rules for South Africa.
Janine Aron y John Muellbauer

DTBC-88 Diciembre 2000
Monetary Policy in Chile: A Black Box?
Ángel Cabrera y Luis Felipe Lagos

DTBC-87 Diciembre 2000
The Monetary Transmission Mechanism and the Evaluation of Monetary Policy Rules.
John B. Taylor

DTBC-86 Diciembre 2000
Se Busca una Raíz Unitaria: Evidencia para Chile.
Rómulo Chumacero

DTBC-85 Diciembre 2000
Un Estudio del Ahorro Agregado por Agentes Económicos en Chile.
Herman Bennett, Norman Loayza y Klaus Schmidt-Hebbel

DTBC-84 Noviembre 2000
Un Modelo de Switching para el Crecimiento en Chile.
Christian A. Johnson

DTBC-83 Octubre 2000
The Monetary Transmission Mechanism in the United Kingdom: Pass-Through & Policy Rules.
Alastair Cunningham y Andrew G. Haldane