ACERCA DEL NIVEL ADECUADO DE LAS RESERVAS INTERNACIONALES: EL CASO DE CHILE*

Claudio Soto G.[*]
Alberto Naudon D.[**]
Eduardo López E.[***]
Álvaro Aguirre R.[****]

I. Introducción

El nivel de reservas internacionales que un país debe mantener ha sido tema de amplia discusión durante los últimos años, principalmente después de las crisis de los países asiáticos de fines de los años noventa. En economías con un esquema cambiario flexible, como el que tiene Chile desde mediados del año 1999, las reservas internacionales permiten enfrentar situaciones puntuales de pérdida de acceso expedito a los mercados financieros internacionales y ayudan a reducir la probabilidad de *shocks* de liquidez. Además, constituyen una herramienta que permite a la autoridad efectuar intervenciones esporádicas en el mercado cambiario con el fin de moderar la volatilidad del tipo de cambio. Sin embargo, mantener reservas es costoso. Por lo mismo, resulta relevante establecer cuál es el nivel óptimo de reservas que un país debe mantener.

Desafortunadamente, no existe un buen criterio en la literatura que permita establecer de manera clara cuál es el nivel óptimo de reservas de un país. El problema radica en las múltiples razones para mantener reservas, y en que su efecto sobre diversas variables depende en gran medida de las expectativas de los agentes privados y de la forma en que la autoridad las utilice en respuesta a distintos *shocks*.

En este trabajo, por lo tanto, nos concentramos en discutir una serie de elementos que permiten hacer una primera evaluación respecto del nivel adecuado de las reservas internacionales de Chile. En primer término, se compara el nivel de reservas de Chile con el de distintos grupos de países. Para ello, se usan diversos indicadores que representan de alguna manera los diferentes motivos por los cuales se mantienen reservas y que han sido destacados en la literatura. Luego se analiza empíricamente parte de los beneficios y costos de mantener reservas. El análisis empírico de los beneficios se centra en los efectos de las reservas sobre el *spread* y sobre la probabilidad de que un país enfrente una crisis. Por su parte, el análisis del costo se basa en una estimación del costo directo esperado de mantener reservas para Chile, y en una comparación internacional del mismo. Los resultados más importantes de este análisis son los siguientes:

En primer lugar, las conclusiones que se pueden extraer de la comparación de las reservas de Chile con la de otras economías similares depende del criterio que se utilice para tal comparación. Si las reservas se miden con respecto al tamaño de la economía (PIB), se observa que las reservas internacionales de Chile son cercanas al doble de las reservas de los demás países incluidos en la muestra. Algo similar sucede si se miden como fracción de los pasivos internos (M2). Sin embargo, cuando se consideran las reservas como fracción de la deuda de corto plazo a plazo residual, la posición de Chile es igual al promedio de los países considerados.

En segundo lugar, la evidencia empírica señala que mayores reservas, medidas con relación a distintas variables de escala, reducen la incidencia de crisis internacionales. No obstante, el efecto de un cambio marginal en la posición de liquidez de un país sobre la probabilidad de crisis depende del nivel de riesgo inicial. Así, si el riesgo de un país es bajo, entonces cambios de la razón entre reservas y alguna variable

[*] *Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Chile.*
[**] *Universidad de California, Los Angeles.*
[***] *Fondo Monetario Internacional.*
[****] *Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Chile.*

de escala relevante tienen un efecto muy pequeño sobre la probabilidad de una crisis. Esto se corrobora al analizar el efecto de la liquidez de un país sobre su *spread* soberano. Si bien este efecto es estadísticamente significativo, su incidencia en términos de puntos base (pb) de *spread* es pequeña. En el caso puntual de Chile, una disminución del volumen de reservas de US$1,000 —manteniendo todo lo demás constante— podría aumentar la probabilidad de una crisis financiera entre 4 y 100 pb. Es decir, esta probabilidad pasaría de alrededor de 6% a 7% en el peor de los escenarios. Algo similar ocurre con el efecto de las reservas sobre el *spread* soberano, donde, *ceteris paribus*, una caída de US$1,000 en las reservas aumentaría dicho *spread* entre 0.4 y 1.5 pb. La razón de tan bajos efectos de cambios marginales en las reservas es la favorable posición inicial de Chile.

Finalmente, pese a que Chile mantiene un stock de reservas grande en relación con su PIB, en el último tiempo el costo de mantener estas reservas ha sido menor que el costo promedio de otros países emergentes. En efecto, si el costo de las reservas se mide por el *spread* soberano, entonces, en el caso de Chile, este alcanza a aproximadamente 0.4% del PIB hacia finales del año 2002. Esto se compara con una mediana de 0.7% del PIB para un conjunto de economías emergentes de similares características a la chilena para el período 1999–2001.[1]

El trabajo se organiza de la siguiente manera. La siguiente sección discute in extenso algunos aspectos conceptuales de los motivos para mantener reservas en el caso particular de economías cuyo tipo de cambio es flexible. En la tercera sección se estima el costo de mantener reservas para Chile y se compara este costo con el de otros países de similares características. En la cuarta sección, se comparan las reservas de Chile con las de un conjunto de países, utilizando algunos indicadores para medir cuán adecuadas son de acuerdo con diversos motivos y mediante estimaciones de panel con efectos fijos. En la quinta sección se resumen los resultados de un conjunto de trabajos empíricos sobre la relación entre reservas y crisis, y se evalúa cuantitativamente esta relación en el caso chileno. En la sexta sección se presentan nuevas estimaciones sobre el efecto de las reservas en los *spreads* soberanos y se analizan las implicancias de cambios marginales en las mismas sobre estos.

II. Aspectos conceptuales

En principio, las economías demandan reservas para dar viabilidad a un régimen cambiario donde el tipo de cambio es controlado por la autoridad. Sin embargo, desde un punto de vista teórico, existen motivos por los cuales un país con tipo de cambio flexible —como el caso actual de Chile— demanda reservas. A continuación se revisan estos motivos y se discuten diferentes modelos y criterios para determinar el nivel adecuado de las reservas de un país.[2]

1. Motivos para Mantener Reservas bajo Tipo de Cambio Flexible

Bajo regímenes de tipo de cambio flexible, existen al menos dos razones que hacen que una economía demande reservas. Por una parte, estas permiten reducir la probabilidad de *shocks* internacionales de liquidez y, a la vez, enfrentar de mejor manera los problemas asociados a este tipo de *shocks* en caso de que ocurran. Por otra, las reservas son necesarias en caso de que la autoridad monetaria decida intervenir en el mercado cambiario —en condiciones normales de acceso al financiamiento externo— manteniendo al mismo tiempo una política monetaria autónoma.

Reservas y shocks *internacionales de liquidez*

A medida que los países se han ido integrando con los mercados internacionales de capitales, ha aumentado también su exposición a reversiones en los flujos financieros causadas por *shocks* de liquidez sobre la cuenta de capital. Las crisis de los años noventa así lo demuestran (ver por ejemplo, Bussière y Mulder, 1999; Berg, Borestein, Milesi-Ferreti y Pattillo, 1999; Fisher, 2000 y Feldstein, 1999).

Un país sufre un *shock* de liquidez cuando no es capaz de conseguir —a un precio razonable— el financiamiento de corto plazo que necesita, ya sea para pagar sus obligaciones o para continuar con el

[1] *Si consideramos el nivel de reservas y el* spread *de Chile hacia fines del año 2003, el costo de las reservas caería a aproximadamente 0.2% del PIB.*

[2] *Para una discusión más general respecto de los motivos para mantener reservas no solo en el caso de economías con tipo de cambio flexible, ver Wijnholds y Kapteyn (2001).*

normal funcionamiento de sus negocios. En otras palabras, si el país fuese capaz de conseguir financiamiento de corto plazo, entonces sería también capaz de cumplir con el resto de sus compromisos. El problema es que, dependiendo de la vulnerabilidad de los balances de las empresas, del gobierno o del sistema financiero, episodios puntuales de iliquidez pueden dar paso a situaciones graves de insolvencia y en última instancia desencadenar una crisis.

A pesar de que los *shocks* de liquidez han estado principalmente asociados con ataques especulativos contra la moneda, estos también se pueden desencadenar en regímenes con tipo de cambio flexible. En efecto, un *shock* de liquidez se puede desencadenar por pánico financiero, como consecuencia de contagio financiero internacional, o por sobrerreacción de los inversionistas extranjeros a algún desequilibrio transitorio en las variables fundamentales de la economía (Roubini, 2002; Fisher, 2000).

Desde un punto de vista teórico, un *shock* de liquidez se puede entender como un problema de coordinación de expectativas entre los agentes (modelos de crisis de tercera generación). Por ejemplo, si un grupo importante de inversionistas extranjeros piensa de pronto que su deuda no será servida porque no existe la liquidez necesaria en el país, esto podría inducirlos a salir abruptamente del país. Esto, a su vez, podría desencadenar una liquidación prematura de activos y provocar una crisis que terminara validando las expectativas iniciales de estos inversionistas (Goldfajn y Valdés, 1997; Chang y Velasco, 1999). Una situación similar se puede generar si los inversionistas extranjeros temen una depreciación repentina de la moneda, que impida a los deudores locales servir su deuda en moneda extranjera. En tal caso también se podría generar una salida masiva de capitales externos que fuerce la depreciación de la moneda y que valide las expectativas iniciales de los inversionistas extranjeros (Jeanne y Wyplosz, 2001). En situaciones como estas, las reservas juegan un rol importante como mecanismo que coordina las expectativas de los agentes privados. En efecto, si el volumen de reservas es el adecuado, no existirán dudas con respecto a la capacidad de pago del país o una posible depreciación significativa de la moneda y, por tanto, no ocurrirá una reversión abrupta de los flujos financieros externos.[3]

Dado el papel que juegan las expectativas de los agentes privados en la generación de este tipo de *shock*, es muy difícil establecer un monto óptimo de reservas para cubrirse por el motivo de liquidez. Sin embargo, es posible señalar algunos elementos que deben tenerse en cuenta al momento de evaluar el nivel adecuado de las reservas de un país.

Tal como se mencionó arriba, los *shocks* de liquidez pueden ser desencadenados por un ataque especulativo contra la moneda. Dado que en regímenes de tipo de cambio flexible es menos probable que esto suceda, se puede inferir que el nivel de reservas requerido bajo este esquema cambiario debe ser menor que el que requeriría una economía con tipo de cambio fijo.[4] Por otra parte, los modelos teóricos que han racionalizado los *shocks* de liquidez muestran que para que se dé una situación de este tipo debe haber algún problema subyacente que haga racional una salida abrupta de los inversionistas externos. Este problema puede ser un descalce de plazos entre activos y pasivos (Goldfajn y Valdés, 1997**;** Chang y Velasco, 1999) o de monedas (Jeanne y Wyplosz, 2001). En este contexto, se puede argumentar que, bajo un régimen de tipo de cambio flexible, los agentes privados internalizan de mejor manera el riesgo cambiario y, por tanto, hacen una mejor cobertura de sus pasivos en moneda extranjera (Burnside, Eichenbaum y Rebelo, 1999). Así, también se reduce la probabilidad de que se produzcan *shocks* de liquidez. En términos más generales, si un país tiene buenas normas de calce entonces su necesidad de reservas será menor.[5]

Es importante considerar también la forma concreta en que la liquidez se pone a disposición del sector privado al momento de enfrentar un *shock*. Por ejemplo, si se inyectan reservas directamente al

[3] *En teoría, para que las reservas eviten este tipo de* shocks*, el monto de las mismas debe ser tal que, dependiendo de cómo se utilicen, salir del país no sea (ex post) una acción óptima por parte de los inversionistas externos.*

[4] *En rigor, ataques especulativos no se pueden dar en regímenes de tipo de cambio flexible. En la práctica, sin embargo, aun con este tipo de régimen cambiario, los bancos centrales intervienen ocasionalmente en el mercado de divisas, generando condiciones para que se pueda especular contra la moneda.*

[5] *Si existen buenas normas de calce y se produce un* shock *de liquidez, es posible argumentar que los efectos de segunda vuelta serán menores, y por lo tanto habrá menos posibilidades de que este* shock *dé paso a un problema de solvencia que valide las expectativas negativas de los agentes.*

mercado con el objeto de evitar una depreciación desmedida de la moneda, pero los agentes no creen que esta medida logre evitar la depreciación, entonces se puede producir una fuga masiva de capitales que termine por agotar las reservas sin lograr frenar el aumento del tipo de cambio. Para que una intervención de este tipo sea creíble y logre su objetivo, se requeriría un volumen de reservas que permitiera cubrir una fracción importante de los pasivos líquidos en moneda nacional susceptibles de ser canjeados por divisas (por ejemplo una fracción importante del M2). Alternativamente, si las reservas se ocupan para asegurar el cumplimiento de las obligaciones de corto plazo del país (por ejemplo, líneas de crédito focalizadas a las instituciones que son víctimas de una corrida) entonces el volumen de reservas necesario para evitar una liquidación prematura de activos debe ser proporcional al monto de la deuda de corto plazo (Jeanne y Wyplosz, 2001). En el límite, el monto a cubrir podría alcanzar la totalidad de esta deuda, de forma de eliminar completamente una posible corrida contra el país.[6] Esa es la visión que está tras las recientes propuestas del FMI respecto de cuál sería una medida de reservas adecuadas tal como las que se discuten más abajo. Otro elemento a tener en cuenta es el grado de compromiso del banco central y el gobierno con la deuda externa del sector privado. Al respecto, existen dos visiones contrapuestas. Por un lado, se señala que los déficit y la deuda que son el resultado de decisiones del sector privado, no son de la incumbencia del gobierno. Por lo tanto, este no debería tomar ningún tipo de precaución para cubrir el riesgo en que incurre el sector privado. En términos de la política de reservas, esto implica que el banco central o el gobierno deberían considerar solamente el riesgo de sus propias inversiones.[7]

La visión opuesta, y quizás la más generalizada, es que el gobierno (banco central) acumula reservas para proveer un seguro a la sociedad como un todo. Este enfoque se justifica por diversos argumentos. El primero es que existen externalidades: el endeudamiento externo de grandes entidades puede afectar el premio por riesgo país al cual se financian todos los agentes nacionales. A su vez, el endeudamiento del sector bancario puede suponer un riesgo sistémico que ponga en jaque el normal funcionamiento de los pagos. Lo más probable, sin embargo, es que el riesgo sistémico generado por la exposición de las instituciones financieras sea mucho más importante que las externalidades que pueda generar la exposición de las empresas. Un segundo argumento señala que el gobierno puede distorsionar las decisiones de los agentes privados a través de sus políticas. Por lo tanto, el "segundo mejor" implica proveer de un seguro al sector privado. Por último, las decisiones financieras del sector privado pueden afectar el balance del sector público. Así, por ejemplo, si ciertas compañías que tributan localmente se ven en problemas, entonces puede estar en riesgo una fuente de financiamiento del sector público. Aquí nuevamente se podría justificar una operación de rescate por parte del banco central ante un *shock* particular, siempre y cuando no haya problemas de solvencia de por medio.

Finalmente, a la hora de establecer un monto óptimo se debe considerar el hecho de que muchas veces los países cuentan con sustitutos a las reservas para enfrentar problemas de liquidez internacional. Por ejemplo, existen fuentes de financiamiento alternativas para cubrir desequilibrios en los pagos externos, tales como las líneas de crédito contingente (CCL) que ofrece el Fondo Monetario Internacional desde 1999.[8]

Reservas internacionales e intervención en el mercado cambiario

Aun bajo un régimen de tipo de cambio flexible —y en circunstancias particulares— un banco central puede desear intervenir ocasionalmente en el mercado cambiario. A diferencia de las intervenciones que pueda efectuar la autoridad para defender la moneda ante *shocks* de liquidez, esta clase de intervenciones se efectúa en condiciones normales

[6] En caso de que el retiro de fondos sea secuencial (es decir, que dependa del "orden de llegada") y las reservas no cubran la totalidad de la deuda, entonces un acreedor puede tener incentivos para correr antes de que lo haga el resto. En equilibrio, todos lo acreedores se pueden comportar de la misma manera, dando paso a una corrida generalizada.

[7] Según este enfoque, cualquier desajuste en los pagos externos que surja por decisiones del sector privado provocará un movimiento en el tipo de cambio que va a permitir el ajuste del mercado.

[8] Para una discusión de los pro y los contra de las CCL, ver Jadresic y Lehman (2003).

de acceso a los mercados de financiamiento y tiene por objeto limitar lo que puede ser considerado como volatilidad excesiva del tipo de cambio. Además, estas intervenciones buscan afectar el valor del tipo de cambio sin alterar la política monetaria.

Una forma de realizar estas intervenciones consiste en inyectar divisas al mercado y, al mismo tiempo, retirar el exceso de liquidez en moneda nacional a través de la colocación de bonos (intervención esterilizada). La cantidad de reservas que la autoridad comprometa en una intervención de este tipo dependerá de los objetivos del banco central respecto del valor del tipo de cambio o de su volatilidad, y del canal mediante el cual se transmita la intervención.

La literatura ha identificado dos mecanismos principales de transmisión de las intervenciones esterilizadas: el canal de portafolio y el canal de señales. En el primer caso, la magnitud del efecto de la intervención sobre el tipo de cambio depende crucialmente del tamaño de la intervención. Mediante este canal, una intervención con reservas modifica la oferta relativa de activos en moneda nacional y en moneda extranjera, y provoca un ajuste en el portafolio de los inversionistas. Esto altera el premio relativo exigido a cada tipo de activo, lo cual provoca una variación del tipo de cambio.[9] En el canal de señales, el efecto sobre el tipo de cambio depende de si el sector privado interpreta la intervención como un anuncio respecto de la evolución futura de la política monetaria o de futuras intervenciones. En este caso, el tamaño de la intervención no necesariamente resulta relevante.

Es importante considerar que tanto la evidencia internacional como la evidencia para Chile indican que la efectividad de las intervenciones esterilizadas es más bien limitada.[10] En particular, la relevancia del canal de portafolio en un contexto de mercados financieros integrados es cuestionable, dada la movilidad de los capitales y la alta sustituibilidad entre activos internos y extranjeros. Por otra parte, las intervenciones esterilizadas no requieren necesariamente la utilización de reservas. En efecto, este tipo de intervenciones se puede realizar en los mercados de *swaps* de monedas, emitiendo instrumentos indizados al dólar, utilizando líneas de crédito en dólares para girar recursos y recomprar pasivos en moneda nacional, o mediante instrumentos financieros derivados.[11] La utilización de alguno de estos sustitutos tiene la ventaja de que permite intervenir sin afectar la posición de liquidez internacional bruta del banco central, aunque se pierde parte de la mayor transparencia y rapidez de implementación que brinda el uso directo de reservas.

2. Modelos de Demanda por Reservas e Indicadores del Nivel Adecuado de las Reservas

Los modelos tradicionales de demanda por reservas suponen que los países mantienen reservas para suavizar el consumo ante *shocks* inesperados y transitorios sobre sus pagos externos. En estos modelos, el nivel óptimo de reservas de un país es aquel que iguala el costo de un ajuste macroeconómico (reducción del consumo) en caso de que las reservas se agoten o lleguen a un nivel mínimo, al costo de oportunidad de las mismas (Heller, 1966; Frenkel y Jovanovic, 1981; y Flood y Marion, 2002 y 2004). En este esquema, las reservas constituyen un amortiguador contra los *shocks* externos, similar al ahorro por motivo precautorio en los modelos de consumo.

El principal problema de estos modelos tradicionales de demanda por reservas es que presumen que los *shocks* externos a los cuales se enfrenta una economía son principalmente *shocks* exógenos sobre la cuenta corriente. Sin embargo, tal como se mencionó arriba, las recientes experiencias de crisis financieras durante los noventa demuestran que los *shocks* más importantes son aquellos que afectan la cuenta de capital (flujos financieros). Como hemos visto, estos *shocks* pueden estar determinados de manera importante por las expectativas de los agentes y por el nivel de reservas que posea la economía. Un país con un mayor volumen de reservas podría no solo suavizar

[9] *Para que este mecanismo opere, es necesario que los distintos tipos de activos sean sustitutos imperfectos y que el premio relativo dependa, entre otras cosas, de la composición del portafolio.*

[10] *Para el caso chileno, ver Tapia y Tokman (2003).*

[11] *Por ejemplo, el Banco de Tailandia utilizó compras* forward *para sostener el baht en septiembre de 1997. El Banco de la Reserva de Australia ha intervenido esterilizadamente utilizando* currency swaps. *El Banco de España vendió opciones de venta sobre la peseta en 1993 con el fin de evitar una devaluación de su moneda. También el Banco de México ha vendido opciones de venta sobre el dólar para influir sobre el valor de la divisa. La propia experiencia del Banco Central de Chile durante el año 2001 —con la colocación de BCD— ilustra el uso de instrumentos sustitutos en las intervenciones cambiarias.*

su consumo en caso de *shocks* a la cuenta corriente, sino que además podría evitar los *shocks* de liquidez.

Debido a las dificultades analíticas para establecer los niveles óptimos de reservas para un país, la mayor parte de los trabajos sobre determinación de reservas se ha concentrado en construir indicadores sencillos que tienen por objeto determinar niveles mínimos o adecuados de reservas. Para establecer tales indicadores, se requieren dos cosas: (a) definir cuál es el indicador más apropiado, y (b) fijar un valor de referencia o *benchmark*. Determinar cuál es el indicador más adecuado depende del motivo último para mantener reservas.

Los primeros trabajos sobre este tema estipulaban como criterio que un nivel adecuado para las reservas era aquel que permitía cubrir un cierto porcentaje de las importaciones anuales del país (FMI 1958, Triffin, 1947). La idea implícita era que la principal fuente de variabilidad externa eran los movimientos de la balanza comercial. Por lo tanto, para suavizar el consumo en caso de una caída abrupta de las exportaciones, las reservas debían ser capaces de cubrir un cierto monto de importaciones. Se estableció como regla práctica un nivel de reservas equivalente a 30% de las importaciones anuales (tres a cuatro meses de importaciones).

Posteriormente, junto con la aparición de grandes flujos de capital a economías emergentes y tras sucesivas crisis de balanza de pagos, se ha puesto énfasis en la vulnerabilidad de la cuenta de capital para definir criterios de adecuación de reservas.[12] Un indicador que resulta significativo como predictor de crisis es la razón de reservas a M2 (Calvo, 1996). La razón reservas a M2 captura el impacto potencial de una pérdida de confianza en la moneda local y el riesgo de fuga de capitales por parte de agentes internos (o titulares de pasivos nacionales). Por tal motivo, este indicador es pertinente para medir si el nivel de reservas es el adecuado principalmente en países con un tipo de cambio controlado.

Otro indicador significativo para predecir crisis es la razón entre reservas y deuda de corto plazo a plazo residual. Según algunos estudios del FMI, este sería el indicador más apropiado para países emergentes con acceso incierto a los mercados de capitales (FMI, 2000b; FMI, 2001; Detragiache y Spilimbergo, 2001). Se ha propuesto, como valor de referencia o *benchmark*, que las reservas cubran el 100% de la deuda de corto plazo. Esto es lo que se conoce como la "regla de Guidotti". En otras palabras, las reservas deberían corresponder a las necesidades de financiamiento de corto plazo, bajo los supuestos de que la cuenta corriente está balanceada y no existe acceso al mercado de capitales por un año. La racionalidad para este indicador descansa en los modelos de crisis de tercera generación antes mencionados, donde un problema de expectativas puede precipitar una salida masiva de inversionistas extranjeros.[13]

Si bien este indicador de reservas como proporción de la deuda de corto plazo resulta importante a la luz de las recientes crisis financieras internacionales, vale la pena discutir si la regla propuesta por Guidotti —y enfatizada por el FMI— es o no razonable.

Por una parte, este indicador supone que, frente a problemas de liquidez, el banco central usará sus reservas para financiar toda la deuda externa, sea privada o pública. Esto plantea dos problemas. El primero es que se necesita definir qué agentes deben ser cubiertos con las reservas. Tal como se mencionó más arriba, existen argumentos para señalar que el banco central debería cubrir al menos parte de la deuda del sector privado. Sin embargo, salvar el total de la deuda de corto plazo del país puede ser excesivo. En particular, es necesario diferenciar las instituciones solventes de las que efectivamente atraviesan por un problema de liquidez. Por lo demás, en la medida en que no existan claras externalidades o efectos sistémicos, no existen buenas razones para que el banco central apoye a todas las instituciones que son víctimas de un *shock* de liquidez.[14] La situación de liquidez del gobierno es crucial para la estabilidad del sistema financiero y los pagos externos. La situación de las empresas puede ser bastante menos relevante desde el punto de vista sistémico. Por lo

[12] *Feldstein (1999) describe una serie de tipos de crisis, y señala cómo la liquidez internacional de un país puede ayudar a prevenirlas o resolverlas.*

[13] *Wijnholds y Kapteyn (2001) proponen una medida de adecuación de reservas que combina los posibles "drenajes externos" con "drenajes internos". Los autores señalan que las reservas deberían cubrir la totalidad de la deuda de corto plazo (en la línea de la propuesta de Guidotti) más un porcentaje del M2, como prevención de una posible fuga de capitales del país. El porcentaje del M2 a cubrir estaría determinado por el régimen cambiario del país y por la probabilidad de crisis.*

CUADRO 1

Comparación Internacional del Costo de las Reservas

	Todos	Régimen Cambiario Fijo	Intermedio	Flotante
Como proporción del PIB				
Chile				
2002	0.41%	-	-	0.41%
Promedio (1999–2001)	0.38%	-	0.35%	0.40%
Mediana	0.39%	-	-	-
Desviación Estándar	0.03%	-	-	0.01%
N° Observaciones	3	-	1	2
N° Países	1	-	1	1
Todos los países (1999–2001)				
Promedio	0.87%	0.99%	0.75%	0.74%
Mediana	0.67%	0.84%	0.64%	0.44%
Desviación Estándar	0.72%	0.61%	0.46%	0.84%
N° Observaciones	72	25	18	26
N° Países	27	10	10	9
Como proporción de la recaudación				
Chile				
2002	1.88%	-	-	1.88%
Promedio (1999–2001)	1.76%	-	1.69%	1.80%
Mediana	1.77%	-	-	-
Desviación Estándar	0.06%	-	-	0.04%
N° Observaciones	3	-	1	2
N° Países	1	-	1	1
Todos los países (1999–2001)				
Promedio	4.05%	5.27%	2.43%	3.44%
Mediana	3.62%	5.37%	2.25%	2.92%
Desviación Estándar	2.69%	1.59%	1.61%	1.82%
N° Observaciones	46	16	14	14
N° Países	18	7	8	6

tanto, la composición de la deuda externa de un país es relevante para calificar este indicador.

El segundo problema es que, al considerar solo la deuda externa —y no los activos externos líquidos— se está suponiendo que el sector privado no movilizará recursos para evitar caer en una cesación de pagos. Esto parece a todas luces una exageración, del momento en que una crisis de liquidez no implica la pérdida de valor de todos los activos de la economía. En el sistema bancario, por ejemplo, las normas de calce aseguran que gran parte de la deuda externa de corto plazo esté cubierta.[15] Por otra parte, este indicador no considera otros factores específicos que pueden afectar la probabilidad de un *shock* de liquidez. Tal como se mencionó arriba, es posible argumentar que países con un régimen de tipo de cambio flexible están menos expuestos a enfrentar un *shock* de este tipo. Del mismo modo, economías con mejores normas de regulación bancaria y del sistema financiero en general que minimicen los descalces en las hojas de balance de estas instituciones pueden ser menos vulnerables a estos *shocks*. Por último, este indicador, al igual que los otros indicadores respecto del nivel adecuado de reservas, no considera el costo de las mismas y por ende no sirve como criterio respecto del nivel óptimo de las reservas.

III. Costo de Mantener Reservas Internacionales

El costo directo de mantener reservas internacionales viene dado por la diferencia entre el rendimiento de las mismas y el costo de los pasivos que las financian. Este diferencial entre el rendimiento de las reservas y el costo de los pasivos se explica tanto por las diferencias en el riesgo de los instrumentos en uno u otro caso, como por las diferencias de plazos y de liquidez de los mismos.

Una medida gruesa del diferencial de retorno esperado entre las reservas y los pasivos que las financian es el *spread* soberano de cada país.[16] Implícitamente, esto supone que las reservas se invierten única y exclusivamente en bonos del Tesoro de EE.UU. con una duración similar a la de la deuda externa que mantiene el gobierno de cada país, y que el costo de financiamiento viene dado por el costo de esta deuda.[17]

[14] Una dificultad adicional es que si el banco central es explícito en asegurar la deuda privada, puede inducir problemas de riesgo moral.

[15] Un reciente artículo de Bussière y Mulder (2001) señala que los coeficientes de la deuda externa de corto plazo residual pública y de bancos son cerca del doble del de la deuda del sector corporativo en una estimación de los determinantes de la profundidad de las crisis. Sin embargo, no parece haber evidencia clara de que activos diferentes de las reservas internacionales disminuyan la probabilidad de crisis (aunque potencialmente los activos relacionados con los depósitos en moneda extranjera en el sistema financiero local pueden ser relevantes).

[16] Ex post, las reservas pueden dar origen a pérdidas o ganancias de capital como consecuencia de cambios en las paridades de monedas. El costo esperado (ex ante) de las reservas no considera tales pérdidas o ganancias de capital.

[17] En el caso de Chile, existe una gestión activa de las reservas que busca maximizar el retorno esperado de las mismas para niveles de riesgo preestablecidos por el Consejo del Banco Central. Esto significa que el rendimiento de las reservas supera el retorno de los bonos del Tesoro de EE.UU. sobre el cual se calcula el spread.

En el cuadro 1 se compara el costo de las reservas de Chile con el costo respectivo para un conjunto de economías emergentes durante el período 1999–2001. El costo de las reservas se mide alternativamente, ya sea como fracción del PIB o como proporción de la recaudación tributaria de cada país.

Se puede apreciar que, durante el período considerado, el costo de las reservas para Chile fue menor que el costo para el resto de los países en la muestra. En efecto, mientras el costo promedio de las reservas en Chile durante el período 1999–2001 alcanzó a 0.4% del PIB y a 1.9% de la recaudación tributaria, los respectivos valores para las medianas del conjunto de países considerados alcanzó en ese mismo período a 0.7% del PIB y a 3.6% de la recaudación. La razón de este menor costo de las reservas en el caso de Chile es el bajo *spread* soberano que ha tenido nuestro país en los últimos años. Por lo mismo, la importante disminución del *spread* que enfrenta nuestra economía durante los años 2003 y 2004 ha significado ubicar el costo de las reservas hacia mediados del año 2004 levemente por sobre 0.2% del PIB.

IV. Las Reservas Internacionales de Chile en Perspectiva

En esta sección se presenta una primera evaluación de las reservas internacionales de Chile a partir de una comparación con distintos grupos de países. En caso de que Chile mantenga reservas claramente superiores o inferiores a las que mantienen otras economías similares, esto sería una indicación de que las reservas no son las adecuadas o las óptimas. Para efectuar las comparaciones se utilizan dos enfoques metodológicos alternativos. En primer término se comparan las reservas de Chile, medidas como fracción de la deuda externa de corto plazo residual (DECPR), del M2 y del PIB con las reservas mantenidas por distintos grupos de países.[18] En segundo término se comparan las reservas de Chile a partir de los efectos fijos que se obtienen de una estimación por datos de panel que controla

[18] *Los datos de DECPR incluyen la deuda contratada a menos de un año y las amortizaciones de capital esperadas para el año. La única fuente de datos de DECPR que contiene un número significativo de países es la base del BIS/IMF/OECD/WB. Utilizar la deuda de corto plazo a plazo original altera significativamente los resultados. En el caso de Chile, la DECPR es cerca del doble de la deuda de corto plazo original.*

GRÁFICO 1

Reservas Reales
(millones de US$ de 2002)

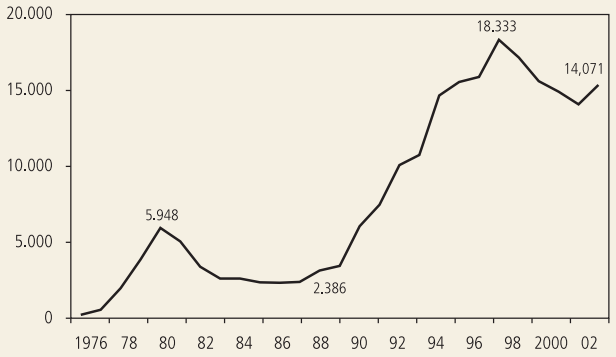


GRÁFICO 2

Reservas a Producto
(% PIB)

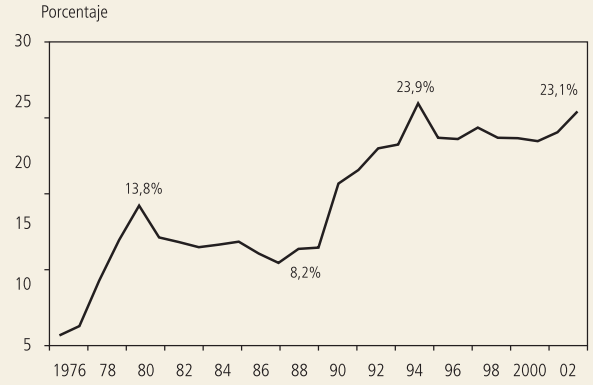


GRÁFICO 3

Reservas a Importaciones
(% importaciones anuales)

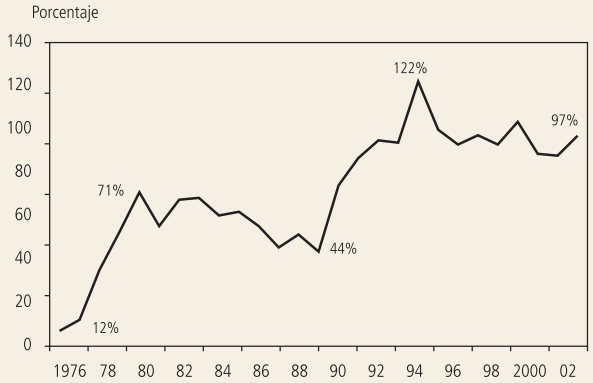


GRÁFICO 4

Reservas a M2
(% del M2)

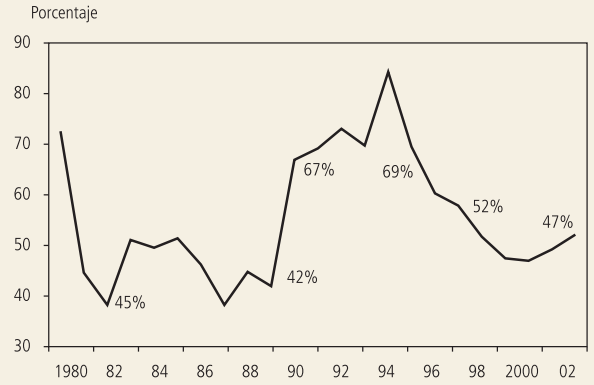
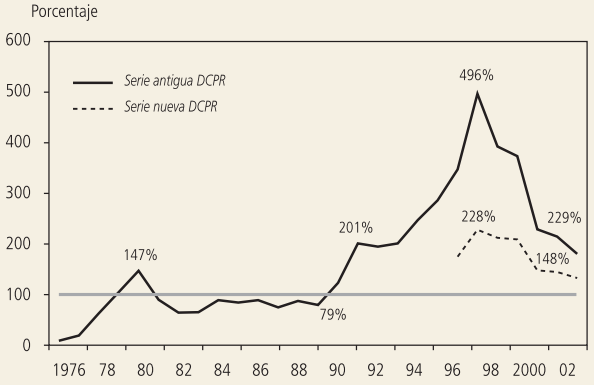


GRÁFICO 5

Reservas a Deuda de Corto Plazo
(%DCPR)



simultáneamente por varios determinantes del nivel de reservas de cada país. Al comparar el efecto fijo de Chile con los efectos fijos de los demás países, se obtiene una medida de la diferencia en el nivel de reservas habiendo controlado por las variables que teóricamente afectan la demanda por reservas. Las estimaciones se realizan tanto para las razones de reservas a DECPR, M2, PIB, importaciones, y la deuda externa total , como para el nivel de las reservas reales.

Antes de proceder con la comparación internacional, es interesante ilustrar la evolución reciente que han mostrado las reservas en Chile. Si se consideran las reservas reales y las reservas como fracción del PIB, se aprecia un aumento fuerte y sistemático a comienzos de los años noventa (gráficos 1 y 2). En efecto, entre 1989 y 1995 las reservas reales aumentaron más de 500%, mientras las reservas como fracción del PIB pasaron de 8 a 24%. Este significativo aumento se explica fundamentalmente por las intervenciones que realizó el Banco Central con el objeto de esterilizar las cuantiosas entradas de capital que ocurrieron en ese período. Desde fines de la década pasada, sin embargo, las reservas reales han tendido a disminuir levemente, mientras que las reservas como fracción del PIB se han mantenido estables entre 20% y 23% del producto.

Cuando las reservas se miden como fracción de las importaciones, también se observa un fuerte aumento a partir de los años noventa, pero en este caso la magnitud del cambio es menor (gráfico 3). Si se considera el promedio de la razón reservas a importaciones durante la década, esta casi duplica su valor promedio de los ochenta. En cualquier caso, la razón reservas a importaciones ha estado por sobre los criterios que el FMI propuso como reservas adecuadas en los años sesenta (30% de las importaciones anuales).

Al medir las reservas como fracción del M2 o de la deuda de corto plazo residual, se aprecia que estas se incrementaron de manera importante hasta mediados de los años noventa (gráficos 4 y 5). Sin embargo, a partir de ese momento ambas razones muestran caídas significativas. De hecho, hacia fines del año 2002 las reservas internacionales cubrían cerca de la mitad de los pasivos líquidos internos del país, cifra algo superior al promedio de reservas como proporción del M2 mantenido durante los años ochenta. Llama la atención la drástica caída que experimentó la razón reservas a deuda de corto plazo residual después del importante aumento registrado entre 1990 y 1997, en particular si esta razón se mide utilizando como denominador la serie de deuda externa antigua elaborada por el Banco Central. Cuando se utiliza esta serie, la razón reservas a deuda de corto plazo pasa de un valor cercano a 500% en 1997 a aproximadamente 230% a fines del 2002. Si se utiliza la serie de deuda externa nueva como denominador, esta razón pasa de 228% en 1997 a 148% a fines del 2002. Esta importante caída del indicador se debe al notorio aumento de la deuda externa de corto plazo ocurrido a partir de 1997. Con todo, esta razón aún se encuentra por sobre el valor estipulado por la regla de Guidotti.

1. Comparación de Indicadores por Grupos de Países

Las comparaciones que aparecen en esta subsección se basan en observaciones anuales para el período 1990–2002. Los países se agrupan según su nivel de desarrollo (desarrollados y no desarrollados) y su régimen cambiario.[19]

Entre 1990 y 2002, las reservas de Chile fueron en promedio 1.69 veces la DECPR (cuadro 2). Esta razón cae a 1.5 cuando se considera solo el período de flotación cambiaria (1999–2002). Este descenso se debe principalmente a un importante aumento de la DECPR que, según los datos de BIS/IMF/OECD/WB, pasó de poco más de 7,000 millones de dólares en 1999 a más de 11,000 millones en 2002.

Al considerar el total de países incluidos en la muestra, se observa que el promedio de la razón reservas a DECPR de Chile estuvo por debajo tanto de la media como de la mediana[20] de estos países, la que llegó a 1.87. Cuando se consideran solo países con tipo de cambio flotante, la mediana de esta razón (1.51) es muy similar al promedio de Chile durante el período de flotación.

Por otro lado, la mediana de la razón reservas a DECPR de los países emergentes en general fue menor que la de Chile, 1.3. Sin embargo, si se consideran solo los países emergentes con flotación cambiaria, el valor de esta razón es nuevamente muy similar al valor para Chile en el período 1999–2002. [21]

Al utilizar las razones reservas a PIB y reservas a M2, se puede ampliar el grupo de comparación e incluir en la muestra países desarrollados.[22] En general, se observa que Chile mantuvo en

[19] *Se utiliza la clasificación de Reinhart y Rogoff (2002).*

[20] *Como existe una cantidad importante de observaciones extremas (probablemente por mala calidad de los datos) el indicador pertinente para la comparación es la mediana y no el promedio.*[21]
El valor de la mediana de los países emergentes con flotación es levemente menor (1.46) si se excluye a Corea, país que, probablemente por razones geopolíticas, mantiene un alto nivel de reservas.

[22] *Los países de la zona euro se incluyen en la muestra solo hasta su incorporación a esta.*

CUADRO 2

Razón RI/DECPR

	Régimen Cambiario				
	Todos	Fijo	Intermedio	Flotante	N.C.*
Chile					
2002	1.38	-	-	1.38	-
Promedio	1.69	-	1.75	1.50	-
Mediana	1.68	-	1.72	1.46	-
Des. Estándar	0.19	-	0.17	0.14	-
N° Obs.	13	-	10	3	-
Panel 1: Todos los países					
Promedio	11.17	7.87	10.11	2.63	16.12
Mediana	1.87	2.40	1.89	1.51	1.68
Des. Estándar	94.80	24.46	43.15	3.75	148.81
N° Obs.	1746	434	511	148	653
N° Países	148	48	61	28	80
Panel 2: Economías Emergentes					
Promedio	1.65	2.08	1.85	1.61	0.84
Mediana	1.30	1.14	1.63	1.57	0.70
Des. Estándar	1.41	2.30	1.31	0.86	0.58
N° Obs.	254	44	105	58	47
N° Países	20	9	17	14	12

** No clasificados.*

CUADRO 3

Razón RI/PIB

	Régimen Cambiario				
	Todos	Fijo	Intermedio	Flotante	N.C.*
Chile					
2001	0.22	-	-	0.22	-
Promedio	0.22	-	0.22	0.22	-
Mediana	0.22	-	0.22	0.22	-
Des. Estándar	0.01	-	0.01	0.01	-
N° Obs.	12	-	10	2	-
Panel 1: Todos los Países					
Promedio	0.18	0.13	0.17	0.10	0.30
Mediana	0.10	0.11	0.11	0.06	0.08
Des. Estándar	1.47	0.11	0.21	0.12	2.80
N° Obs.	1571	445	499	200	427
N° Países	146	57	64	31	61
Panel 2: Economías Emergentes					
Promedio	0.13	0.13	0.14	0.15	0.09
Mediana	0.12	0.12	0.12	0.17	0.07
Des. Estándar	0.08	0.08	0.08	0.08	0.07
N° Obs.	226	40	99	48	39
N° Países	20	9	17	14	12
Panel 3: Países Desarrollados					
Promedio	0,07	0,07	0,08	0,05	-
Mediana	0,06	0,07	0,07	0,04	-
Des. Estándar	0,05	0,04	0,05	0,04	-
N° Obs.	245	78	79	88	-
N° Países	23	15	11	9	-

** No clasificados.*

CUADRO 4

Razón RI/M2

	Régimen Cambiario				
	Todos	Fijo	Intermedio	Flotante	N.C.*
Chile					
2002	0.55	-	-	0.55	-
Promedio	0.54	-	0.55	0.50	-
Mediana	0.55	-	0.56	0.48	-
Des. Estándar	0.06	-	0.06	0.05	-
N° Obs.	13	-	10	3	-
Panel 1: Todos los Países					
Promedio	0.39	0.41	0.46	0.24	0.37
Mediana	0.27	0.26	0.29	0.22	0.27
Des. Estándar	0.47	0.42	0.68	0.21	0.31
N° Obs.	1946	507	574	217	648
N° Países	169	60	70	35	79
Panel 2: Economías Emergentes					
Promedio	0.31	0.25	0.36	0.29	0.27
Mediana	0.28	0.25	0.33	0.29	0.23
Des. Estándar	0.19	0.12	0.22	0.15	0.19
N° Obs.	251	44	105	57	45
N° Países	20	9	17	14	12
Panel 3: Países Desarrollados					
Promedio	0.12	0.13	0.14	0.09	-
Mediana	0.10	0.11	0.12	0.07	-
Des. Estándar	0.08	0.09	0.07	0.08	-
N° Obs.	219	72	76	71	-
N° Países	23	15	11	9	-

** No clasificados.*

promedio bastantes más reservas que el conjunto de países analizados, medidas como porcentaje ya sea del PIB o del M2 (cuadros 3 y 4).

Entre 1990 y 2002, la razón reservas a PIB de Chile fue en promedio 0.22, mientras que para el resto de países la mediana de esta razón fue de solo 0.1. Algo similar ocurrió con la razón reservas a M2, cuyo valor promedio para Chile fue de 0.54, el que contrasta con una razón de 0.27 para la mediana del resto de países. Si comparamos a Chile solo con países desarrollados, se observan diferencias aun superiores. En efecto, la mediana de la razón reservas a PIB de este subgrupo de países fue de solo 0.06, mientras la mediana de la razón reservas a M2 llegó a 0.1.

Al considerar la evolución de las distintas razones en el tiempo se observa que las economías emergentes han tendido a aumentar la razón reservas a DECPR principalmente desde la crisis asiática. En 1990 la mediana de esta variable era 0.69, y en el 2002 llegó a 1.84. Además, las desviaciones estándar entre países son sustancialmente mayores que las intra país, indicando que confluyen importantes factores idiosincrásicos en la determinación del nivel de reservas. Algo similar sucede si en vez de la razón reservas a DECPR se considera la razón reservas a PIB. Por una parte, las economías emergentes han tendido a aumentar su nivel de reservas con relación al tamaño de su economía y, por otra, la volatilidad de esta razón entre países es alta pero disminuye al considerar la evolución en el tiempo de esta razón para cada país. Por último, es importante destacar que, independientemente del año que se elija, la razón reservas a PIB de Chile es mayor que la razón correspondiente para la mayoría de las economías emergentes, y sustancialmente mayor que la de los países desarrollados. Una descripción más detallada de la evolución temporal de las reservas en distintos países se puede encontrar en Soto et al. (2004).

2. Estimación por Datos de Panel

Como una manera de controlar simultáneamente por distintas variables que afectan el nivel de reservas de un país, se efectuó una serie de estimaciones por datos de panel. Las estimaciones se basan en una especificación general que se deriva de un modelo de inventario para las reservas y que ha sido empleada en la mayoría de los trabajos empíricos sobre demanda por reservas (ver apéndice 1). Entre las variables explicativas del nivel de reservas se consideran una variable de escala, una aproximación del costo de oportunidad de mantener reservas, una medida de la volatilidad de los *shocks* externos que afectan la economía y una *proxy* del grado de apertura de la economía (importaciones sobre PIB).

La variable de escala pertinente depende crucialmente del motivo por el cual se mantienen reservas. En la

literatura empírica se han propuesto las siguientes variables de escala: importaciones, M2, PIB, deuda total y deuda de corto plazo. En nuestras estimaciones utilizamos por separado cada una de estas variables. Como *proxy* de la volatilidad de los *shocks* externos se utiliza una medida de la volatilidad de los términos de intercambio, y el costo de oportunidad de las reservas se aproxima utilizando la tasa del Tesoro a diez años.[23] Adicionalmente, se incluye una variable *dummy* que toma el valor 1 cuando el régimen cambiario es flexible, y una variable que captura los flujos exógenos de capital.[24]

Las estimaciones se hicieron por MCG con efecto fijo. Este efecto fijo captura cualquier elemento idiosincrásico constante en el tiempo que afecte el nivel de reservas. Este puede corresponder al costo específico de ajuste de las reservas en cada caso, o bien a posibles desviaciones sistemáticas de las reservas de cada país con respecto a un nivel óptimo. La muestra comprende datos anuales para 31 países emergentes durante el período 1990–2001.[25]

La variable dependiente utilizada corresponde, alternativamente, al logaritmo de la razón entre las reservas y cada una de las variables de escala mencionadas. Al utilizar la razón entre las reservas y la variable de escala se evita la posible doble causalidad que puede existir entre ambas.[26] Los resultados se presentan en el cuadro 5.

Lo primero que destaca de los resultados es que la volatilidad de los términos de intercambio no es una variable significativa en ninguna de las especificaciones. Esto contradice tanto el modelo teórico en el que se basan las estimaciones —el cual predice un efecto positivo de esta variable sobre el nivel de reservas—, como también los resultados de Flood y Marion (2002), quienes señalan que la volatilidad de los pagos externos es una variable robusta para explicar el nivel de reservas.[27] A su vez, la medida de apertura es significativa en la mayor parte de las especificaciones y presenta el signo esperado.

Los flujos exógenos de capital, medidos aquí como la inversión extranjera directa (IED) (como fracción del PIB) rezagada un período, explican parte importante de la reservas. Sin embargo, si a esta variable se la hace interactuar con la variable *dummy* que captura el régimen flotante, se observa que los flujos de capital afectan las reservas solo bajo tipos de cambio rígidos. Asimismo, cuando se incluyen los flujos de capitales como variable explicativa, la *dummy* del régimen cambiario se hace significativa y toma el signo esperado (negativo). Es decir, el nivel de reservas de los países con tipo de cambio flexible es menor.

Algo similar sucede con el efecto de la tasa de interés externa. Cuando no se incluyen los flujos de capital, el signo de esta variable es negativo, lo cual resulta sorprendente por cuanto un aumento de la tasa de interés externa reduce el costo de oportunidad de las reservas. Sin embargo, cuando se incluyen los flujos de capital, el signo de esta variable se hace positivo, aunque no siempre significativo. Esto podría indicar que la tasa de interés externa captura de alguna manera parte del costo de oportunidad de las reservas, pero también constituye una *proxy* de los flujos de capital hacia las economías emergentes.[28]

Por último, es importante destacar que los efectos fijos tienen un poder explicativo bastante alto. En efecto, si se corren las regresiones sin efecto fijo, los R^2 disminuyen entre 0.4 y 0.7. Esto corrobora que las diferencias entre países se deben en parte importante a factores idiosincrásicos.

[23] *Dado lo limitado de las series de tasas de interés internas, la variable que mide el costo de oportunidad es la tasa de interés internacional. Es decir, esta variable captura un solo componente del costo de oportunidad de las reservas.*

[24] *Para solucionar posibles problemas de endogeneidad del sistema cambiario, se incluyó el valor rezagado de la variable* dummy.

[25] *Se hicieron estimaciones para un grupo más amplio de países (44) para el período 1980–2001. Sin embargo, como las condiciones financieras internacionales han cambiado sustancialmente desde fines de los años ochenta, se decidió reportar los resultados desde 1990 en adelante en el texto principal.*

[26] *Por ejemplo, si las reservas reducen el premio por riesgo soberano pueden afectar el nivel de deuda de los países. Del mismo modo, en la medida en que las reservas contribuyan a reducir el premio por riesgo de un país —y por esta vía haya un mayor financiamiento para proyectos de inversión— podrán afectar el nivel del producto. También el costo de oportunidad puede ser endógeno, pues depende del* spread *soberano y este puede ser función de las reservas.*

[27] *García (1999) muestra que al considerar únicamente países no miembros de la OECD, la variable de volatilidad tiene un impacto negativo sobre el nivel de reservas, lo cual también contradice el modelo teórico básico. Por su parte, Aizerman y Marion (2002b), cuando utilizan la volatilidad de los términos de intercambio como medida de volatilidad de los pagos externos, tampoco encuentran efectos significativos, salvo cuando la variable interactúa con una medida de apertura.*

[28] *Por ejemplo, Calvo, Leiderman y Reinhart (1993), y Fernandez-Arias (1996) sostienen que las condiciones de los mercados de crédito internacional, y en particular el bajo nivel de las tasas de interés en EE.UU., fueron las principales causas de los grandes flujos de capital hacia las economías latinoamericanas a comienzos de los noventa.*

CUADRO 5

Estimación de la Demanda por Reservas

(Variable dependiente: logaritmo razón reservas a variable escala)

Variable escala	PIB		M2		Importación		Deuda Externa Corto Plazo		Deuda Externa Total	
	Est.1	Est.2	Est.3	Est.4	Est.5	Est.6	Est.7	Est.8	Est.9	Est.10
Log [Importaciones / PIB]	0.910	0.821	0.515	0.495			-0.059	-0.128	0.335	0.309
	[10.57]	[10.47]	[6.37]	[6.41]			[-0.52]	[-1.06]	[3.64]	[3.23]
Dummy Régimen Cambiario Flotante	0.151	-0.616	0.049	-0.741	0.144	-0.599	0.091	-0.797	-0.101	-1.066
	[3.11]	[-3.17]	[1.05]	[-3.87]	[3.01]	[-3.07]	[1.35]	[-3.03]	[-1.56]	[-4.04]
Dummy Régimen Cambiario no Identificado	-0.368	-0.230	-0.262	-0.224	-0.364	-0.256	-0.352	-0.207	-0.573	-0.453
	[-6.35]	[-3.82]	[-4.94]	[-4.69]	[-6.25]	[-4.29]	[-3.89]	[-2.45]	[-7.89]	[-6.82]
Log [IED(-1)/PIB(-1)]		0.149		0.139		0.137		0.199		0.211
		[6.92]		[6.78]		[6.46]		[6.68]		[7.66]
Log [IED(-1)/PIB(-1)]* *Dummmy* Cambiario Flotante		-0.195		-0.200		-0.184		-0.226		-0.238
		[-3.42]		[-3.60]		[-3.20]		[-2.87]		[-3.15]
Log [T Bill 10 años]	-0.118	0.047	-0.039	0.145	-0.119	0.034	-0.107	0.001	-0.163	0.221
	[-1.90]	[0.70]	[-0.66]	[2.19]	[-1.93]	[0.51]	[-1.17]	[0.01]	[-2.00]	[2.36]
Log [Volatilidad Términos de Intercambio]	-0.001	0.023	0.046	0.028	0.000	0.011	0.016	-0.011	-0.007	0.010
	[-0.03]	[0.70]	[1.62]	[0.90]	[-0.02]	[0.34]	[0.37]	[-0.24]	[-0.18]	[0.25]
R^2	0.691	0.740	0.653	0.711	0.651	0.718	0.695	0.740	0.673	0.767
R^2 ajustado	0.656	0.704	0.614	0.671	0.613	0.680	0.658	0.704	0.631	0.730
Durbin-Watson	0.673	0.692	0.568	0.595	0.700	0.754	0.545	0.641	0.607	0.768
R^2 sin efecto fijo	0.220	0.315	0.007	0.194	0.005	0.079	-0.009	0.052	0.089	0.154
R^2 ajustado sin efecto fijo	0.208	0.299	-0.008	0.175	-0.007	0.060	-0.025	0.030	0.074	0.132
N° Países	31	31	31	31	31	31	31	31	31	31
N° Obs.	344	303	343	303	344	303	318	303	313	275

Nota: Test-t entre paréntesis.

En Soto et al. (2004) analizamos las distribuciones de los efectos fijos de cada una de las regresiones discutidas anteriormente. A partir de este análisis, se comprueba que Chile mantiene un alto nivel de reservas cuando estas se miden con relación al PIB o al M2, pero muy similar al promedio de países si se miden con respecto a la DECPR. Asimismo, si se considera la razón reservas a importaciones o reservas a deuda externa total, también se concluye que Chile mantiene un nivel de reservas notoriamente superior al promedio.

Nótese que al considerar como variable dependiente la razón entre las reservas y alguna variable de escala se impone que el coeficiente que acompaña la variable escala en una especificación en niveles es 1. Es decir, se supone que existen retornos constantes a escala en la tecnología para transacciones internacionales. Como una forma de evitar imponer esta restricción, se volvió a estimar la demanda por reservas considerando como variable dependiente el logaritmo de las reservas reales y poniendo el logaritmo de la variable de escala al lado derecho de la ecuación. Los resultados de estas estimaciones muestran que la variable de escala es importante para explicar las reservas, pero no necesariamente que estas se mueven uno a uno con cada variable de escala. Los resultados corroboran, además, que la volatilidad de los términos de intercambio no ayuda a explicar las reservas, que la apertura externa tiende a aumentar los niveles de reserva, y que países con tipo de cambio fijo enfrentados a flujos de entrada de capital exógenos poseen más reservas (cuadro 6).

Tal como se discutió en la sección II, existe una serie de argumentos por los cuales los países con un régimen de tipo de cambio flexible podrían requerir menores reservas que las economías con tipo de cambio fijo. Por esta razón, resulta interesante analizar cómo se han ajustado las reservas cuando los países han pasado de un régimen de tipo de cambio fijo o controlado a uno de tipo de cambio flexible. En Soto et al. (2004) mostramos que durante los cuatro años posteriores a un cambio de régimen no se observa tendencia clara en las reservas —medidas como proporción del PIB— que mantienen los países industriales. Sin embargo, cuando se consideran los países emergentes, se aprecia claramente que estos tienden a recuperar e incluso superar los niveles de reservas que mantenían antes del cambio de régimen. Esta diferencia de comportamiento se origina probablemente en el hecho de que las economías industrializadas asumen regímenes de flotación en forma voluntaria, mientras que las economías emergentes se ven obligadas a hacerlo producto de una crisis.

V. Reservas Internacionales y Probabilidad de Crisis

Tal como se mencionó en la sección II, ha habido un reciente énfasis por parte de organismos internacionales —como el FMI— y de la literatura académica en asignar a las reservas internacionales un rol como instrumento de protección ante crisis financieras. Este énfasis se basa, entre otras cosas, en una serie de estudios empíricos que muestran que países con un mayor volumen de reservas tienden a estar menos expuestos a esta clase de crisis.

En esta sección se evalúa cuantitativamente el impacto de variaciones en los niveles de reservas de Chile sobre la probabilidad de sufrir una crisis financiera. Para ello, se utilizan varios estudios recientes que han estimado los determinantes de las crisis financieras internacionales y han encontrado una relación estadísticamente significativa entre la liquidez de un país y la probabilidad de que enfrente una crisis. A partir de los coeficientes estimados en esos estudios, se proyecta cuánto cambiaría la probabilidad de crisis ante una variación determinada en las reservas.

En general, los trabajos que analizan empíricamente los determinantes de las crisis se basan en estimaciones de modelos probit o logit. Dependiendo del modelo que se estime, la variación de la probabilidad de una crisis asociada a un cambio unitario en alguna variable explicativa X_i viene dada por

$$\frac{\partial p}{\partial X_i} = \beta_i \phi(X\beta), \tag{1}$$

si el modelo es un probit, donde ϕ es la función de densidad de la distribución normal, o bien por

$$\frac{\partial p}{\partial X_i} = \beta_i p(1-p), \tag{2}$$

si el modelo es un logit, donde p es la probabilidad inicial de crisis.

Como se aprecia en (1) y (2), el efecto de un cambio en alguna variable independiente sobre la probabilidad de crisis depende críticamente de la situación inicial de la economía. Esto implica que la

CUADRO 6

Estimación de la Demanda por Reservas

(Variable dependiente: logaritmo reservas reales)

	Est.11	Est.12	Est.13	Est.14	Est.15	Est.16	Est.17	Est.18	Est.19	Est.20	Est.21	Est.22
Log [PIB]	1.27	0.91									-0.01	-0.14
	[19.20]	[10.34]									[-0.10]	[-1.15]
Log [M2]			0.99	0.72							0.42	0.52
			[20.39]	[11.63]							[4.52]	[5.27]
Log [Importaciones]					1.27	0.91					0.73	0.56
					[19.20]	[10.36]					[7.17]	[5.23]
Log [Deuda Externa Corto Plazo BISI]							0.28	0.15			-0.04	-0.08
							[7.31]	[3.95]			[-0.79]	[-1.32]
Log [Deuda Externa Total WB]									0.83	0.43	0.14	0.00
									[11.39]	[4.55]	[1.41]	[-0.03]
Log [Importaciones / PIB]	0.95	0.78	0.50	0.47	-0.32	-0.13	0.58	0.43	0.41	0.39		
	[11.34]	[9.53]	[6.10]	[5.55]	[-3.14]	[-1.17]	[6.12]	[4.30]	[4.41]	[3.79]		
Dummy Régimen Cambiario Flotante	0.18	-0.36	0.05	-0.37	0.18	-0.36	0.12	-0.31	-0.08	-0.55	0.08	-0.39
	[3.79]	[-2.17]	[0.96]	[-2.49]	[3.79]	[-2.18]	[2.52]	[-1.72]	[-1.21]	[-2.78]	[1.36]	[-2.32]
Dummy Régimen Cambiario no Identificado		-0.27	-0.27	-0.27	-0.35	-0.27	-0.27	-0.63	-0.46	-0.58	-0.47	-0.29
-0.29												
	[-4.41]	[-4.02]	[-4.47]	[-5.85]	[-4.41]	[-4.02]	[-9.44]	[-6.26]	[-8.36]	[-6.55]	[-4.78]	[-4.36]
Log [IED(-1)]		0.12		0.11		0.12		0.20		0.19		0.10
		[5.71]		[5.14]		[5.72]		[8.64]		[8.38]		[4.53]
Log [IED(-1)]* *Dummy* Cambiario Flotante		-0.12		-0.10		-0.12		-0.08		-0.11		-0.12
		[-2.62]		[-2.44]		[-2.62]		[-1.66]		[-2.24]		[-2.71]
Log [T Bill 10 años]	-0.09	0.05	-0.05	0.13	-0.09	0.05	0.14	0.13	-0.16	0.27	0.07	0.15
	[-1.42]	[0.72]	[-0.78]	[1.93]	[-1.42]	[0.72]	[1.64]	[1.64]	[-2.08]	[2.78]	[0.88]	[1.82]
Log [Volatilidad Términos de Intercambio]	0.00	0.03	0.05	0.03	0.00	0.03	-0.03	0.02	0.00	0.07	0.06	0.08
	[0.07]	[0.91]	[1.66]	[1.02]	[0.07]	[0.91]	[-0.87]	[0.47]	[-0.06]	[1.70]	[1.74]	[2.10]
R2	0.910	0.926	0.907	0.928	0.910	0.926	0.894	0.918	0.880	0.921	0.919	0.930
R2 ajustado	0.899	0.916	0.896	0.917	0.899	0.916	0.880	0.906	0.865	0.909	0.906	0.918
Durbin-Watson	0.647	0.684	0.566	0.647	0.647	0.684	0.738	0.850	0.632	0.878	0.608501	0.657
R2 sin efecto fijo	0.792	0.817	0.736	0.818	0.771	0.817	0.530	0.679	0.679	0.750	0.800	0.829
R2 ajustado sin efecto fijo	0.787	0.812	0.731	0.813	0.767	0.812	0.521	0.670	0.673	0.743	0.793	0.822

Nota: Test-t entre paréntesis.

relación entre la probabilidad de crisis y las variables independientes no es lineal.

La literatura generalmente incorpora cinco tipos de variables en el vector X: crecimiento futuro (crecimiento del PIB, indicadores de inversión y crecimiento de exportaciones, entre otras), indicadores de liquidez externa (reservas sobre M2, reservas sobre deuda de corto plazo o reservas sobre importaciones), indicadores de endeudamiento interno y externo (por ejemplo, deuda privada interna a PIB, deuda externa a PIB y deuda pública a PIB), medidas de desalineamiento del tipo de cambio real y saldo en cuenta corriente, e indicadores globales tales como tasas de interés externas, indicadores de liquidez global o variación de los términos de intercambio. Una revisión de varios estudios empíricos recientes revela que, en general, las distintas variables de liquidez empleadas en ellos son robustas para explicar la probabilidad de una crisis (cuadro 7).

Los trabajos considerados reportan ya sea los β de las estimaciones o bien los cambios marginales en la probabilidad de crisis asociados a cambios en alguna variable de X evaluado en la media de la muestra del resto de las variables (el lado derecho de (1) o (2)). En el primer caso, es posible aplicar directamente los resultados para calcular la probabilidad de crisis de Chile y proyectar cómo variaría esta probabilidad ante un cambio determinado en las reservas. Para ello simplemente se evalúa la función de densidad correspondiente con los datos de Chile en algún momento del tiempo; en nuestro caso, el valor que tenían las variables a fines del año 2002. El problema de esta metodología es que los datos con que se calcula la probabilidad de crisis pueden diferir de los datos usados en los estudios originales.

En el segundo caso, cuando solo se reporta el cambio marginal en la probabilidad de crisis asociado a un cambio en X, y no los β de la estimación, no es posible obtener una medida de probabilidad de crisis específica para Chile. En este caso suponemos que la probabilidad de crisis de Chile coincide con la probabilidad media de la muestra. Para estimar el efecto de cambios en las reservas, simplemente multiplicamos el cambio en la variable de liquidez asociado a una variación determinada de las reservas por el efecto de este cambio sobre p.[29]

Las columnas 7 y 8 del cuadro 7 reportan tanto la derivada parcial de la probabilidad de crisis ante un cambio de una unidad en el indicador de liquidez ($\partial P/\partial X$), como el β asociado a esta variable cuando está disponible.[30] La columna 9 reporta los resultados estandarizados para el cambio en la probabilidad de crisis ante una caída de reservas de US$1,000 millones manteniendo el resto de las variables constante. Los trabajos que permiten estimar la probabilidad inicial de Chile muestran que un cambio de esta magnitud en las reservas del país aumentaría la probabilidad de una crisis entre 10 pb. y 40 pb. Si consideramos que para Chile la probabilidad inicial (con datos de fines del año 2002) es cercana a 6.5%, entonces la caída señalada en las reservas dejaría esta probabilidad en un rango de entre 6.51 y 6.54%. En los trabajos donde no es posible tener una medida independiente de la probabilidad inicial de crisis en Chile —y por tanto se supone que esta es equivalente a la probabilidad promedio de la muestra—, una disminución en las reservas de US$1,000 millones aumentaría la probabilidad de crisis entre 4 y 100 pb.[31,32]

Es importante enfatizar que el bajo efecto de este cambio en las reservas sobre la probabilidad de crisis de Chile se debe en gran medida a que la probabilidad inicial de crisis es baja. Extrapolando este resultado, es posible concluir que cuando los países poseen una buena situación macroeconómica y financiera, es decir, cuando la probabilidad inicial de crisis es baja y no existen *shocks* exógenos importantes, el aporte marginal de las reservas para mantener una baja probabilidad de crisis es muy pequeño. Por el contrario, si los fundamentos de un país son malos, entonces el nivel de reservas requerido para reducir la probabilidad de crisis es de una magnitud muy considerable.[33]

[29] Si suponemos que la probabilidad de crisis para Chile es inferior al promedio de la muestra, entonces los resultados evaluados en esos valores tenderían a sobrestimar los efectos de un cambio en las reservas.

[30] Las diferencias entre estudios pueden estar asociadas a las diferentes definiciones de crisis que hacen los distintos autores, a las distintas muestras, a las distintas variables de control y al tipo de indicador de liquidez utilizado.

[31] Los valores de las derivadas parciales (columna 7) no son comparables entre estudios, debido a que la variable de liquidez toma diferentes formas funcionales.

[32] Es necesario notar que lo anterior se refiere solo a los efectos marginales de un cambio en el nivel de reservas. Cambios de magnitud mayor pueden afectar también a otras variables fundamentales, de modo que el efecto total de una disminución de las reservas puede ser distinto.

[33] Bussière y Mulder (1999) llegan a un resultado muy similar. Ellos, sin embargo, cuantifican exactamente cuantas reservas se deben mantener para neutralizar el desalineamiento del tipo de cambio real y déficit importantes en cuenta corriente.

CUADRO 7

Estudios Empíricos sobre Probabilidad de Crisis

Estudio	Método Econométrico	Muestra	Indicador de Crisis	Indicador de Liquidez (*X*)	∂*P*/∂*X*	β	Efecto de caída de US$1,000 MM de reservas sobre prob. de crisis
Bussière y Fratzscher (2002)	Logit	20 países emergentes para 1993–2001 con datos mensuales.	Prom. ponderado entre ΔTC real, ΔRI y ΔTI mayor a promedio más dos desv. est.	STD / RES	NR	0.3	10 pb. (desde 6.5%-6.2%)* (e)
Kamin y Babson (1999)	Probit	Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Venezuela y México (1980–98).	Prom. ponderado entre ΔTC real, ΔRI y ΔTI mayor a promedio más tres desv. est.	RES / STD (a), (b)	-0.1	NR	9 pb.**
			Prom. ponderado entre ΔTC real, ΔRI y ΔTI mayor a promedio más dos desv. est.	M2 / RES (cambio en tres años) (b), (c)	0.14	NR	9 pb.**
			Disminución en importaciones mayor a 75% de la desviación estandar.	M2 / RES (cambio en tres años) (b), (c)	0.12	NR	8 pb.**
Krueger, Oskwe y Page (1998)	Probit	19 países en desarrollo desde 1977 a 1993.	Prom. ponderado entre ΔTC real, ΔRI y ΔTI mayor a promedio más una y media desv. est.	M2 / RES	0.27	NR	4 pb.**
Radelet y Sachs (1998)	Probit	22 países emergentes desde 1994 a 1997.	Cambio brusco en los flujos de capitales.	STD / RES (d)	NR	0.57	40 pb. (desde 7%)*
Berg y Patillo (1999)***	Probit	100 países en desarrollo (1970 – 1996)	Deval. nominal mayor a un 25% y mayor en un 10% a la devaluación nominal del año anterior.	RES / IMP	-0.01	NR	6 pb.**
				RES / M2	-0.21	NR	69 pb.**
Kumar, Moorthy y Perraudin (2002)	Logit	32 países en desarrollo para 1985–99	Deval. nominal ajustada por dif. en tasas de interés mayor que 5% o 10%, y deval. nominal mayor que 5% o 10%.	Crecimiento RES en 12 meses	NR	-0.25 a -0.86	n.d.
				RES / IMP	NR	-0.16 a -0.3	n.d.

continuación CUADRO 7

Estudio	Método Econométrico	Muestra	Indicador de Crisis	Indicador de Liquidez (*X*)	$\partial P/\partial X$	β	Efecto de caída de US$1,000 MM de reservas sobre prob. de crisis
Milesi-Ferretti y Razin (1998)	Probit	105 países en desarrollo para 1973–94	Cambio en el saldo en cuenta corriente mayor a 3% del PIB en un plazo de tres años	RES como meses de importaciones	-0.006	NR	44 pb.**
			Devaluación nominal mayor que 25% y mayor en 10% que la devaluación nominal del año anterior.	ídem	-0.014	NR	101 pb.**
			Deval. nom. Mayor que 15%, 10% mayor que la del período anterior, la que debe ser menor que 10%.	RES / M2	-0.015	NR	51 pb.**
			Devaluación nominal mayor que 15% y tipo de cambio fijo antes de la crisis.	ídem	-0.007	NR	24 pb.**

** Cálculos aplicados a Chile, suponiendo un valor para las variables explicativas igual al observado en el año 2002 y un valor del tipo de cambio real igual al de equilibrio.*
*** Cálculos aplicados para la media de la muestra.*
**** Revisión de estimaciones de Frankel y Rose (1996). Estos autores encuentran que la razón entre el nivel de reservas y las importaciones es no significativa para explicar la probabilidad de crisis.*
(a) M2 / RES no significativo (b) RES / IMP no significativo (c) RES / STD no significativo (d) TD / RES no significativo (e) Con datos para el país promedio en la muestra, una caída de US$4,200 mm de reservas significan 80 pb de mayor probabilidad de crisis.

VI. Reservas Internacionales y *Spread* Soberano

Una manera alternativa de analizar la relación entre la liquidez de un país y la probabilidad de crisis financiera consiste en evaluar el efecto de las reservas sobre su *spread* soberano. Implícita está la idea de que el *spread* captura la manera como percibe el mercado la vulnerabilidad de un país a distintos tipos de *shock*.

El *spread* de los bonos soberanos de un país se ve afectado tanto por el nivel de riesgo del país como por la actitud que asumen los inversionistas externos frente al riesgo. El riesgo de un país está determinado por la solvencia y por la liquidez del mismo, es decir, por sus reservas internacionales entre otras cosas. Por su parte, la actitud de los inversionistas externos está determinada en buena medida por el entorno financiero internacional. En general, los modelos empíricos ha adoptado la siguiente especificación general para estimar los determinantes de los *spreads*:

$$\log(spread_t) = \alpha + X'\beta + Z'\delta \quad (6.1) \qquad (3)$$

donde X es un conjunto de variables fundamentales del país y Z un conjunto de variables que describen el ambiente financiero internacional.

Existen al menos cuatro trabajos internacionales recientes que han analizado la relación entre *spread* y reservas internacionales (cuadro 8). De estos cuatro estudios considerados, solo uno introduce las reservas como fracción de la deuda de corto plazo para capturar la liquidez de un país. El resto considera ya sea la razón reservas a importaciones o la razón reservas a PIB. En todos estos trabajos las reservas entran en forma estadísticamente significativa como determinantes de los *spreads*. De los resultados se desprende que un aumento de las reservas tiende a disminuir —*ceteris paribus*— el *spread* soberano de un país.

Al igual que en los estudios que analizan la relación entre probabilidad de crisis y reservas, es interesante tener una medida cuantitativa del efecto que tendría un cambio en las reservas sobre el *spread* soberano de Chile a partir de los resultados de estos cuatro estudios. Para efectuar este ejercicio utilizamos los coeficientes estimados en estos trabajos y evaluamos

CUADRO 8

Spreads y Reservas: Comparación Internacional

	Arora y Cerisola (2001)	Cline y Barnes (1997)	Eichengreen y Mody (1998)	Min (1998)
Período muestral	**Datos mensuales en 1994–99**	**1992–96**	**1991–97**	**1991–95**
Muestra de países	Argentina, Brasil, Bulgaria, Colombia, Corea, Filipinas Indonesia, México, Panamá, Polonia y Tailandia.	12 países emergentes y 6 europeos.	1488 emisiones de bonos por parte de 82 países emergentes para el período.	482 emisiones de deuda para Argentina, Brasil, Chile, China, Colombia, Corea, Filipinas, México y Venezuela.
Especificación funcional	Log(spread)=*a∂+b∂X*	Spread=*a∂+b∂X*	Log(spread)=*a∂+b∂X*	Log(spread)=*a∂+b∂X*
Especificación funcional para las reservas	Reservas a importaciones de bienes y servicios	Reservas a importaciones Bs	Reservas a deuda externa de corto plazo	Reservas a PIB
Parámetro de reservas	Se estima para países individuales. Se reportan resultados para tres países: México (-0.39), Polonia (-2.25) y Filipinas (-3.71)	-88.3 con test *t*= 2.9	Se reportan cuatro especificaciones, cuyos valores fluctúan entre -0.052 y -0.04	Tres especificaciones cuyos valores fluctúan entre -0.026 y –0.024
Impacto de reducción de mil millones de reservas	Incremento *spread* de 2 pb (utilizando estim. para México)	Incremento *spread* de 10 puntos base	Incremento *spread* entre 0.5 pb y 0.4 pb	Incremento *spread* de 0.04 pb

el efecto de una reducción de US$1,000 millones en las reservas.[34] De los resultados reportados en el cuadro 8 se aprecia que el efecto de esta reducción de las reservas sobre el *spread* es muy pequeño. En efecto, el mayor impacto es de alrededor de 10 puntos base (en el estudio de Cline y Barnes, 1997).

1. Nuevos resultados empíricos

En esta subsección presentamos los resultados de nuevas estimaciones de los determinantes de los *spread* soberanos basados en un panel para un conjunto de 15 economías emergentes durante el período 1998–2002.[35] Nuestro enfoque metodológico se basa en una especificación similar a (3).

Entre las variables contenidas en el vector X se incluyen el déficit fiscal, el régimen cambiario, el crecimiento de la economía, la razón deuda externa de corto plazo a deuda externa total y la razón deuda externa a PIB. Por su parte, las variables que describen el entorno financiero son el índice de apetito por riesgo (GRAI) y el logaritmo de la tasa de interés de política de EE.UU.[36] Junto con lo anterior, y como una forma de capturar el efecto de las reservas sobre el *spread* soberano, incorporamos dentro del vector X la razón reservas a deuda de corto plazo

Se realizaron dos tipos de estimaciones de los *spreads* soberanos de economías emergentes. Un primer grupo de estimaciones se basa en el estimador tradicional de panel corregido por heterocedasticidad. El segundo

[34] *El resto de las variables del lado derecho toma los valores efectivos para Chile a fines del 2002.*

[35] *También se efectuaron estimaciones por series de tiempo para estudiar la evolución del* spread *soberano de Chile (bono 2009). Estas estimaciones no fueron del todo satisfactorias debido al reducido tamaño del período muestral. Los resultados se encuentran disponibles.*

[36] *Las tasas de interés internacionales, y las de EE.UU. en particular, pueden tener efectos no solo sobre las tasa de interés interna sino también sobre los* spreads *soberanos en países emergentes. Lo anterior queda claro si se considera la siguiente condición de arbitraje:*

$$1+r = p\times(1+i)+(1-p)\times 0$$

donde p *es la probabilidad de pago de la deuda,* r *es la tasa de interés internacional e* i *la tasa de interés interna. El* spread *soberano viene dado por:*

$$S \equiv i - r = \frac{(1-p)}{p}(1+r)$$

En la medida en que $p'(r)<1$*, un incremento de la tasa de interés internacional,* r*, implica un aumento del* spread *soberano. Este efecto se ve amplificado si* $p'<0$*.*

grupo utiliza el método SUR (por *seemingly unrelated regression*) que considera la posible correlación contemporánea entre los residuos de los distintos países. Ambos tipos de estimaciones incorporan un efecto fijo por país. Por razones de espacio, solo se presentan las estimaciones por SUR. Los demás resultados están disponibles.

Las estimaciones de panel para el nivel del *spread* muestran el signo esperado para todas las variables de control que además son, en general, estadísticamente significativas (cuadro 9).[37] En particular, el efecto del entorno financiero aparece como muy importante para determinar el nivel del *spread*: aumentos del *fed fund* incrementan el nivel del *spread* y un mayor apetito por riesgo (esto es, un aumento del GRAI) disminuye el nivel del *spread*. Por su parte, la tasa de crecimiento anual del PIB tiene un importante efecto negativo en el *spread*, el que es significativo en todas las especificaciones. Por el contrario, el aumento de la razón deuda externa total a PIB tiene un efecto positivo y significativo en el riesgo país.

Respecto del efecto de las reservas medidas como razón de la deuda de corto plazo, si bien presentan el signo esperado en todas las especificaciones, son significativas solo si se controla por el PIB rezagado en vez del contemporáneo o bien por la razón deuda externa de corto plazo a deuda externa total. El efecto de esta última variable sobre el nivel de significancia de la razón reservas a deuda externa de corto plazo puede estar indicando que el impacto de un aumento de la deuda de corto plazo tiene dos efectos (dados los niveles de las reservas y de la deuda total): (a) aumenta el *spread* si no cambian las reservas a consecuencia del empeoramiento de la posición de liquidez y (b) mayor deuda de corto plazo a deuda total implica una menor madurez de la deuda promedio del país, lo que está asociado a menores *spreads*.

En todas las especificaciones se observa un alto grado de autocorrelación en los residuos. Para corregir este problema se reestimó la ecuación (3) de dos maneras distintas. Primero se consideraron todas las variables en primeras diferencias. Alternativamente, se diferenciaron las variables y se incluyó la variable dependiente rezagada como regresor.

Los resultados de estas especificaciones se presentan en los cuadros 10 y 11, respectivamente. Los resultados son básicamente los mismos que en la especificación original. El crecimiento del PIB, la razón deuda a PIB, el *fed fund* y el GRAI son, por lo general, significativos y con los signos esperados. Por su parte, la razón reservas a deuda de corto plazo también es significativa.

Al igual que en el análisis del efecto de las reservas sobre la probabilidad de una crisis financiera, es interesante cuantificar el efecto de las reservas sobre el *spread* para el caso de Chile. Para este ejercicio consideramos el impacto de una disminución arbitraria de las reservas de 1,000 millones de dólares. Si mantenemos el nivel de deuda constante, esto significa disminuir la razón reservas a deuda de corto plazo desde 1.38 a 1.29. La estimación punto de la semielasticidad del *spread* a la razón reservas a deuda de corto plazo es –0.085 (estimación 1 de el cuadro 13). Por lo tanto, si consideramos un *spread* inicial del orden de los 120 pb, entonces una diminución de las reservas de la magnitud señalada tiene como efecto aumentar el *spread* soberano en aproximadamente 1 pb. Por otra parte, si consideramos el intervalo de confianza del estimador al 95%, entonces el efecto de este cambio en las reservas podría fluctuar entre 1.4 y 0.5 pb.

Este pequeño impacto de las reservas sobre el *spread* se mantiene para cada una de las distintas especificaciones del modelo. En efecto, si repetimos el ejercicio utilizando la estimación que muestra la mayor sensibilidad del *spread* a RI/DECPR, la disminución de 1,000 millones de dólares en las reservas genera un aumento del *spread* que está en un intervalo de entre 3.3 y 1.6 pb.

Es importante hacer dos salvedades a este ejercicio. En primer lugar, la deuda de corto plazo puede estar determinada por el *spread* y el nivel de las reservas. Por lo mismo, no es del todo válido mantener el nivel de deuda constante una vez que se modifican las reservas. En segundo lugar, y al igual que en el caso de los efectos de cambios en las reservas sobre la probabilidad de crisis, el impacto de variaciones en las reservas sobre el *spread* es no lineal y depende de las condiciones iniciales del país. Por lo tanto, si los fundamentales cambiaran drásticamente de manera tal que el *spread* se elevara de manera importante, entonces el efecto de cambios en las reservas sobre el mismo sería mayor al reportado en este ejercicio.

[37] *La única excepción es el balance fiscal a PIB, que por lo general no es significativo.*

CUADRO 9

Estimación de Panel log(*spread*)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Reservas/DECPR	-0.141 (-10.63)	-0.057 (-5.52)	-0.063 (-6.48)	-0.218 (-18.23)	-0.121 (-13.26)	-0.133 (-10.89)	-0.037 (-4.86)	-0.039 (-5.22)	-0.228 (-18.19)	-0.118 (-12.98)
DECPR/DET	-1.702 (-20.05)			-2.516 (-37.84)		-2.122 (-19.75)			-3.01 (-29.47)	
DET/PIB	0.382 (10.87)	0.534 (20.61)	0.531 (20.72)			0.345 (11.74)	0.526 (25.65)	0.524 (25.60)		
Crecimiento						-3.281 (-18.52)	-2.824 (-21.13)	-2.846 (-21.46)	-3.723 (-17.81)	-3.446 (-25.11)
Crecimiento (-1)	-3.037 (-17.35)	-2.846 (-17.96)	-2.895 (-18.22)	-3.934 (-25.59)	-3.997 (-32.93)					
Log(FF)	0.243 (9.62)	0.271 (11.72)	0.275 (12.30)	0.316 (19.71)	0.337 (22.43)	0.263 (10.60)	0.269 (12.68)	0.271 (12.66)	0.28 (12.48)	0.299 (14.35)
GRAI	-0.149 (-6.25)	-0.157 (-6.40)	-0.161 (-6.89)	-0.15 (-8.39)	-0.157 (-8.83)	-0.099 (-3.31)	-0.112 (-4.15)	-0.113 (-4.17)	-0.126 (-4.54)	-0.144 (-5.20)
Malasia*Reservas/DECPR	-0.022 (-1.67)	-0.022 (-3.05)				0.002 (0.14)	-0.007 (-1.32)			
R2 R2 ajustado DW	0.892 0.883 0.679	0.884 0.875 0.636	0.884 0.875 0.635	0.887 0.879 0.684	0.863 0.854 0.578	0.881 0.871 0.568	0.864 0.854 0.502	0.864 0.854 0.501	0.871 0.862 0.544	0.832 0.82 0.425
N Países N Observaciones	15 260	15 260	15 260	15 272	15 272	15 271	15 271	15 271	15 275	15 275

Nota: Test-t entre paréntesis.

CUADRO 10

Estimación de Panel Dlog(*spread*)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
C	0.001	0.000	0.000	0.004	-0.003	0.008	0.000	0.000	-0.004	-0.010
	(0.08)	(0.00)	(0.04)	(0.35)	(-0.36)	(0.54)	(-0.03)	(0.01)	(-0.30)	(-0.76)
D(Reservas/DECPR)	-0.087	-0.051	-0.053	-0.087	-0.041	-0.09	-0.07	-0.066	-0.1	-0.064
	(-4.55)	(-3.08)	(-3.61)	(-5.02)	(-3.03)	(-6.61)	(-5.17)	(-5.19)	(-5.33)	(-3.76)
D(DECPR/DET)	-0.848			-1.163		-1.057			-1.252	
	(-4.45)			(-6.20)		(-6.10)			(-5.74)	
D(DET/PIB)	0.488	0.521	0.525			0.432	0.469	0.474		
	(8.01)	(8.57)	(8.75)			(9.78)	(10.01)	(10.24)		
D(Crecimiento)						-3.111	-3.027	-2.99	-2.982	-2.951
						(-13.16)	(-12.45)	(-12.35)	(-11.18)	(-11.27)
D(Crecimiento (-1))	-1.971	-1.898	-1.893	-2.068	-1.953					
	(-8.75)	(-8.50)	(-8.48)	(-8.86)	(-8.77)					
D(Log(FF))	0.109	0.108	0.109	0.153	0.145	0.066	0.08	0.096	0.046	0.038
	(1.58)	(1.72)	(1.74)	(2.47)	(2.80)	(0.67)	(0.84)	(1.02)	(0.5)	(0.45)
D(GRAI)	-0.171	-0.175	-0.175	-0.162	-0.171	-0.163	-0.165	-0.164	-0.179	-0.175
	(-9.79)	(-11.16)	(-11.2)	(-10.58)	(-13.51)	(-7.17)	(-7.06)	(-7.11)	(-8.12)	(-8.39)
Malasia*D(Reservas/DECPR)	0.011	-0.001				0.021	0.037			
	(0.33)	(-0.03)				(0.55)	(1.11)			
R2	0.343	0.333	0.333	0.294	0.271	0.421	0.405	0.404	0.383	0.352
R2 ajustado	0.324	0.316	0.319	0.280	0.260	0.405	0.390	0.392	0.371	0.342
DW	1.753	1.720	1.722	1.656	1.574	1.834	1.782	1.783	1.794	1.697
N Países	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15
N Observaciones	245	245	245	257	257	256	256	256	260	260

Nota: Test-t entre paréntesis.

CUADRO 11

Estimación de Panel Dlog(*spread*) con rezago de la variable dependiente

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
C	-0.005 (-0.38)	-0.005 (-0.41)	-0.004 (-0.34)	0.000 (0.01)	-0.002 (-0.21)	0.015 (0.98)	0.006 (0.38)	0.011 (0.69)	0.006 (0.41)	0.001 (0.08)
D(Reservas/DECPR)	-0.085 (-3.87)	-0.056 (-2.92)	-0.056 (-3.37)	-0.079 (-4.31)	-0.045 (-3.33)	-0.066 (-5.13)	-0.035 (-2.96)	-0.031 (-2.75)	-0.064 (-3.93)	-0.027 (-1.89)
D(DECPR/DET)	-0.716 (-3.58)			-0.982 (-4.90)		-1.010 (-5.07)			-1.171 (-4.87)	
D(DET/PIB)	0.427	0.457 (6.45)	0.461 (6.91)	(7.16)		0.324	0.359 (6.42)	0.358 (6.88)	(6.87)	
D(Crecimiento)						-3.595 (-14.47)	-3.547 (-14.46)	-3.415 (-13.47)	-3.515 (-11.94)	-3.427 (-12.13)
D(Crecimiento (-1))	-1.484 (-5.84)	-1.384 (-5.68)	-1.380 (-5.66)	-1.572 (-6.13)	-1.411 (-6.32)					
D(Log(FF))	0.068 (0.91)	0.076 (1.13)	0.078 (1.17)	0.109 (1.52)	0.125 (2.43)	0.164 (1.66)	0.112 (1.12)	0.152 (1.59)	0.208 (2.27)	0.178 (2.04)
D(GRAI)	-0.193 (-9.47)	-0.198 (-11.15)	-0.198 (-11.23)	-0.181 (-9.42)	-0.196 (-13.81)	-0.172 (-7.22)	-0.17 (-6.81)	-0.166 (-6.80)	-0.198 (-8.47)	-0.192 (-8.49)
Malasia*D(Reservas/DECPR)	0.03 (0.80)	0.023 (0.69)				0.049 (1.40)	0.056 (1.77)			
DLOG(*spread*(-1))	0.112 (2.10)	0.117 (2.29)	0.12 (2.39)	0.142 (2.72)	0.167 (3.56)	0.144 (3.48)	0.151 (3.66)	0.153 (3.67)	0.194 (4.42)	0.203 (4.73)
R2 R2 ajustado	0.366 0.344	0.356 0.337	0.357 0.34	0.325 0.308	0.307 0.293	0.467 0.448	0.452 0.435	0.45 0.435	0.451 0.437	0.426 0.414
N Países N Observaciones	15 243	15 243	15 243	15 255	15 255	15 241	15 241	15 241	15 245	15 245

Nota: Test-t entre paréntesis.

VII. Conclusiones

El objetivo de este artículo es presentar una evaluación de las reservas internacionales de Chile y de su nivel adecuado. Una primera forma de evaluar si las reservas se ubican en un rango razonable consiste en hacer una comparación con otras economías de características similares. Una comparación de este tipo muestra que hacia fines del año 2002, las reservas de Chile eran altas si se contrastan con las de otros países de similares características, pero solo si estas se miden como fracción del PIB o del M2. Cuando se consideran las reservas como fracción de la deuda externa de corto plazo, el nivel mantenido por Chile coincide con el promedio de otras economías emergentes. Lo anterior es cierto aun controlando por una conjunto de variables que, de acuerdo con los modelos estándares de demanda por reservas, deberían determinar el nivel de liquidez internacional mantenido por los países. Por lo tanto, determinar si el nivel de reservas de Chile es o no el adecuado a partir de una comparación internacional depende crucialmente del criterio con que estas se estandaricen.

Una evaluación más específica del nivel de reservas requiere de un análisis más detallado de los motivos por los cuales una economía como la chilena, con un régimen cambiario flexible y acceso relativamente expedito a los mercados financieros internacionales, demanda reservas. En un régimen de tipo de cambio flexible, las reservas internacionales de un país constituyen un seguro que permite reducir la probabilidad de que este enfrente *shocks* de liquidez, y son una herramienta que otorga la capacidad a la autoridad de intervenir ocasionalmente en el mercado cambiario, bajo condiciones normales de funcionamiento de los mercados de crédito internacional, con el objeto de eliminar la excesiva volatilidad del tipo de cambio, manteniendo al mismo tiempo una política monetaria independiente.

La cantidad de reservas requeridas para intervenir en el mercado cambiario por el segundo motivo depende de cuál sea el canal de transmisión de las intervenciones, de la efectividad de cada intervención, y de cuánto se quiera alterar el valor del tipo de cambio. Si el canal por el cual opera la intervención es el canal de señales, entonces el tamaño de la intervención puede no ser necesariamente lo más relevante para establecer el efecto final sobre el tipo de cambio, siendo más importante la forma como el mercado interpreta cada intervención. Esto último está en directa relación con la coherencia de la intervención con el manejo de la política monetaria. Por el contrario, si es el canal de portafolio el que opera, entonces la magnitud de divisas inyectada en el mercado *spot* en cada intervención sí puede ser importante. La evidencia empírica disponible para Chile y otros países con un alto grado de integración financiera, sin embargo, indica que la efectividad de este canal es más bien baja. La experiencia chilena también indica que, aunque en forma limitada, es posible realizar intervenciones en el mercado cambiario con instrumentos distintos de las reservas. Por todo lo anterior, es posible argumentar que el motivo de intervención no debería ser la principal razón para mantener reservas en el caso chileno.

Un tema que ha cobrado particular relevancia con posterioridad a la crisis asiática dice relación con el rol de las reservas como instrumento de protección ante *shocks* de liquidez internacional. En efecto, estudios tanto empíricos como teóricos muestran que países con un mayor nivel de reservas pueden ser menos proclives a ser víctimas de este tipo de *shocks*. En este contexto, se ha señalado que una buena forma de evaluar si los niveles de las reservas son los adecuados consiste en compararlas con la deuda externa de corto plazo de cada país. Más aún, se ha propuesto como criterio que las reservas sean a lo menos equivalentes a la deuda de corto plazo residual de un país —la llamada regla de Guidotti.

En el caso de Chile, las reservas internacionales a fines del año 2002 constituían aproximadamente 1.4 veces la deuda de corto plazo (residual) del país. Durante los años 2003 y 2004 esta fracción ha tendido a caer, toda vez que las nuevas cifras de deuda de corto plazo muestran que esta ha aumentado. No obstante, la razón reservas a deuda de corto plazo aún se mantiene por sobre 1.

Es importante señalar que la regla de Guidotti no está exenta de críticas. Por una parte, este criterio, si bien razonable, no se basa en una justificación teórica clara. Por ejemplo, cabe preguntarse si lo óptimo sería cubrir solo una fracción de la deuda de corto plazo (o solo la deuda de un sector de la economía, como la deuda externa del sector financiero), o bien considerar los pagos proyectados de un país a plazos mayores o menores de un año. Por otra parte, un criterio como este, al no considerar los costos de mantener reservas, no constituye una medida del nivel óptimo que debe mantener un país.

Si el motivo para mantener reservas es evitar *shocks* de liquidez, entonces una manera de evaluar los beneficios de las reservas es a través de los efectos de las mismas sobre la incidencia de crisis financieras o a través de su impacto sobre los *spreads* soberanos. Trabajos empíricos internacionales muestran que las reservas tienen un efecto estadísticamente significativo sobre la probabilidad de que un país sufra una crisis. Sin embargo, la magnitud económica de estos coeficientes es pequeña en el caso de Chile. Por ejemplo, una disminución del volumen de reservas de US$1,000 —manteniendo todo lo demás constante— podría aumentar la probabilidad de que Chile enfrentara una crisis entre 4 y 100 puntos base. Es decir, la probabilidad de enfrentar una crisis pasaría de alrededor de 6% a 7% en el peor de los escenarios. Algo similar ocurre con el efecto de las reservas sobre el *spread* soberano, donde, *ceteris paribus*, una caída en las reservas de US$1,000 aumentaría dicho *spread* entre 0.4 y 1.5 puntos base. La razón para este bajo efecto de los cambios marginales en las reservas sobre la probabilidad de crisis o el *spread* soberano es la favorable posición inicial de Chile en términos de su riesgo. Por la misma razón, si las variables fundamentales de la economía empeoraran drásticamente, entonces cambios en las reservas podrían tener un impacto mayor sobre la vulnerabilidad de Chile a un *shock* externo.

Finalmente, y a pesar de mantener un nivel de reservas elevado para el tamaño de su economía, el costo de mantener reservas es menor en Chile que en otras economías emergentes. Un cálculo del costo esperado de las reservas basado en el *spread* soberano del país indica que este se ubica hacia fines del 2003 y durante el año 2004 en alrededor de 0.2% del PIB.

Referencias

Aizenman J. y N. Marion (2002a). "Reserve Uncertainty and the Supply of International Credit." *Journal of Money, Credit, and Banking* 34(3): 631-49.

Aizenman, J. y N. Marion (2002b). "The High Demand for International Reserves in the Far East: What's Going On?" NBER Working Paper N°9266, octubre.

Aizenman, J. y N. Marion (2004). "International Reserve Holdings with Sovereign Risk and Costly Tax Collection." *Economic Journal* 114(497): 569-91.

Aportella, F., F. Gallego y P. García (2003). "Reserves over the Transitions to Floating and to Inflation Targeting: Lessons From the Developed World." Documento de Trabajo N°211, Banco Central de Chile.

Arora, V. y M. Cerisola (2001). "How Does U.S. Monetary Policy Influence Sovereign Spreads in Emerging Markets?" *IMF Staff Papers* 48(3): 474-98.

Berg, A, E. Borenstein, G. Milesi-Ferretti y C. Patillo (1999). "Anticipating Balance of Payments Crisis; The Role of EWS." Occasional Papers 186, Fondo Monetario Internacional.

Berg, A. y C. Pattillo, 1999, "Are Currency Crises Predictable? A Test." *IMF Staff Papers* 46(2):107-38.

Burnside, C., M. Eichenbaum y S. Rebelo (1999). "Hedging and Financial Fragility in Fixed Exchange Rate Regimes." Mimeo, Kellogg Graduated School of Management.

Bussière M. y C. Mulder (1999). "External Vulnerability in Emerging Market Economies: How High Liquidity Can Offset Weak Fundamentals and the Effect of Contagion." IMF Working Paper N°88.

Bussière, M. y C. Mulder (2001). "Which Short-term Debt over Reserves Ratio Works Best?: Operationalizing the Greenspan Guidotti Rule." En *Capital Flows Without Crisis?* editado por Dipak Dasgupta, Marc Uzan y Dominic Wilson. Routledge.

Bussière, M. y M. Fratzscher (2002). "Towards a New Early Warning System of Financial Crises." Documento de Trabajo Nº145, Banco Central Europeo.

Calvo, G. (1996). "Capital Flows and Macroeconomic Management: Tequila Lessons." *International Journal of Finance and Economics* 1(3):207-23.

Calvo G. y C.M. Reinhart (2000). "Fear of Floating." *Quarterly Journal of Economics* 117(2): 379-408.

Calvo, G., L. Leiderman y C.M. Reinhart (1993). "Capital Inflows and Real Exchange Rate Appreciation in Latin America: The Role of External Factors." *IMF Staff Papers* 40(1): 108-51.

Chang, R. y A. Velasco (1999). "Liquidity Crises in Emerging Markets: Theory and Evidence." NBER Working Paper N°7272.

Cline, W. y K. Barnes (1997). "Spreads and Risk in Emerging Market Lending." *Research Paper* 97(1), Institute of International Finances. Washington DC.

Detragiache, E. y A. Spilimbergo (2001). "Crises and Liquidity: Evidence and Interpretation." Documento de Trabajo N°2, FMI.

Edwards, S. (1984). "The Demand for International Reserves and Monetary Equilibrium: Some Evidence For Developing Countries." NBER Working Paper N°1307.

Eichengreen, B. y A. Mody (1998). "What Explains Changing Spreads on Emerging Market Debt: Fundamentals or Market Sentiment." En *Capital Flows and the Emerging Economies: Theory, Evidence, and Controversies,* editado por Sebastián Edwards. NBER Conference Report series. Chicago and London: University of Chicago Press.

Feldstein, M. (1999). "Self-protection for Emerging Market Economies." NBER Working Paper N°6907, Cambridge.

Fernandez-Arias, C. (1996). "The New Wave of Private Capital Inflows: Push or Pull?" *Journal of Development Economics* 48(2): 389-418.

Fisher, S. (2000). "On the Need for an International Lender of Last Resort." Essays in International Economics 220, Princeton.

Flood R. y N. Marion (2001). "Holding International Reserves in an Era of High Capital Mobility." Brookings Trade Forum, Brookings Institution. Washington, DC.

Flood R. y N. Marion (2004). "A Model of the Joint Distribution of Banking and Currency Crises." *Journal of International Money and Finance* 23(6): 841-865.

FMI (1958). "International Reserves and Liquidity: A Study by the Staff of the International Monetary Fund." Washington DC.

FMI (2000a). *Balance of Payments Manual*, 5ª edición.

FMI (2000b). *Debt and Reseve Related Indicator of External Vulnerability.*

FMI (2001). *Issues in Reserve Adecuacy and Management*.

FMI (2003). *World Economic Outlook*, septiembre.

Frankel, J.A. y A.K. Rose (1996). "Currency Crashes in Emerging Markets: An Empirical Treatment." *Journal of International Economics* 41(3): 351–66.

Frenkel J. y B. Jovanovic (1981). "Optimal International Reserves: A Stochastic Framework," *Economic Journal* 91: 507-14.

García, P. (1999). "Demand for Reserves under International Capital Mobility." Documento de Trabajo N°58, Banco Central de Chile.

Goldfajn I. y R. Valdés (1997). "Balance of Payments Crises and Capital Flows: The Role of Liquidity." Documento de Trabajo N°11, Banco Central de Chile.

Heller, H.R. (1966). "Optimal International Reserves." *Economic Journal* 76: 296-311, junio.

Jadresic, E. y S. Lehman (2003). "Evaluación de Propuestas Recientes en Torno a la Arquitectura Financiera Internacional." Notas de Investigación y Estudio 12/03, Banco Central de Chile.

Jeanne, O. y C. Wyplosz (2001). "The International Lender of Last Resort: How Large is Large Enough?" NBER Working Paper N°76, mayo.

Kamin, S.B. y O.D. Babson (1999). "The Contribution of Domestic and External Factors to Latin American Devaluation Crises: An Early Warning Systems Approach." International Finance Discussion Papers N°645, Board of Governors of The Federal Reserve System.

Kruger,M., P.N. Oskwe y J. Page (1998). "Fundamentals, Contagion and Currency Crises: An Empirical Analysis." Documento de Trabajo Nº98-10, Banco de Canadá.

Kumar, M., U. Moorthly y W. Perraudin (2002). "Predicting Emerging Market Currency Crises." Documento de Trabajo N°7, FMI.

Milesi-Ferretti, G.M. y A. Razin (1998). "Current Account Reversals and Currency Crises: Empirical Regularities." Documento de Trabajo N°89, FMI.

Min, H. (1998). "Determinants of Emerging Markets Bonds Spreads: Do Fundamentals Matter?" Mimeo, Banco Mundial.

Radelet, S. y J.D. Sachs (1998). "The East Asia Financial Crisis: Diagnoses, Remedies, Prospects." *Brooking Papers on Economic Activity* (1):1-90.

Reinhart, C.M. y K.S. Rogoff (2002). "The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation." NBER Working Paper N°8963.

Roubini, N. (2002). "Private Sector Involvement in Crisis Resolutions and Mechanisms for Dealing with Sovereign Debt Problems." Mimeo, NYU.

Soto, C., A. Naudón, E. López y A. Aguirre (2004) "Acerca del Nivel Adecuado de Reservas en Chile." Documentos de Trabajo Nº267, Banco Central de Chile.

Tapia, M. y A. Tokman (2003). "Efectos de las Intervenciones en el Mercado Cambiario: El Caso de Chile." *Estudios de Economia* 30(1): 21-53.

Triffin, R. (1947). "National Central Banking and the International Economy." *Review of Economic Studies* 14(2):53-75.

Wijnholds, J.B. y A. Kapteyn (2001). "Reserves Adequacy in Emerging Market Economies." Documento de Trabajo N°143, FMI.

APÉNDICE 1

Modelo de Demanda por Reservas

El modelo estimado en la sección 4.2 se basa en un modelo de inventario para las reservas que ha sido ampliamente utilizado en la literatura (Frenkel y Jovanovic, 1981; Edwards, 1984; Flood y Marion, 2002; Aizenman y Marion, 2004; García, 1999; Aportella, García y Gallego, 2003). El modelo postula que el nivel de reservas óptimo es aquel que minimiza una función de pérdida determinada. Esta viene dada por la suma del costo de oportunidad de mantener recursos en activos de bajo rendimiento (reservas líquidas) y por el costo de ajuste en que se incurre cuando las reservas caen a una cota mínima. Este costo de ajuste se interpreta como el costo en términos de producto o bienestar de medidas alternativas que el gobierno debe tomar en caso de ser necesario acumular reservas nuevamente (devaluación, impuestos, etc.). En este marco, la autoridad se ve enfrentada a un *tradeoff*: un mayor volumen de reservas reduce la probabilidad de tener que hacer un ajuste, pero aumenta el costo de oportunidad.

De acuerdo con el modelo de inventario, el nivel óptimo de reservas viene dado por:

$$R_{it}^{o} = \sqrt{\frac{D_i \sigma_{it}}{r_{it}^{0.5}}} \qquad \text{(A1)}$$

donde D_i es una constante específica al país i que captura el costo de ajuste, r_{it} es el costo de oportunidad de las reservas, y σ_{it} representa la volatilidad de los pagos externos del país.

La implementación empírica de este modelo requiere de dos supuestos adicionales: (i) el nivel de reservas de cada país está determinado por el lado de la demanda; en otras palabras, no existen restricciones de oferta que limiten el monto de reserva de cada país; (ii) el nivel de reservas observado en cada país es proporcional al nivel óptimo:

$$R_{it} = CR_{it}^{o} e^{\varepsilon_{it}} \qquad \text{(A2)}$$

Combinando (A1) y (A2) y aplicando logaritmo, obtenemos la siguiente especificación:

$$\ln R_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln S_{it} + \alpha_2 \ln \sigma_{it} + \alpha_3 \ln r_{it} + \alpha_4 \ln(m_t) + \alpha_5 \ln D_i + \varepsilon_{it} \qquad \text{(A3)}$$

donde S_{it} es una variable de escala. La variable de escala captura el tamaño de las transacciones internacionales para las cuales se requerirían reservas. En la ecuación (A3) se ha supuesto que la variable de escala entra al lado derecho de la ecuación. Esto implica que la manera precisa con que dicha variable de escala se relaciona con las reservas se estima en conjunto con los otros parámetros de la ecuación. Si S_{it} , entonces existen economías de escala en las transacciones externas.

En la especificación empírica se incorporó también una variable que mide el grado de apertura de la economía (m_{it}). Originalmente se pensaba que esta variable podía capturar el costo de ajuste en caso de que las reservas cayeran a su cota inferior. Una menor propensión a importar se asociaba a un mayor ajuste del producto para restablecer el nivel de reservas óptimo, por lo que se esperaba un signo negativo para esta variable. Sin embargo, recientes estimaciones han reinterpretado el significado de esta variable. Un mayor grado de apertura significa que la economía está más expuesta a *shocks* externos y, por lo tanto, debe mantener un nivel de reservas mayor.

APÉNDICE 2

CUADRO A2.1

Países Considerados en Distintos Ejercicios

	Costo		Comparación			Demanda	*Spread*
	DECPR		PIB		M2		
Ec. desarrolladas							
Australia	-	-	*	*		-	-
Austria	-	-	*	*		-	-
Bélgica	-	-	*	*		-	-
Canadá	-	-	*	*		-	-
Dinamarca	-	-	*	*		-	-
Finlandia	-	-	*	*		-	-
Francia	-	-	*	*		-	-
Alemania	-	-	*	*		-	-
Grecia	-	-	*	*		-	-
Islandia	-	-	*	*		-	-
Irlanda	-	-	*	*		-	-
Italia	-	-	*	*		-	-
Japón	-	-	*	*		-	-
Luxemburgo	-	-	*	*		-	-
Holanda	-	-	*	*		-	-
Nueva Zelanda	-	-	*	*		-	-
Noruega	-	-	*	*		-	-
Portugal	-	-	*	*		-	-
España	-	-	*	*		-	-
Suecia	-	-	*	-		-	-
Suiza	-	-	*	*		-	-
Reino Unido	-	-	*	-		-	-
EE.UU.	-	-	*	*		-	-
Ec. emergentes							
Argelia	/		+	+	+	*	-
Argentina	*		*	*	*	*	-
Bolivia	-		+	+	+	*	-
Brasil	/		*	*	*	*	*
Bulgaria	/		+	+	+	*	*
Chile	*		*	*	*	*	*
China	/		*	*	*	*	-
Colombia	*		*	*	*	*	*
Costa Rica	-		+	+	+	*	-
Costa de Marfil	*		+	+	+	*	-
Croacia	*		+	+	+	-	*
Rep. Checa	-		*	*	*	*	-
Hungría	/		*	*	*	*	*
India	-		*	*	*	*	-
Indonesia	-		*	*	*	*	-
Jordania	-		+	+	+	*	-
Corea	/		*	*	*	*	*
Malasia	*		*	*	*	*	*
México	*		*	*	*	*	*
Marruecos	*		+	+	+	*	-
Nigeria	/		+	+	+	*	-
Panamá			+	+	+	*	-
Perú	*		*	*	*	*	*
Filipinas	*		*	*	*	*	*
Polonia	*		*	*	*	*	*
Rusia	-		*	-	*	-	*
Eslovaquia	-		+	+	+	*	-
Sudáfrica	/		*	*	*	*	*
Tailandia	*		*	*	*	*	*
Túnez	-		+	+	+	*	-
Turquía	*		*	*	*	*	-
Uruguay	/		+	+	+	*	-
Venezuela	*		*	*	*	*	-

	Costo		Comparación			Demanda	*Spread*
	DECPR		PIB		M2		
Ec. en desarrollo							
Albania	-		*	-	*	-	-
Angola	-		*	*	*	-	-
Antigua y Barbudas	-		*	*	*	-	-
Armenia	-		*	*	*	-	-
Aruba	-		*	-	*	-	-
Azerbaijan	-		*	-	*	-	-
Bahamas	-		*	-	*	-	-
Bahrein	-		*	*	*	-	-
Bangladesh	-		*	*	*	-	-
Barbados	-		*	*	*	-	-
Bielorusia	-		*	*	*	-	-
Belice	-		*	*	*	-	-
Benin	-		*	*	*	-	-
Bután	-		*	*	*	-	-
Bosnia & Herzegovina	-		*	*	*	-	-
Botswana	-		*	*	*	-	-
Burkina Faso	-		*	*	*	-	-
Burundi	-		*	*	*	-	-
Camboya	-		*	-	*	-	-
Camerún	-		*	*	*	-	-
Cabo Verde	-		*	-	*	-	-
Rep. Centroafricana	-		*	*	*	-	-
Chad	-		*	*	*	-	-
Hong Kong	-		*	*	*	-	-
Comoros	-		*	-	*	-	-
Rep. Dem. del Congo	-		*	*	*	-	-
Congo	-		*	*	*	-	-
Chipre	-		*	*	*	-	-
Djibouti	-		*	-	*	-	-
Dominica	-		*	*	*	-	-
Rep. Dominicana	/		*	*	*	-	-
Ecuador	*		*	*	*	-	-
Egipto	/		*	*	*	-	-
El Salvador	-		*	*	*	-	-
Guinea Ecuatorial	-		*	*	*	-	-
Estonia	-		*	*	*	-	-
Etiopía	-		*	*	*	-	-
Fiji	-		*	*	*	-	-
Gabón	-		*	*	*	-	-
Gambia	-		*	-	*	-	-
Georgia	-		*	-	*	-	-
Ghana	-		*	*	*	-	-
Granada	-		*	*	*	-	-
Guatemala	-		*	*	*	-	-
Guinea	-		*	-	*	-	-
Guinea-Bissau	-		*	*	*	-	-
Guyana	-		*	*	*	-	-
Haití	-		*	*	*	-	-
Honduras	-		*	*	*	-	-
Israel	-		*	*	*	-	-
Jamaica	-		*	*	*	-	-
Kazajistán	-		*	*	*	-	-
Kenia	-		*	*	*	-	-
Kuwait	-		*	*	*	-	-
Kirguiztan	-		*	*	*	-	-
Laos	-		*	*	*	-	-
Letonia	-		*	*	*	-	-
Líbano	-		*	-	*	-	-
Lesoto	-		*	*	*	-	-
Liberia	-		*	-	*	-	-

	Costo		Comparación			Demanda	*Spread*
	DECPR		PIB		M2		
Ec. en desarrollo							
Libia	-		*	*	*	-	-
Lituania	-		*	*	*	-	-
Macedonia	-		*	-	*	-	-
Madagascar	-		*	*	*	-	-
Malawi	-		*	*	*	-	-
Maldivas	-		*	-	*		
Malí	-		*	*	*	-	-
Malta	-		*	*	*	-	-
Mauritania	-		*	*	*	-	-
Mauricio	-		*	*	*	-	-
Micronesia	-		*	-	*	-	-
Moldavia	-		*	*	*	-	-
Mongolia	-		*	*	*	-	-
Mozambique	-		*	*	*	-	-
Myanmar	-		*	*	*	-	-
Namibia	-		*	*	*	-	-
Nepal	-		*	*	*	-	-
Antillas Holandesas	-		*	-	*	-	-
Nicaragua	-		*	*	*	-	-
Níger	-		*	*	*	-	-
Omán	-		*	*	*	-	-
Pakistán	*		*	*	*	-	-
Papúa Nueva Guinea	-		*	*	*	-	-
Paraguay	-		*	*	*	-	-
Qatar	-		*	*	*	-	-
Rumania	-		*	*	*	-	-
Ruanda	-		*	*	*	-	-
Samoa	-		*	-	*	-	-
Santo Tomé & Príncipe	-		*	-	*	-	-
Arabia Saudita	-		*	*	*	-	-
Senegal	-		*	*	*	-	-
Seychelles	-		*	*	*	-	-
Sierra Leona	-		*	*	*	-	-
Singapur	-		*	*	*	-	-
Eslovenia	-		*	*	*	-	-
Islas Salomón	-		*	-	*	-	-
Sri Lanka	-		*	*	*	-	-
San Cristóbal y Nieves	-		*	*	*	-	-
Santa Lucía	-		*	*	*	-	-
San Vicente y las Granadinas	-		*	*	*	-	-
Sudán	-		*	*	*	-	-
Surinam	-		*	*	*	-	-
Suazilandia	-		*	*	*	-	-
Tayikistán	-		*	-	*	-	-
Tanzania	-		*	-	*	-	-
Togo	-		*	*	*	-	-
Tonga	-		*	-	*	-	-
Trinidad y Tobago	-		*	*	*	-	-
Uganda	-		*	*	*	-	-
Ucrania	-		*	*	*	-	-
Emiratos Árabes Unidos	-		*	*	*	-	-
Vanuatu	-		*	-	*	-	-
Vietnam	-		*	*	*	-	-
Yemen	-		*	*	*	-	-
Zambia	-		*	*	*	-	-
Zimbabue	-		*	*	*	-	-

** incluido; - no incluido; + incluido en la muestra total, pero no en economías emergentes: / incluido solo en costo/PIB.*
Cuando se requiere usar variables reales, se deflactan las series en dólares usando el índice de precios al por mayor de EE.UU. (fuente: Bloomberg).

CUADRO A2.2

Fuentes de Series en Comparaciones Internacionales

Serie	Fuente
Reservas menos oro	IFS
M2	IFS
PIB corriente	IFS
Importaciones USD corrientes	IFS
Deuda externa CP	BIS/FMI/OECD/BM (lineas G, H, I)
Deuda externa total	World Development Finance
Régimen cambiario	Rogoff y Reinhart (2003)
Volatilidad términos de intercambio	Construcción propia en base a la metodología de García (1999)
Tbill (10 años)	Bloomberg
Inversión Extranjera Directa (IED)	IFS
Recaudación fiscal	IFS
PIB real	IFS
Fed Fund	Bloomberg
GRAI	Bloomberg

Cuando se requiere usar variables reales, se deflactan las series en dólares usando el índice de precios al por mayor de EE.UU. (fuente: Bloomberg).

USO DE ANÁLISIS FACTORIAL DINÁMICO PARA PROYECCIONES MACROECONÓMICAS

Álvaro Aguirre R.
Luis Felipe Céspedes C.[*]

I. Introducción

La adopción de esquemas de metas de inflación como eje de la política monetaria por parte de un número creciente de bancos centrales en el mundo, ha acrecentado la necesidad de contar con proyecciones precisas de las principales variables macroeconómicas, en especial de la inflación. El importante aumento de variables disponibles para realizar el proceso de proyección ha facilitado esta tarea.[1] Sin embargo, las principales metodologías de proyección de series macroeconómicas relevantes involucran, en la mayoría de los casos, solo un subconjunto del total de variables disponibles. Un ejemplo de lo anterior es el caso de la metodología generalmente utilizada en el proceso de proyección macroeconómica, la del vector autorregresivo (VAR), la cual en general utiliza un número limitado de variables. Aun cuando la elección de estas variables pueda ser realizada sobre la base de algún proceso de selección estadística, las proyecciones que se obtienen dependen exclusivamente del número reducido de variables seleccionadas, con lo que se pierde información potencialmente útil en el proceso.

Una alternativa a estos modelos de proyección, que involucra el uso de un número elevado de series económicas, es la de modelos derivados a partir de la técnica desarrollada por Stock y Watson (1998). Esta metodología se enmarca dentro del análisis factorial dinámico desarrollado antes por Sargent y Sims (1977), y consiste en reducir la dimensionalidad de las series a ser utilizadas como variables explicativas en la proyección de una serie macroeconómica desde un número grande a uno más pequeño de indicadores o factores. Estos factores son construidos como combinaciones lineales de las variables originales. Las ponderaciones utilizadas en este proceso se obtienen de forma tal de maximizar la proporción de la varianza total existente en el conjunto amplio de series utilizadas, contenida en el nuevo conjunto de variables o factores. De esta forma, se busca que los factores capturen el componente de las variables observadas que se relacione con un componente no observable que contenga mayor información sobre el ciclo global de la economía. En este sentido, eventualmente se podrían realizar interpretaciones casuales relacionando ciertos factores con *shocks* de demanda o de oferta que enfrentara la economía. Teniendo en cuenta la interpretación anterior, dichos factores deberían colaborar con el ejercicio de predicción de variables macroeconómicas relevantes, aunque desde un punto de vista formal esto puede comprobarse solo en función de los resultados estadísticos de las proyecciones.

En cuanto a la metodología utilizada en este trabajo, desarrollada por Stock y Watson (1998), se asume una estructura finita de rezagos en las representaciones de las variables bajo análisis en función de los factores no observables, lo que permite utilizar un análisis de componentes principales en el cálculo de los factores. El uso de componentes principales facilita el cálculo de los factores cuando el número de variables explicativas es grande y permite lidiar con irregularidades en los datos, siendo posible utilizar información proveniente de series para las cuales no existen valores en ciertos períodos al interior de la muestra. Los factores estimados se

Agradecemos los valiosos comentarios de Klaus Schmidt-Hebbel y Rodrigo Caputo, y a Mark Watson por proveernos gentilmente los códigos computacionales.

[*] *División de Estudios, Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Chile.*

[1] *En una economía abierta, como es el caso de la economía chilena, los factores externos juegan un papel principal en el ciclo económico. Hoy es posible contar con indicadores sobre la evolución de un grupo grande de economías en el mundo con rezagos significativamente menores con relación a una década atrás.*

utilizan luego para realizar proyecciones de distintas variables macroeconómicas a distintos horizontes.

En este trabajo aplicamos esta técnica a las proyecciones de series macroeconómicas para la economía chilena, con especial énfasis en las proyecciones de inflación. Utilizando una base de datos de 306 series económicas con frecuencia mensual disponible para la economía chilena desde 1986, calculamos un grupo reducido de factores para ser incorporados en proyecciones de inflación y crecimiento. Estas proyecciones se comparan con las obtenidas a partir de modelos autorregresivos no restringidos para las series a proyectar, con el objetivo de definir su calidad predictiva, utilizando como criterio el error cuadrático medio. Nuestros resultados indican que el uso de factores mejora de manera significativa las proyecciones con relación a dichos modelos, tanto en inflación como en crecimiento.

Numerosos trabajos han aplicado esta metodología para proyectar la inflación y otras variables macroeconómicas. Entre otros, Camacho et al. (2003) para España, Artis et al. (2001) para el Reino Unido, Gosselin y Tkacz (2001) para Canadá y Marcellino et al. (2003) y Angelini et al. (2001) para la zona euro, además de Stock y Watson (2002) para Estados Unidos. Estos autores han mostrado que el uso de este tipo de análisis en el proceso de proyección de variables macroeconómicas incrementa en general la precisión de las proyecciones.

Un desafío adicional que se enfrenta en este trabajo es la no estacionariedad de la tasa de inflación en parte importante de la muestra. Una alternativa es diferenciar esta variable y trabajar con esta transformación como variable dependiente. Desde un punto de vista teórico, esta alternativa es menos atractiva. Más aun, nuestros análisis estadísticos muestran que, hacia el período final de la muestra, la inflación es estacionaria. Lo anterior no es una sorpresa, en tanto durante gran parte de la década de los noventa la economía chilena vivió un proceso de estabilización de la inflación desde niveles cercanos a 30% hasta tasas de un dígito. Este proceso se dio dentro de un marco de política centrado principalmente en la meta de inflación, la que fue descendiendo paulatinamente desde comienzos de los noventa hasta centrarse en torno al 3%. Es por esto que en este trabajo utilizamos como variable dependiente el nivel de la tasa de inflación. Posteriormente, de forma tal de solucionar la aparente no estacionariedad de la inflación durante parte importante de la muestra, utilizamos como variable a proyectar la desviación de la inflación de la meta de inflación.

El análisis factorial aplicado en este trabajo no está restringido solamente a su uso en modelos de proyección que no constituyen una representación estructural de la economía. Adicionalmente, en este trabajo se analizan los efectos de introducir factores en la especificación de una curva de Phillips tradicional, bajo la hipótesis de que dichas variables no observadas de la economía contendrían información adicional a la brecha de producto relevante para la proyección de inflación. Siguiendo un proceso similar al arriba indicado, nuestros resultados revelan que la introducción de factores en esta representación estructural del proceso inflacionario mejora la capacidad predictiva de las proyecciones, colaborando positivamente con la proyección basada en una curva de Phillips tradicional para un horizonte de doce meses.

El presente trabajo comienza presentando con mayor detalle la metodología utilizada en el cálculo de los factores y en las proyecciones. En la sección III se lleva a cabo un análisis de los factores. En esta sección se plantea una interpretación casual de la información contenida en los factores, analizando específicamente la correlación entre estos y las series económicas utilizadas, de forma tal de determinar si se puede inferir alguna hipótesis acerca de su comportamiento. Posteriormente, en la sección IV, realizamos ejercicios de proyección para la inflación y para crecimiento (sobre la base del Imacec) comparando estos con modelos autorregresivos no restringidos y explicando la manera en que se trata de solucionar el problema del comportamiento de la inflación en Chile durante la última década. Por último, en la sección V, se muestran los resultados, en términos del ajuste de las proyecciones de inflación, de incorporar factores a una curva de Phillips tradicional. La sección VI concluye y lista los pasos a seguir luego de esta primera etapa de proyecciones.

II. Metodología

Considérese la siguiente variable macroeconómica de interés, Y_t , a ser proyectada utilizando , un grupo amplio de variables explicativas de dimensión N, disponibles en el período t. Generalmente, los métodos de proyección utilizan solo un subconjunto del grupo amplio de variables X_t potencialmente útiles para la proyección, debido a los problemas estadísticos que implica un alto número de variables explicativas. En consecuencia, el desempeño de estos métodos tradicionales de proyección está determinado por el restringido grupo de variables elegidas. Una alternativa a esta metodología de proyección consiste en agrupar la información contenida en el conjunto completo de variables (X_t) eliminando el contenido idiosincrásico de cada serie. La idea tras esta estrategia es que la información relevante —y por lo tanto el poder predictivo de un número grande de variables macroeconómicas— puede resumirse en un número menor de factores no observables directamente. Estos factores representan las variables subyacentes que explicarían la variación conjunta en el tiempo de las variables macroeconómicas observables (ver Sargent y Sims, 1977). Suponiendo que $(X_t\ ,\ Y_{t-1})$ puede ser representado por una estructura factorial dinámica con $\bar{r}$ factores dinámicos comunes (f_t), se obtiene que:

$(r \leq (q+1)\bar{r}.$

$$X_{it} = \lambda_i(L) f_t + e_{it} \qquad \text{con } 1,\ldots,N \tag{1}$$

$$Y_{t+h} = \beta_h(L) f_t + \gamma_h(L) Y_t + \varsigma_{t+h} \tag{2}$$

donde h es el horizonte de proyección para la variable Y_t , e_{it} y ς_{t+h} son *shocks* idiosincrásicos y $\lambda_i(L)$, $\beta_h(L)$, y $\gamma_h(L)$ son operadores de rezagos, los últimos dos dependientes del horizonte de proyección elegido. La ecuación (1) indica que el comportamiento de las variables contenidas en el vector X_t puede ser explicado por un grupo común de factores, f_t, sus rezagos, y un componente idiosincrásico. La segunda ecuación indica que estos factores junto con rezagos de la variable proyectada son utilizados en la estimación.

Si se asume, adicionalmente, que el número de rezagos es menor que q, un número finito, es posible expresar el sistema anterior a través de la siguiente representación estática:

$$X_t = \theta F_t + e_t \tag{3}$$

$$Y_{t+h} = \beta_h' F_t + \gamma_h(L) Y_t + \varepsilon_{t+h} \tag{4}$$

donde $F_t = (f_t,\ldots,f_{t-q})$ es una matriz de factores de orden , con Stock y Watson (1998) muestran que asumiendo ciertas restricciones sobre ciertos momentos y condiciones de estacionariedad en las variables utilizadas, el espacio comprendido por los factores dinámicos, f_t, se puede estimar consistentemente mediante un análisis de componentes principales sobre la matriz de covarianza de X_t. Adicionalmente, el uso de componentes principales permite calcular estos estimadores fácilmente, incluso cuando N, el número de variables explicativas, es grande, y permite ser generalizado para lidiar con irregularidades en los datos. Stock y Watson muestran, además, que las proyecciones de Y_t obtenidas a partir del uso de los factores son asintóticamente eficientes si el número de factores incluidos en el modelo a estimar es igual o mayor que el número de factores dinámicos comunes $\bar{r}$, y si la dimensión transversal de X_t es mucho mayor que la dimensión temporal.

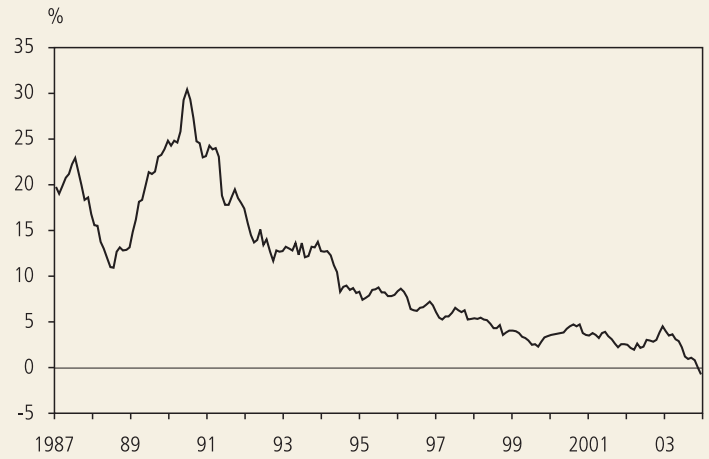
III. Cálculo de Factores para la Economía Chilena

Los factores son calculados a partir de 306 series económicas disponibles en frecuencia mensual para el período marzo 1986 — marzo 2004. La selección de estas variables se basa únicamente en un criterio de disponibilidad al no existir un método estadístico claro en la literatura. Sin embargo, la inclusión de variables adicionales en principio no debería afectar los resultados, por cuanto su aporte marginal a la varianza del conjunto amplio de datos debería ser reducido.[2] Para llevar a cabo el cálculo de los factores es necesario que todas las variables utilizadas en el análisis sean estacionarias por lo que, cuando fue necesario, las variables se diferenciaron cuantas veces fue necesario a fin de obtener estacionariedad. La diferenciación de las variables se hizo de forma tanto mensual como anual, por lo que se calcularon dos tipos de factores, unos que explican la varianza de las diferencias en un

[2] *No obstante, nuestros resultados difieren según los datos que se utilicen en la matriz de variables observables, lo que implicaría que la estimación de los factores podría ser sensible a la representación que tiene cada sector económico en la base de datos.*

GRÁFICO 1

Tasa de Inflación Anual en Chile



mes de este tipo de variables y otros que la explican en doce meses, utilizando ambos para las proyecciones.[3] Adicionalmente, y tal como el método lo requiere, las variables fueron estandarizadas con respecto a su media y varianza, lo que permitió utilizar de la misma manera las distintas series. Además, cuando fue necesario, las series se desestacionalizaron con el método X-12 ARIMA.

Como se mencionó anteriormente, en Chile la inflación ha sido bastante fluctuante en el tiempo. Además, luego de un largo proceso, las tasas de inflación fueron reducidas desde valores superiores a 20% en la década de los ochenta a niveles de un dígito hacia fines de la década pasada. Esta disminución gradual de la inflación se realizó utilizando una política monetaria centrada en la meta de inflación como el ancla nominal de la economía. En la actualidad, la política monetaria está guiada por objetivos inflacionarios dentro de una banda para la inflación centrada en el 3% (gráfico 1). En la totalidad de la muestra elegida los tests estadísticos indican que la inflación tiene raíz unitaria; sin embargo, desde un punto de vista teórico esto no debería ocurrir. Más aún, si se restringe la muestra, los tests estadísticos arrojan resultados contradictorios. Por otra parte, dentro del marco de política imperante, la tasa de inflación debería continuar con su oscilación con respecto al rango meta, tal como ha venido ocurriendo en los últimos años. Basados en esto decidimos no diferenciar las tasas de inflación, tanto para el cálculo de los factores como para las proyecciones.[4] Sin embargo, en una etapa posterior utilizamos las desviaciones de la inflación efectiva con respecto a la meta de inflación para cada período como la variable a proyectar para confirmar la robustez de los resultados y cuantificar posibles mejoras en la calidad de las proyecciones.

De manera tal de representar de la forma más adecuada posible la economía chilena, consideramos distintos tipos de variables económicas. En particular, en nuestro análisis incluimos variables que representan producción (tales como producción industrial y ventas industriales), el sector externo (importaciones, exportaciones y precios de *commodities*, entre otras), precios (desagregaciones de los índices de precios al consumidor y al por mayor), el mercado laboral (costos laborales, empleo, desempleo y salarios), agregados monetarios, el sector fiscal y el mercado financiero (colocaciones, captaciones, tipos de cambio y tasas de interés, entre otras).[5]

Como no todas las series están disponibles para el período completo, y la metodología de componentes principales utilizada para el cálculo de los factores requiere que las bases de datos estén completas, se efectuaron tres tipos de estimaciones: balanceadas, no balanceadas y apiladas o *stacked*. En el primer caso se utilizan solo variables que estén disponibles para el período completo de estimación. En el segundo, las variables con observaciones no disponibles, se completan (el grupo de observaciones es balanceado) utilizando el valor proyectado para esa observación a partir de los factores obtenidos en la estimación balanceada. Una vez completadas las variables, se procede a reestimar los factores en un proceso que, luego de varias iteraciones, estima factores con toda la información disponible. Finalmente, en el caso de las estimaciones *stacked*, se duplica el tamaño de los datos balanceados utilizando un rezago de cada una de estas variables.

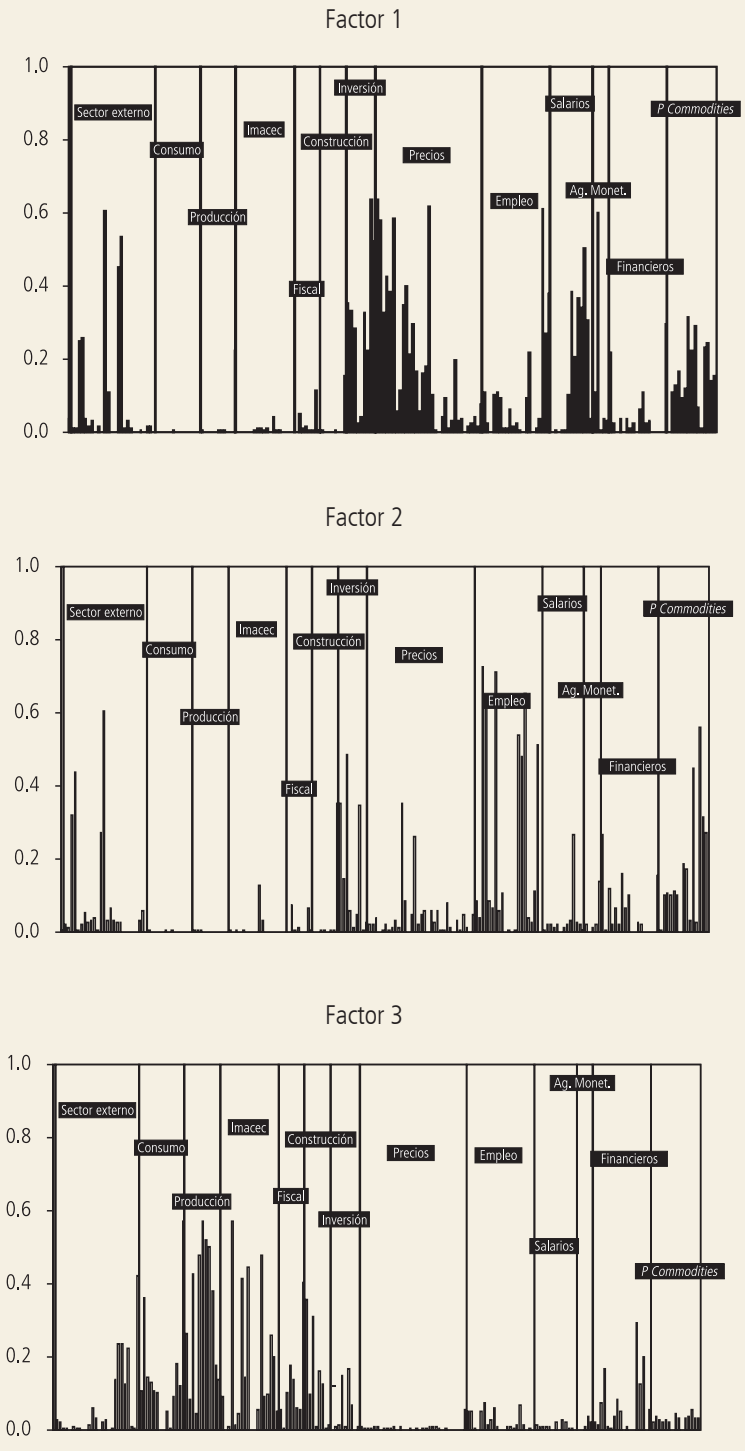
[3] Cuando las variables utilizadas son variaciones en doce meses (mensuales) los rezagos de inflación corresponden la tasa de variación anual (mensual).

[4] De todas formas se hicieron estimaciones con diferencias de inflación, pero los resultados fueron inferiores.

[5] La lista de variables utilizadas se encuentra disponible con los autores.

GRÁFICO 2

R^2 de Regresiones entre Factores y Variables Usadas para su Estimación



Es posible calcular un número arbitrario de factores, por lo que solo determinamos el número apropiado a utilizar en el ejercicio de proyecciones.[6] En particular, se puede ver que un número acotado de factores explica una proporción importante de la varianza de las series utilizadas. Algunos autores han señalado que aquel o aquellos factores relacionados principalmente con variables de actividad podrían ser interpretados como factores reales mientras que aquel o aquellos relacionados con precios, tasas de interés, tipos de cambio o salarios podrían ser interpretados como factores nominales. Esta interpretación, sin embargo, adolece del problema de identificación, dado que el estimador es coherente para el espacio cubierto por los factores, no para los factores mismos. En consecuencia, es difícil proveer una interpretación estructural a partir de los factores calculados, pues estos no coinciden necesariamente con las fuerzas que están tras el ciclo económico. Sin embargo, una combinación de ellos sí lo estará y por lo tanto puede ser útil analizar cómo se correlacionan estos con el grupo completo de variables utilizadas.

El gráfico 2 presenta los R^2 de los primeros tres factores y las distintas variables que componen la muestra, agrupadas de acuerdo con la clasificación antes señalada. Un R^2 alto indica que la variable bajo análisis es un importante componente del factor bajo análisis. En primer lugar, es posible señalar que la correlación del primer factor con variables de actividad es baja, mientras que es alta en relación con variables de precio, del mercado laboral (en particular con relación a las variables de salario), tasas de interés y algunas variables del sector externo. Siguiendo estudios previos, este factor

[6] *Aun cuando se han propuesto recientemente algunos tests para determinar el número de factores, no existe un tratamiento claro a este respecto, lo que no ha permitido en primera instancia seguir un enfoque simple.*

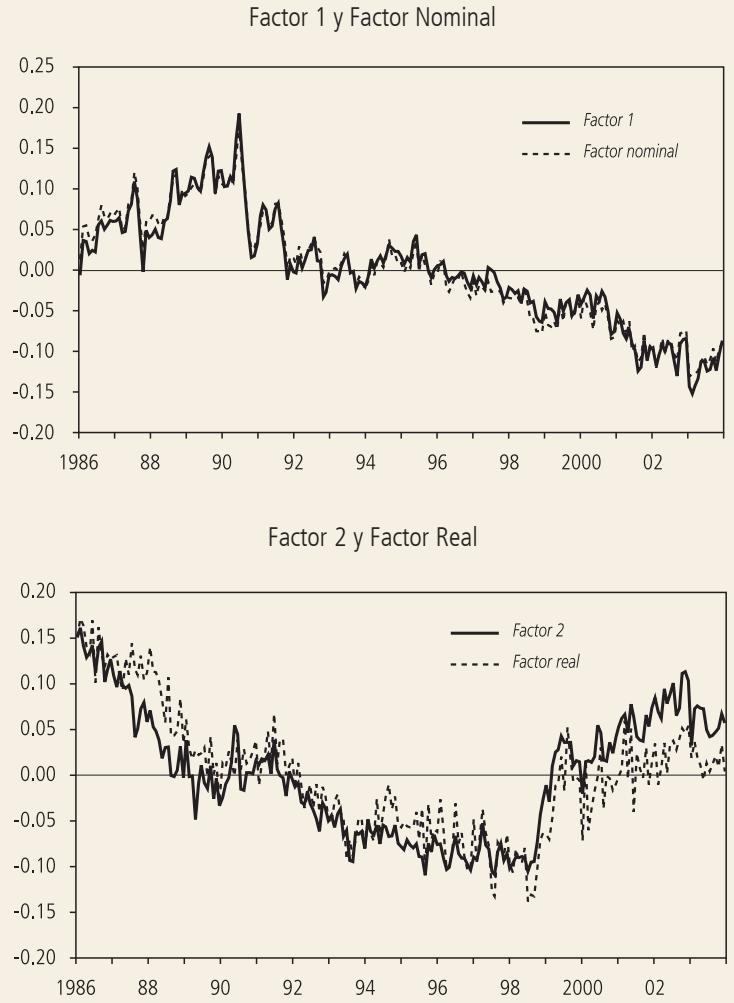
podría interpretarse como un factor nominal. El segundo factor está correlacionado principalmente con variables de actividad y con medidas de empleo. Al estar relacionado principalmente con variables de este tipo, podría ser definido como un factor real. Finalmente el factor tres parece estar correlacionado en mayor medida con variables de actividad.

A fin de corroborar la posible asociación de ciertos factores con variables nominales o reales, se procedió a dividir la muestra de acuerdo con dicho criterio y se calcularon grupos de factores a partir de dos submuestras: la primera relacionada con variables nominales, tales como salarios nominales y precios, y la segunda con variables de actividad entre otras variables reales. Los resultados muestran que el factor principal del conjunto calculado con variables nominales está altamente correlacionado con el primer factor calculado con todas las variables. Lo mismo ocurre entre el primer factor calculado sobre la base de variables reales y el segundo factor del conjunto completo de variables. Todo esto reafirma la conclusión en cuanto a la caracterización nominal o real de los factores llevada a cabo en el párrafo anterior (ver gráfico 3).

Adicionalmente, resulta útil examinar la evolución dinámica de los primeros tres

GRÁFICO 3

Relación entre Factores Estimados con la Muestra Completa y Factores Estimados en Base a Submuestras



CUADRO 1

Correlaciones entre Factores e Inflación y Crecimiento a Distintos Horizontes

	Horizonte	F1	F2	F3
Inflación	6	0.82	0.17	0.05
	9	0.86	0.21	0.03
	12	0.88	0.24	0.01
Crecimiento	6	0.33	0.03	-0.15
	9	0.39	0.06	-0.17
	12	0.45	0.08	-0.13

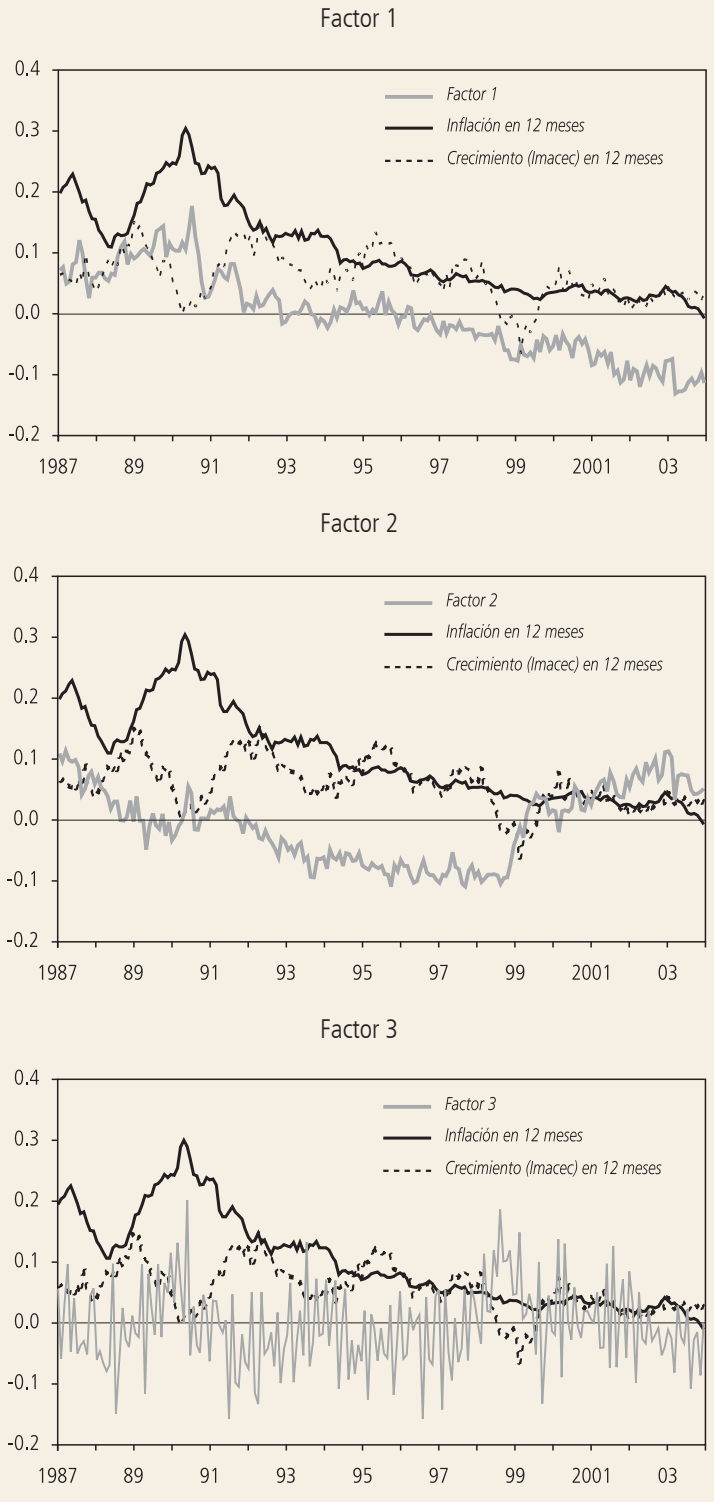
CUADRO 2

Correlaciones entre Factores Estimados en Base a Variables Reales y Nominales, e Inflación y Crecimiento a Distintos Horizontes

	Horizonte	F Nom 1	F Nom 2	F Real 1	F Real 2
Inflación	6	0.78	0.10	0.45	0,00
	9	0.82	0.13	0.49	0,00
	12	0.85	0.15	0.53	-0.01
Crecimiento	6	0.31	-0.05	0.20	0.01
	9	0.36	-0.06	0.26	0.04
	12	0.41	0,00	0.29	0.02

GRÁFICO 4

Factores e Inflación y Crecimiento (Imacec)



factores y la de la inflación y del crecimiento en el Indicador Mensual de Actividad Económica (Imacec) (gráfico 4). El primer factor presenta un patrón cíclico muy similar al de la inflación, mientras que el tercer factor parece tener una evolución cíclica muy similar a la del Imacec. El segundo factor, en cambio, presenta un fuerte ajuste entre 1998 y 1999, lo que corrobora la fuerte correlación entre este factor y las series de actividad, las cuales experimentaron un fuerte ajuste en ese período. Se presentan también las correlaciones entre los factores y la inflación y el crecimiento futuro a seis, nueve y doce meses (cuadro 1). Los resultados muestran que el primer factor se correlaciona en magnitud importante y positivamente tanto con la inflación como con el crecimiento, lo que podría dar una señal de que se trata de un factor relacionado con *shocks* de demanda. El segundo factor muestra correlaciones bajas con crecimiento y positivas con inflación, mientras que el tercero muestra correlaciones con respecto a las dos variables con distinto signo, lo que podría ser una señal de que se trata de un *shock* de oferta.

En cuanto a las correlaciones entre los factores calculados sobre la base de las dos submuestras de variables nominales y reales en relación con inflación y crecimiento, los resultados obtenidos son similares a los anteriores (cuadro 2). Sin embargo, en el caso del primer factor real las correlaciones tienen el mismo signo tanto como para inflación como para crecimiento. Este hecho reafirmaría la conveniencia de estimar los factores sobre la base del conjunto completo de variables, inclusive cuando se le quiere dar una interpretación en el marco analítico de oferta y demanda agregadas. Esto se debe a que *shocks* de demanda o de oferta pueden tener un impacto sobre variables tanto nominales como reales, por lo que la división de la muestra no separa

adecuadamente la información relacionada con uno u otro *shock* agregado.

IV. Proyecciones de Inflación y Actividad

Esta sección analiza, en primer lugar, los resultados del proceso de proyección para el Índice de Precios al Consumidor (IPC) y luego los del crecimiento en el Imacec, utilizando los factores analizados en la sección anterior. En particular, se procede a realizar proyecciones de inflación (π) para distintos horizontes de tiempo. Estas proyecciones se obtienen a partir de la estimación de la siguiente función de proyección para distintos horizontes de tiempo:

(5)

donde $\hat{F}_t$ corresponde al vector de k factores estimados y h es el horizonte de proyección. Como ya se mencionó, se supone que la inflación es un proceso integrado de orden cero, lo que es coherente con nuestra apreciación teórica y con los resultados obtenidos de los tests de raíces unitarias para algunos subperíodos de la muestra.[7] Se estiman cuatro variantes de esta ecuación a fin de evaluar la robustez de los resultados obtenidos. Un primer grupo de proyecciones se obtiene de la estimación de un modelo en el que solo se consideran factores contemporáneos. Un segundo grupo incluye solo factores contemporáneos y sus rezagos. Un tercer grupo de estimaciones incluye solo factores contemporáneos y rezagos de la inflación. Finalmente, se obtienen proyecciones en las que se consideran tanto rezagos de factores como rezagos de inflación. La selección del número óptimo de rezagos para cada modelo se determina a través del criterio de información bayesiano. El modelo de proyección se estima para horizontes de tres, seis, nueve y doce meses con los tres tipos grupos de información disponibles: balanceados, no balanceados y *stacked*.

Con el fin de evaluar el desempeño predictivo de estas estimaciones, se procede a obtener proyecciones fuera de muestra para distintos horizontes de inflación a partir de enero de 1996. Posteriormente se comparan los errores cuadráticos medios de estas proyecciones con los que se obtienen a partir de un modelo autorregresivo para la inflación. Los resultados (cuadro 3) indican que el uso de factores reduce de manera significativa los errores cuadráticos medios con respecto al modelo autorregresivo en el caso del IPC. El cuadro presenta la razón entre el ECM de la mejor especificación y el de un modelo autorregresivo no restringido. También presenta los errores estándar de dicha razón y la especificación. Los resultados muestran que las proyecciones sobre la base de factores tienen una mayor calidad predictiva que el método autorregresivo para todos los horizontes considerados. Por otra parte, y al igual que en estudios previos, solo se utiliza un factor en las proyecciones para todos los horizontes, correspondiendo al primer factor estimado, el que explica la mayor cantidad de varianza posible y que fue analizado anteriormente como un factor que podría capturar *shocks* nominales o de demanda. En relación con el número de rezagos, las proyecciones utilizan, en general, al menos un rezago de inflación, mientras que no utilizan rezagos de factores.

Tal como se mencionó, durante la década de los noventa la tasa de inflación experimentó una importante caída. La existencia de metas de inflación anuales durante todo este período ha sido sindicada como un importante elemento modelador de la dinámica inflacionaria. Entre otros, Valdés (1998) argumenta fuertemente a favor de modelar la evolución de la inflación en relación con la meta de inflación. Esta estrategia permite, adicionalmente, lidiar con potenciales problemas de suponer erróneamente que el proceso de inflación es I(0). Esto además se podría reflejar en altos errores cuadráticos medios, lo que no permitiría estimar bien la calidad de las estimaciones. De forma tal de poner a prueba la robustez de nuestros resultados previos, procedemos a estimar el siguiente modelo de proyección:

(6)

[7] *No así para el total de la muestra. No obstante, realizamos estimaciones alternativas en las que se supuso un orden de integración mayor para la inflación, sin encontrar mejores resultados en términos de la bondad de las proyecciones.*

CUADRO 3

Resultados de Proyecciones de Inflación sin Ajustar

Horizonte	ECM en Relación al Modelo AR	Error Estándar	Factores	Rezagos de Factores	Rezagos de Inflación	ECM AR
3	0.60	0.14	1	0	>=1	0.012
6	0.64	0.23	1	0	>=1	0.033
9	0.60	0.17	1	0	>=1	0.046
12	0.76	0.28	1	0	0	0.090

CUADRO 4

Resultados de Proyecciones de Inflación con Respecto a la Meta

Horizonte	ECM en Relación al Modelo AR	Error Estándar	Factores	Rezagos de Factores	Rezagos de Inflación	ECM AR
3	0.95	0.07	1	1	0	0.003
6	1.05	0.09	1	1	0	0.005
9	0.93	0.23	1	3	6	0.009
12	0.64	0.27	2	0	0	0.015

CUADRO 5

Resultados de Proyecciones de Inflación con Respecto a la Meta Muestra Ajustada

Horizonte	ECM en Relación al Modelo AR	Error Estándar	Factores	Rezagos de Factores	Rezagos de Inflación	ECM AR
3	0.95	0.07	1	0	>=1	0.003
6	1,00	0.08	2	0	0	0.005
9	0.88	0.12	1	1	6	0.009
12	0.62	0.24	1	0	0	0.015

Un resultado inmediato de esta estrategia es que el proceso autorregresivo mejora significativamente, lo que se traduce en una disminución en las razones entre los errores cuadráticos medios para los distintos horizontes de proyección (cuadro 4). En general, la relación entre los ECM es cercana a 1. La única excepción es la proyección a doce meses, la que no obstante se compara con un mejor resultado del proceso autorregresivo, muestra una menor relación entre su ECM y el de este último modelo. Es posible que el cálculo de los factores pueda estar influenciado por el hecho de que las tasas de interés presentaron importantes movimientos en el año 1998. Dicho de otra forma, parte importante de la varianza conjunta de las series utilizadas para el cálculo de los factores se puede deber a la varianza experimentada por las distintas tasas de interés que se utilizan, o variaciones dentro del bloque de tasas de interés, sin estar estas necesariamente relacionadas con las restantes series.[8] Para corregir por este hecho, obtuvimos un nuevo grupo de factores eliminando las tasas de interés del cálculo de estos.[9] Los resultados indican que la capacidad predictiva tendería a aumentar para la mayoría de los horizontes considerados (cuadro 5), lo que implica que la forma que tome el conjunto de variables observables que se utilice puede tener una influencia importante en la calidad de las proyecciones.

[8] *Boivin y Ng (2003) demuestran que el uso de submuestras mejora los resultados de proyección.*

[9] *Adicionalmente se eliminaron otras variables que podrían estar sobrerrepresentando ciertos sectores de la economía.*

CUADRO 6

Resultados de Proyecciones de Crecimiento en base a Imacec
Muestra Ajustada

Horizonte	ECM en Relación al Modelo AR	Error Estándar	Factores	Rezagos de Factores	Rezagos de Inflación	ECM AR
3	0.79	0.18	3	>=1	0	0.025
6	0.70	0.20	1	>=1	0	0.068
9	0.66	0.26	1	0	0	0.119
12	0.42	0.25	6	0	0	0.293

Es importante notar que el número de factores utilizados en las proyecciones sigue siendo relativamente bajo. Nuevamente, conforme el horizonte de proyección aumenta, las proyecciones de los modelos con factores mejoran en relación con las de los modelos autorregresivos. Además, y al igual que en trabajos anteriores, el método no balanceado es el que en general mejores resultados arroja, lo que permite confirmar que el método es bueno para lidiar con problemas de irregularidad en los datos.

Terminamos esta sección analizando los efectos que tiene sobre la capacidad predictiva el uso de factores en proyecciones de actividad. Como medida de actividad utilizamos el Indicador Mensual de Actividad Económica (Imacec) elaborado por el Banco Central de Chile y que sigue de cerca la evolución del PIB. Las proyecciones se realizan para horizontes de tres, seis, nueve y doce meses con los factores estimados, sin incluir tasas de interés.[10] Nuestros resultados indican que el poder predictivo de las proyecciones de actividad supera el de las proyecciones que emergen de modelos autorregresivos para el Imacec (cuadro 6). Nuevamente, a mayores horizontes, el poder predictivo de nuestros modelos factoriales aumenta significativamente con relación al modelo AR. En este caso, y para algunos horizontes, las mejores proyecciones utilizan una mayor cantidad de factores que las proyecciones de la inflación.

V. Curva de Phillips y Factores

Una forma alternativa de usar los factores consiste en introducirlos en algún tipo de estimación estructural de la variable a proyectar y analizar cómo se ven afectados los resultados de la proyección. En el caso de las proyecciones de inflación, resulta lógico pensar en la curva de Phillips. En consecuencia, procedemos en primer lugar a especificar una curva de Phillips tradicional. En particular, estimamos la siguiente relación:

$$(\hat{\pi}_{t+h/T} - \overline{\pi}_{t+h}) = \hat{\alpha}_h + \sum_{j=1}^{p} \hat{\theta}'_{hj} \hat{U}_{T-j+1} + \sum_{j=1}^{p} \hat{\gamma}'_{hj} \left(\pi_{T-j+1} - \overline{\pi}_{T-j+1}\right) + \varepsilon_{t+h}, \quad (7)$$

donde $\hat{U}$ corresponde a la brecha de producto calculada a partir de la aplicación de filtro de Hodrick-Prescott. Esta relación indica que cuando el producto efectivo se encuentra por sobre su nivel potencial, se producen presiones inflacionarias. En la medida en que otros "factores" puedan estar afectando la evolución de la inflación y que estos no estén reflejados en esta medida de brecha, el uso de los factores obtenidos a partir del método de Stock y Watson (1998) puede incrementar el poder predictivo de esta relación. Más aun, en la medida en que estos factores aporten información relevante respecto de la evolución futura de la brecha de producto —y por lo tanto de la inflación—, se pueden lograr importantes mejoras en la capacidad predictiva a partir de la curva de Phillips. Basados en lo anterior, procedemos a estimar una versión aumentada de esta curva de Phillips utilizando factores. En concreto, estimamos la siguiente relación:

$(\hat{\pi}_{t+h/$

(8)

[10] *Se hicieron proyecciones con los factores sin ajustar, pero los resultados fueron inferiores.*

CUADRO 7

Resultados de Proyecciones de Inflación Incluyendo Brecha de Producto
Muestra Ajustada

Horizonte	ECM en Relación al Modelo AR	ECM en Relación a Curva Phillips	Error Estándar	Factores	Rezagos de Factores	Rezagos de Inflación
3	1.79	1.14	0.15	1	0	>=1
6	1.25	0.85	0.12	1	0	0
9	0.61	0.89	0.14	1	0	0
12	0.56	0.80	0.28	1	0	0

Nuestros resultados indican en primer lugar que una curva de Phillips mejora los resultados del ejercicio de proyección en relación con los modelos autorregresivos solo para los horizontes de nueve y doce meses. Por su parte, una curva de Phillips aumentada con factores exhibe mejor poder predictivo, según nuestro criterio del error cuadrático medio (ECM), tanto en comparación con los modelos autorregresivos como con el modelo de curva de Phillips tradicional para dichos horizontes (cuadro 7). Es posible apreciar que en estos dos casos solo un factor reemplaza el rezago en la inflación para lograr resultados superiores a los de una curva de Phillips tradicional. Es importante destacar que dicho factor es aquel que está más relacionado con variables nominales, por lo que se podría inferir que la brecha de producto se mantiene como la principal variable que entrega información sobre actividad económica en las proyecciones de inflación.

VI. Conclusiones

En este documento implementamos el método desarrollado por Stock y Watson (1998) de análisis factorial en el proceso de proyección de la inflación (IPC) y de actividad (Imacec). Nuestros resultados indican que el uso de factores, los cuales representan las variables subyacentes que explican la variación en el tiempo del ciclo económico, mejora de manera significativa la capacidad predictiva. Nuestros resultados también indican que el uso de estos factores en modelos estructurales de inflación, tal como la curva de Phillips, puede generar importantes mejoras en el ajuste de la proyección.

Las ganancias derivadas de la inclusión de factores dinámicos en la proyección de variables macroeconómicas han sido documentadas por una serie de estudios para terceros países. En dichos estudios se comprueba que, al igual que en el presente trabajo, los resultados tienden a mejorar

CUADRO 8

Comparación de Resultados con otros Estudios
Relación entre EMC de la mejor proyección incluyendo factores y de un modelo autoregresivo no restringido

País	Estudio	Producción				Inflación			
		3 meses	6 meses	9 meses	12 meses	3 meses	6 meses	9 meses	12 meses
España	Camacho et al. (2003)	0.73	0.63	-	0.55	0.66	0.41	-	0.33
Reino Unido	Artis et al. (2001)	-	0.84	-	0.87	-	0.60	-	0.43
Canadá	Gosselin et al. (2001)	-	-	-	-	-	-	-	0.61
Zona Euro	Marcellino et al. (2003)	1.23	0.94	-	0.57	1.04	1.30	-	2.78
EEUU	Stock y Watson (2002)	-	0.64	-	0.49	-	0.71	-	0.64
Chile		0.79	0.70	0.66	0.42	0.95	1.00	0.61*	0.56*

** Estimaciones que incluyen brecha de producto.*

mientras más largo es el horizonte de proyección (cuadro 8). En la proyección de la actividad económica —que en ciertos casos corresponde al crecimiento de la producción industrial—, nuestros resultados para un horizonte de doce meses se comparan positivamente con el resto de los estudios, mientras para las proyecciones de inflación nuestros resultados se acercan al promedio de las ganancias obtenidas en ellos. De todas formas, una evaluación más completa debería tener en cuenta la variabilidad relativa de las series a proyectar y cómo dicha variabilidad afecta la estimación tanto del modelo autorregresivo para el cual se comparan los resultados, como de las proyecciones que incluyen los factores dinámicos.

Finalmente, el uso de esta metodología no está restringido a la obtención de proyecciones de inflación. Tal como ha sido documentado por Bernanke y Boivin (2003), el análisis factorial dinámico puede ser utilizado para mejorar el entendimiento respecto de la función de reacción de la política monetaria en un ambiente de alta disponibilidad de información. Adicionalmente, es posible avanzar en una interpretación más estructural de los factores, lo que facilitaría la interpretación de los resultados obtenidos y un análisis más estilizado de los mecanismos de transmisión de la política monetaria en este marco.[11]

[11] *Ver Justiniano (2002) y Bernanke, Boivin, y Eliasz (2004).*

Referencias

Angelini, E., J. Henry y R. Mestre (2001). "Diffusion Index-based Inflation Forecasts for the Euro Area." Documento de Trabajo Nº61, Banco Central Europeo.

Artis M., A. Banerjee y M. Marcellino (2001). "Factor Forecasts for the UK." Mimeo, European University Institute.

Bernanke, B. y J. Boivin (2003) "Monetary Policy in a Data-rich Environment." *Journal of Monetary Economics* 50: 525-46.

Bernanke, B., J. Boivin y P. Eliasz (2004). "Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach." NBER Working Paper Nº10220.

Boivin, J. y S. Ng (2003). "Are More Data Always Better for Factor Analysis?" NBER Working Paper N°9829.

Camacho, M. y E I. Sancho (2003). "Spanish Diffusion Indexes." *Spanish Economic Review* 5(3):173-203.

Gosselin, M. y G. Tkacz (2001). "Evaluating Factor Models: An Application to Canadian Inflation." Working Paper Nº18, Bank of Canada.

Justiniano, A. (2002). "Sources and Propagation Mechanisms of Foreign Disturbances in Small Open Economies: A Dynamic Factor Analysis." Mimeo, Princeton University.

Marcellino, M., J. Stock y M. Watson (2003). "Macroeconomic Forecasting in the Euro Area: Country Specific versus Area-wide Information." *European Economic Review* 47:1-18.

Sargent, T. y C. Sims (1977). "Business Cycle Modeling without Pretending to Have Too Much A-priori Economic Theory." En *New Methods in Business Cycle Research*, Minneapolis: Federal Reserve Bank.

Stock, J. y M. Watson (1998) "Diffusion Indexes." NBER Working Paper Nº6702.

Stock, J. y M. Watson (2002) "Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes." *Journal of Business & Economic Statistics* 20(2): 147-62.

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

PROYECCIÓN DE PRODUCCIÓN Y VENTAS INDUSTRIALES CON PROCEDIMIENTOS AUTOMATIZADOS*

*Rómulo Chumacero E.***

I. Introducción

La precisión es importante en las proyecciones, porque estas se usan para guiar decisiones. Dada la variedad de métodos de proyección disponibles, se hace necesario contar con un enfoque metodológico riguroso para evaluar y comparar sus fortalezas y debilidades.

En este sentido, este artículo provee un aporte al considerar una variedad de modelos de series de tiempo y sus respectivos procesos automatizados de selección.[1] Estos modelos se utilizan para proyectar la producción y las ventas industriales de Chile con información mensual de estas series para una muestra comprendida entre los años 1991 y 2003.

Aunque el principal objetivo del trabajo es el de extraer lecciones para realizar proyecciones, en casos, los resultados pueden servir como guía del tipo de modelos teóricos compatibles con los resultados aquí obtenidos.

Algunos de los modelos considerados incorporan características no lineales que pueden estar presentes en los datos. Es importante, sin embargo, destacar que en todo proceso de estimación o proyección que no esté estrictamente guiado por un modelo teórico, el investigador incurrirá muchas veces en una exhaustiva búsqueda entre modelos de complejidad variable. Por ello, es necesario que cuando se comparen proyecciones se utilice un enfoque robusto a este aspecto.

El resto del artículo se organiza como sigue: la sección II entrega una breve descripción de los datos. La sección III presenta los diversos tipos de modelo utilizados. La sección IV aplica varias metodologías para comparar la precisión de los modelos de proyección. La sección V resume los resultados encontrados.

II. Los Datos

En este trabajo se utilizan observaciones mensuales de las variaciones en doce meses de la producción y de las ventas industriales que publica el Instituto Nacional de Estadísticas (INE) para el período 1991:12 y 2003:11.[2]

CUADRO 1

Resumen Estadístico: Producción y Ventas Industriales en Chile
(tasas de crecimiento entre 1991:12 y 2003:11)

	Producción	Ventas
Media (%)	3.27	3.46
Desviación estándar (%)	4.85	5.09
Autocorrelación de primer orden	0.56	0.50
Test de normalidad de Jarque-Bera (valor *p*)	0.25	0.86
Test de raíz unitaria ADF (valor *p*)	0.04	0.02

El cuadro 1 y el gráfico 1 presentan la evolución y principales estadísticas descriptivas de las series. Ambas presentan tasas de crecimiento positivas, aunque muy volátiles, en la mayor parte de la muestra. Si bien —como se esperaría— las raíces unitarias se rechazan con fuerza (test ADF), ambas series muestran

* *Agradezco a Álvaro Aguirre, Ernesto Pastén, Klaus Schmidt-Hebbel, Rodrigo Valdés y a un árbitro anónimo por sus útiles comentarios y sugerencias. También agradezco a Fondecyt (Nº 1030681) por su valioso apoyo. Se aplican los descargos habituales.*

** *Departamento de Economía, Universidad de Chile y Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Chile. Email: rchumace@bcentral.cl.*

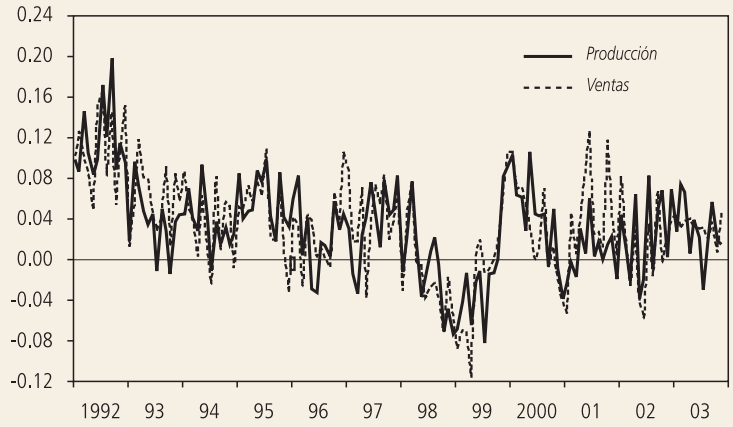
[1] *Chumacero (2004) provee un marco teórico y metodológico general para realizar proyecciones.*

[2] *Si Y_t representa los datos originales, la variable de interés es $y_t = \ln(Y_t/Y_{t-12})$. No se realiza ninguna transformación adicional a los datos.*

una persistencia relativamente alta para variables que ya están expresadas como tasas de crecimiento. Una muestra del desafío que implica proyectar estas series es que sus coeficientes de variación (la razón entre la desviación estándar y la media) exceden en mucho la unidad. Por último, ambas series están fuertemente correlacionadas (la correlación simple es 0.76) y existe evidencia marginal de causalidad unidireccional *à la* Granger desde producción hacia ventas (no reportada aquí).

GRÁFICO 1

Producción y Ventas Industriales en Chile
(tasas de crecimiento entre 1991:12 y 2003:11)



III. Los Modelos

Esta sección presenta los modelos de proyección utilizados. Todos ellos son modelos univariados aunque incluyen adicionalmente a la variación en doce meses del número de días laborales en el mes (*d*).

Se sometieron a escrutinio cuatro tipos de modelos: un modelo lineal autorregresivo, uno de redes neuronales artificiales y un tercero autorregresivo de umbral; el cuarto es una combinación de los tres.

1. El Modelo Autorregresivo Lineal

El modelo autorregresivo lineal (AR) para la serie *y* se formula como sigue:

$$y_t = \alpha + \sum_{j=1}^{p} \beta_j y_{t-j} + \delta d_t + u_t, \qquad (1)$$

donde *y* es la variable de interés (producción o ventas), *u* es un ruido blanco y α, β, δ son parámetros a ser estimados.

Este tipo de modelos tiene varias ventajas como instrumento para realizar proyecciones. Cuando se utiliza con series estacionarias, un modelo AR puede aproximar procesos ARMA más generales. A su vez, estos modelos son simples de estimar e interpretar, pudiendo muchas veces capturar la dinámica de corto plazo y tener implicancias de largo plazo. En casos, estas especificaciones pueden ser motivadas por modelos teóricos generales, aunque obviamente tienen la desventaja de no ser capaces de capturar no linealidades en los datos.

Para determinar el orden del proceso, se selecciona *p* minimizando el criterio de información de Hannan-Quinn (*HQ*)

$$HQ_i \cong \ln\left(\hat{\sigma}_i^2\right) + 2\frac{k_i}{T}\ln\left(\ln\left(T\right)\right), \qquad (2)$$

donde *k* es el número de parámetros estimados, *T* es el tamaño de la muestra, y $\hat{\sigma}_i^2$ es un estimador consistente de la varianza de *u* para el modelo *i*.[3] Este criterio tiene algunas propiedades deseables por sobre otros candidatos, pues se sitúa entre el criterio de Akaike (que tiende a sobreajustar) y el criterio de Schwarz (que escoge modelos más reducidos).[4]

En la aplicación empírica, los órdenes mínimo y máximo de *p* se fijan en 1 y 36. Utilizando (2), los modelos escogidos fueron un AR(12) para la producción industrial y un AR(3) para las ventas industriales. En ambos casos, los residuos resultantes se pueden caracterizar como ruido blanco.

2. El Modelo de Redes Neuronales Artificiales

El modelo de redes neuronales artificiales (NN) con

[3] Como todo criterio de selección, este contrapesa el hecho de que modelos "más grandes" (con más parámetros estimados) reducirán la volatilidad de los residuos (primer término) a costa de reducir los grados de libertad (segundo término).

[4] Más aun, este criterio de información es consistente en el sentido de que escoge el modelo "correcto" con probabilidad 1 a medida que $T \to \infty$. *Como es bien sabido, el criterio de Akaike no cumple con este requisito (Inoue y Kilian, 2003).*

K unidades (capas) ocultas se define como

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{p} \beta_{j,0} y_{t-j} + \delta_0 d_t + \sum_{k=1}^{K} \left[\phi_k \psi \left(\alpha_k + \sum_{j=1}^{p} \beta_{j,k} y_{t-j} + \delta_k d_t \right) \right] + u_t \qquad (3)$$

donde $\Psi(\upsilon) = (1+ e^{-u})^{-1}$ es una función de activación logística, ϕ_k es el peso con que se pondera la unidad oculta k que debe ser estimada junto a los parámetros α, β, δ de cada componente.

Como señala Tkacz (2001), los modelos NN tiene varias ventajas. En primer lugar, las redes neuronales son herramientas flexibles y empujadas por los datos, que resultan particularmente útiles cuando no hay ideas preconcebidas respecto de formas funcionales. A su vez, cuando la especificación es la apropiada, las NN son aproximaciones universales de distintas formas funcionales, colapsando en modelos lineales como casos particulares cuando los coeficientes ϕ_k son todos cero. Finalmente, la función de activación logística es de una función suave y fácil de operar desde el punto de vista computacional.

Para un valor dado de K, se puede estimar (3) usando mínimos cuadrados no lineales (Kuan y White, 1994). Puede ser difícil estimar modelos con valores elevados de K pues el número de parámetros a estimar aumenta en forma lineal. La elección de K también se hace minimizando (2). Para hacer manejable la búsqueda, el valor de p se determina igual que en el modelo lineal, forzando así el modelo NN a anidar el modelo AR.

En la aplicación empírica, los órdenes mínimo y máximo de K se fijan en 1 y 3. En el caso de la producción industrial, el modelo escogido tenía K=3. Para las ventas, el modelo escogido tenía K=1. Esto puede interpretarse como que, de existir no linealidades en la media condicional, estas serían más pronunciadas en el caso de la producción que en el de las ventas.

3. El Modelo de Umbrales

El modelo autorregresivo de umbrales con dos regímenes (TAR) se formula como

$$y_t = \begin{cases} \alpha_1 + \sum_{j=1}^{p} \beta_{j,1} y_{t-j} + \delta_1 d_t + u_t & si\ y_{t-r} \le \theta \\ \alpha_2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_{j,2} y_{t-j} + \delta_2 d_t + u_t & si\ y_{t-r} > \theta \end{cases} \qquad (4)$$

donde θ es el valor del umbral e y_{t-r} es la variable del umbral. Esta ecuación dice que cuando la variable rezagada (utilizada como variable de umbral) alcanza y excede un cierto valor crítico, su influencia sobre su valor presente es significativamente distinta que cuando no lo hace. Este tipo de modelos puede servir para modelar fenómenos en los cuales se considere que existen importantes asimetrías. Por ejemplo, si θ fuese igual a cero, la ecuación (4) nos diría que la serie tiene comportamientos radicalmente distintos en períodos de expansión respecto de períodos de contracción.

La popularidad de este modelo proviene de que entrega una alternativa fácil de estimar frente al modelo de cambio de régimen (de hecho, es un caso especial de este último) y es coherente con las características no lineales de los datos, además de proporcionar funciones asimétricas de impulso-respuesta.[5]

Para un valor de r, el estimador de θ en (4) puede obtenerse mediante un proceso directo de búsqueda que minimice la suma de cuadrados de los residuos totales.[6] Como el valor de r es desconocido, su elección se hace minimizando (2). Esto es, para cada posible candidato a variable de umbral, se minimiza la suma de cuadrados de los residuos y se calcula el valor del estadístico HQ, escogiendo finalmente el valor de r para el candidato a variable de umbral que entregue un valor menor de este estadístico.

En la aplicación, nuevamente hacemos coincidir el valor de p con aquel encontrado para el modelo lineal y permitimos variar los valores de r entre 1 y 12. Tanto para la producción como para las ventas, el valor resultante para r fue de 1.

[5] Para más detalle, véase Hansen (1997) o Siliverstovs y van Dijk (2003) y las referencias allí contenidas. Una variante de los modelos de umbral corresponde a modelos de transición suave (smooth transition) en los que no se consideran cambios discretos de régimen. Esta opción metodológica también permite introducir asimetrías y no linealidades aunque difiere en términos de teoría asintótica. En términos de proyecciones, la profesión parece haberse movido hacia modelos TAR. Pese a que este trabajo no lo hace, puede ser interesante comparar los méritos relativos de estos modelos.

[6] Esto es, considerar todos los valores de θ observados para y_{t-r} con los que sea posible realizar la estimación de los parámetros en cada régimen.

4. Proyección Combinada

En palabras de Fang (2003), los modelos de proyección difieren por su estructura y los datos que empleen. Si las proyecciones no están perfectamente correlacionadas entre sí, cada una puede capturar diferentes dimensiones de la dinámica de una serie. Por ello, a menudo, la combinación de proyecciones en competencia permite hacer proyecciones más precisas.

El modelo de proyecciones combinadas (C) es

$$\hat{y}_t^C = \sum_{l=1}^{L} \hat{\omega}_l \hat{y}_t^l, \qquad (5)$$

donde $\hat{\omega}_l$ es la ponderación asociada con la proyección obtenida con el método l

Dadas L proyecciones, las ponderaciones se obtienen como sigue:

Esto es, las ponderaciones son obtenidas mediante la estimación de un problema de mínimos cuadrados restringidos entre el valor efectivo de una serie y las proyecciones obtenidas con los distintos modelos.

En esta aplicación, definimos L igual a 3 y combinamos las proyecciones de los tres modelos descritos arriba.

IV. Evaluación de las Proyecciones

Existen varios criterios de evaluación para juzgar el comportamiento de un modelo de proyecciones. Aquí nos concentramos en una evaluación de las proyecciones puntuales h períodos adelante.[7]

Para evaluar las proyecciones puntuales, se consideran la Raíz del Error Cuadrático Medio (RMSE) y el Promedio de Valores Absolutos de los Errores (MAFE).[8] Sea $\{\hat{u}_{i,t}\}_{t=To}^{T}$ la secuencia de los errores de proyección h períodos adelante obtenidos con el modelo i y sea $T^* = T - T_0 + 1$. Definimos RMSE y MAFE del modelo i como

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

$$MAFE_i = \frac{1}{T^*}\sum_{t=T_0}^{T} \left|\hat{u}_{i,t}\right|$$

Al comparar varios modelos de proyección, es inevitable preguntarse cuál es la probabilidad de que el resultado que un modelo tenga efectivamente un RMSE error se deba a la casualidad. Diebold y Mariano (1995) comparan las proyecciones en un esquema como este.

Considérese el par de proyecciones h períodos adelante de los modelos i y j $\left(\hat{u}_{i,t}, \hat{u}_{j,t}\right)$ para $t = T_0, \ldots\ldots, T$; cuya calidad se juzgará mediante la función de pérdida .[9] Definimos por lo que bajo la hipótesis nula de igual precisión en las proyecciones de los modelos i y j, tenemos que el valor esperado de x debe ser igual a cero. Si este proceso es estacionario en covarianza, es natural basar un test en la media muestral observada:

$$\bar{x} = \frac{1}{T^*}\sum_{t=T_0}^{T} x_t.$$

Como es sabido, aún realizando proyecciones óptimas h períodos adelante, la secuencia de errores de proyección seguirá un proceso MA(h – 1).[10] En tal caso, las autocorrelaciones de orden h y superiores son cero, por lo que la varianza ( ) de puede obtenerse del modo siguiente:

donde es una estimación de la j-ava autocovarianza de x_t.

El estadígrafo de Diebold Mariano (*DM*) viene dado por

[7] La capacidad predictiva de los modelos también se puede juzgar en otras dimensiones, tales como las proyecciones de intervalos y de densidad (Siliverstovs y van Kijk, 2002). Chumacero (2004) presenta un marco general para realizar estas comparaciones y describe métodos automáticos diseñados para estos efectos.

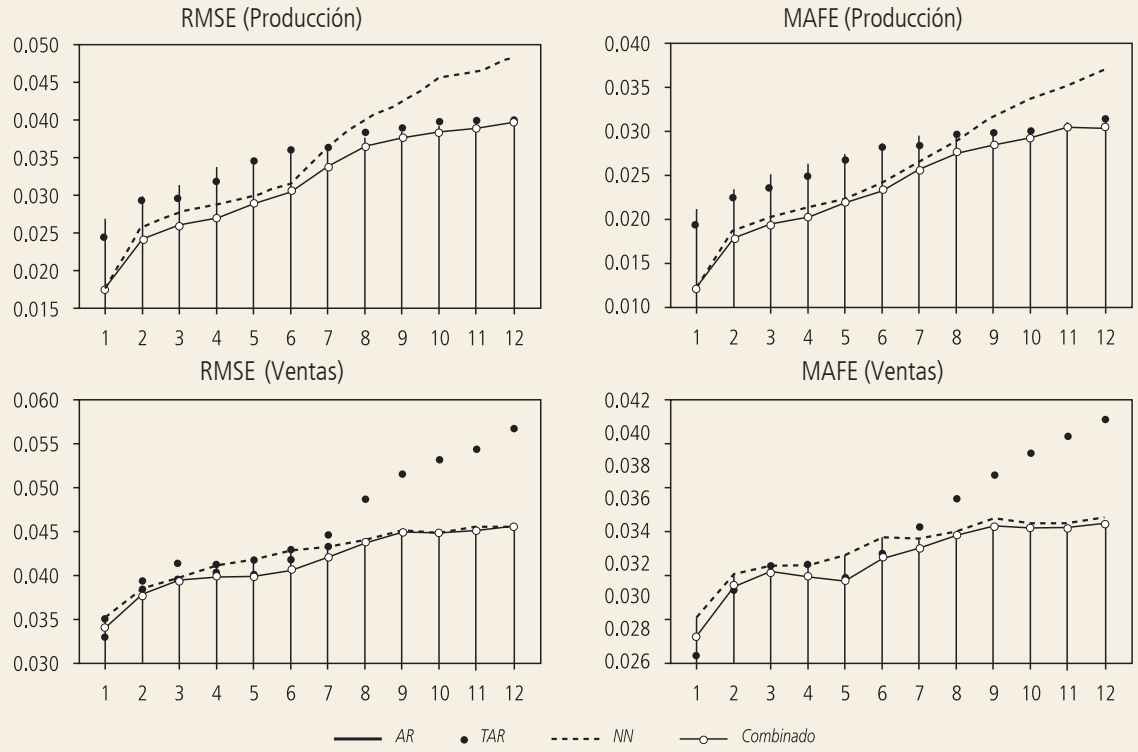
[8] Al comparar modelos con ambos criterios no debieran presentarse grandes discrepancias cuando la distribución de los errores es simétrica y no presenta colas gruesas o "outliers."

[9] Por ejemplo, en el caso de la comparación del RMSE tendremos la función cuadrática de pérdida $g(\hat{u}_{i,t}) = \hat{u}_{i,t}^2$ y, en el caso de MAFE, la función de pérdida

[10] Esto quiere decir que el único cosa en que la variable x se comportaría como ruido blanco es un proyecciones un período adelante (ver Patton y Timmermann, 2002).

GRÁFICO 2

Evaluación de Proyección *h* Períodos Adelante
Dentro de la Muestra



bajo la hipótesis nula de igual precisión en las proyecciones. Harvey et al. (1997) sugieren modificar el test *DM* y usar en su lugar:

$$HLN = DM \cdot \left[\frac{T^* + 1 - 2h + h(h-1)/T^*}{T^*} \right]^{1/2}$$

para corregir problemas de tamaño de *DM*. Ellos también sugieren utilizar una distribución t de Student con $T^* - 1$ grados de libertad en lugar de una normal estándar para dar cuenta de posibles errores de cola gruesa.

Para testear si el modelo i no está dominado por el modelo j en cuanto a la precisión de la proyección para la función de pérdida $g(\cdot)$, se puede realizar un test de una cola para *DM* o *HLN*, con la hipótesis nula $Ex_t < 0$, donde E denota la esperanza condicional.

De rechazarse la hipótesis nula, concluiremos que existe evidencia estadística de que el modelo j predomina sobre el modelo i.

$\hat{\beta}_T$

1. Evaluación dentro de la Muestra

Una forma de evaluar modelos en competencia es estimar la precisión de sus proyecciones. Para cada proyección dentro de la muestra (IS), se estima cada modelo con la muestra completa. El "mejor" de cada categoría se escoge minimizando (2), y se usan los coeficientes así obtenidos para hacer proyecciones h períodos adelante. Por ejemplo, una proyección tres períodos adelante para el período y_t utiliza los coeficientes estimados con la muestra completa , pero con las observaciones de y solo hasta el período t–3.

El gráfico 2 muestra el patrón típico de las proyecciones h períodos adelante (presentadas en el eje horizontal). Esto es, tanto RMSE como MAFE aumentan a medida que aumenta el período de proyección. Los mismos resultados sugieren que, en términos de proyecciones dentro de muestra, no existen ventajas en utilizar modelos de proyección no lineales respecto al modelo AR (que se presentan como líneas verticales) en el caso de las ventas

industriales y que estas se disipan en horizontes de proyección prolongados en el caso de la producción industrial.

Dado que los resultados del gráfico 2 corresponden a los estadísticos obtenidos con proyecciones puntuales, estos no sirven para concluir si las diferencias en desempeño entre los distintos métodos son estadísticamente significativas. Por ello, el cuadro 2 muestra el número de horizontes de proyección (de los doce posibles) en los que existe evidencia estadísticamente significativa de que un modelo domine a otro. Por ejemplo, utilizando RMSE como criterio de comparación, en el caso de la producción industrial, el modelo AR es dominado por el modelo de redes neuronales en 2 de los 12 horizontes de proyección considerados. Mientras tanto, bajo la misma métrica, el modelo NN es dominado por el modelo AR solo en seis de los doce horizontes.

Concluyendo, al evaluar el desempeño de los distintos modelos en proyecciones dentro de muestra, encontramos que los modelos no lineales parecen superar al modelo lineal solo en proyecciones de muy corto plazo. Finalmente, es importante destacar que, en términos de proyecciones dentro de muestra, existen ventajas en combinar proyecciones. Esto porque el modelo que combina proyecciones nunca es dominado en proyecciones por ninguno de los otros modelos en el caso de las ventas industriales y solo en uno de los doce horizontes de proyección por el modelo NN (usando como criterio de comparación a MAFE) en el caso de la producción.

Si bien son útiles como herramientas de evaluación (Inoue y Kilian, 2002), las proyecciones dentro de la muestra no son la razón por la que en la práctica se usan los modelos. A continuación, evaluamos el desempeño de los modelos presentados en cuanto a las proyecciones fuera de la muestra.

CUADRO 2

Evaluación de Proyecciones Puntuales con Test HLN*

Modelo *i* – Modelo *j*		Producción RMSE		Producción MAFE		Ventas RMSE		Ventas MAFE	
AR -	**NN**	2	**6**	2	**5**	1	**0**	1	**0**
	TAR	2	**0**	1	**0**	1	**0**	1	**0**
	Combinado	4	**0**	5	**0**	2	**0**	2	**0**
NN -	**TAR**	7	**1**	4	**2**	0	**0**	0	**0**
	Combinado	10	**0**	8	**1**	0	**0**	0	**0**
TAR -	**Combinado**	4	**0**	5	**0**	3	**0**	1	**0**

** Los números en color regular indican el número de horizontes de proyección (de los doce posibles) en los que se rechaza la hipótesis nula que el modelo i no está dominado por el modelo j. En negrita, la hipótesis inversa.*

2. Evaluación Fuera de la Muestra

La muestra completa para ambas series comprende 144 observaciones. Para las proyecciones fuera de la muestra (OS), obtenemos estimaciones para cada modelo partiendo con las primeras 100 observaciones, producimos una proyección para el horizonte correspondiente, agregamos una observación, volvemos a estimar cada modelo, producimos sus nuevas proyecciones, y así sucesivamente hasta agotar la muestra. El modelo usado en cada categoría es el mejor obtenido con la muestra completa, y no es escogido con cada nueva observación.

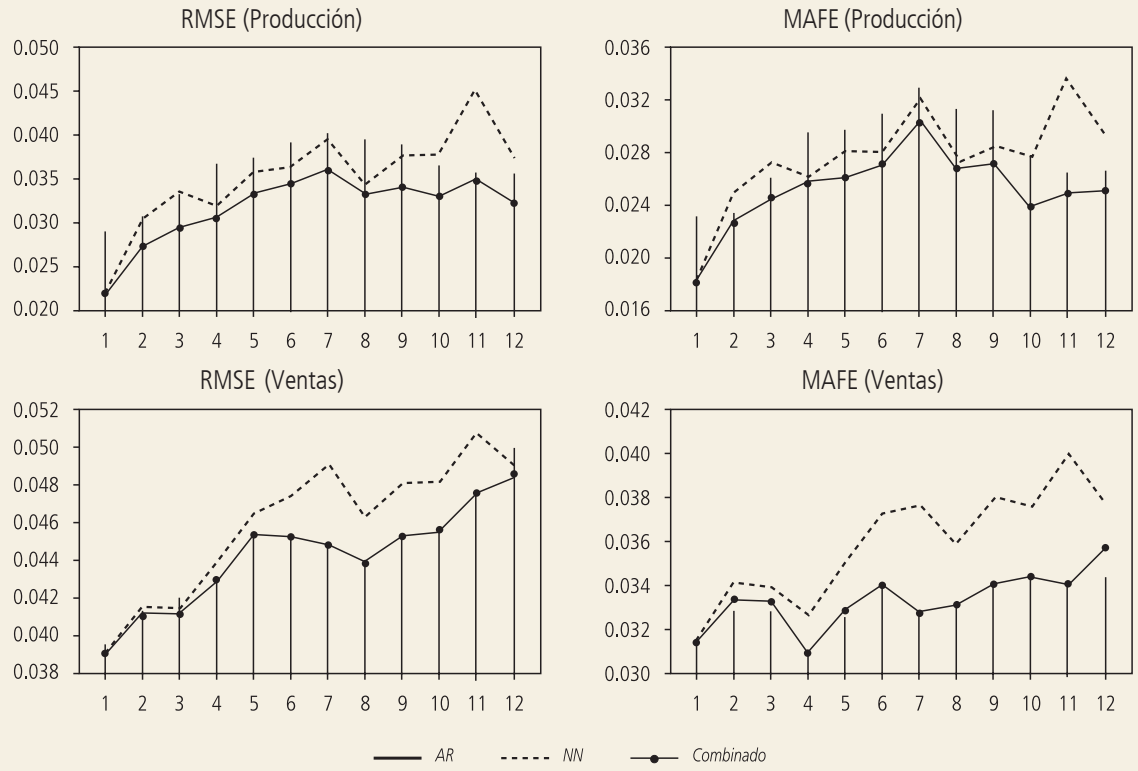
Los resultados de la comparación del comportamiento de los distintos modelos son bastante robustos. El gráfico 3 muestra que las proyecciones de la producción industrial para un período adelante todavía se pueden capturar mejor con modelos NN (no lineales) que, una vez más, se deterioran cuando aumenta el horizonte de proyección.[11] En tanto que ningún modelo no lineal parece proveer mejor información que los modelos lineales a la hora de proyectar las ventas industriales.

El cuadro 3 presenta evidencia estadística robusta de lo mostrado en el gráfico 3. En particular, el modelo lineal no es dominado por los dos modelos no lineales considerados para ningún horizonte de proyección (salvo en el caso de la producción industrial cuando se compara al modelo lineal con el de redes neuronales para proyecciones un período

[11] El desempeño de los modelos TAR se deteriora con mucha rapidez para los horizontes de proyección a cuatro o más períodos. Por esta razón, ellos se excluyen del gráfico 3 para poder hacer una mejor comparación visual. Nuevamente, el RMSE del modelo AR se presenta en líneas verticales.

GRÁFICO 3

Evaluación de Proyección *h* Períodos Adelante
Fuera de la Muestra



CUADRO 2

Evaluación de Proyecciones Puntuales
Fuera de la Muestra con Test HLN*

Modelo *i* – Modelo *j*		Producción RMSE		Producción MAFE		Ventas RMSE		Ventas MAFE	
AR -	**NN**	1	**0**	1	**0**	0	**0**	0	**0**
	TAR	0	**5**	0	**3**	0	**5**	0	**5**
	Combinado	3	**0**	2	**0**	0	**0**	0	**0**
NN -	**TAR**	0	**3**	0	**3**	0	**2**	0	**1**
	Combinado	1	**0**	0	**0**	0	**0**	0	**0**
TAR -	**Combinado**	9	**0**	9	**0**	6	**0**	6	**0**

**Los números en color regular indican el número de horizontes de proyección (de los doce posibles) en los que se rechaza la hipótesis nula que el modelo i no está dominado por el modelo j . En negrita, la hipótesis inversa.*

adelante). Esto demuestra que si bien existen algunas similitudes entre los resultados de proyecciones dentro y fuera de muestra, en el último caso, características no lineales no son necesariamente útiles para realizar proyecciones. Si algo, se muestra que las proyecciones del modelo TAR se deterioran bastante rápidamente.

Finalmente, los resultados son fuertemente coherentes con la ventaja de combinar proyecciones (sobre todo para horizontes de proyección cercanos). Esto porque ninguno de los modelos considerados es capaz de dominar a las proyecciones del modelo combinado y este domina en cuando menos algún horizonte de proyección a los demás modelos.

3. El Test de la Realidad de White

Tal como señala White (2000), cada vez que se obtiene un "buen" modelo de proyección mediante

una extensa búsqueda de especificación, existe el peligro de que el buen desempeño sea producto de la buena fortuna y no de una genuina capacidad predictiva. Aun si no existe una relación útil entre variables, si se mira un conjunto de datos por suficiente tiempo, normalmente se revelarán patrones inexistentes que al final no sirven de nada para realizar proyecciones. La práctica de realizar búsquedas extensas y derivar inferencias es conocida como "data snooping", y puede llevar al investigador ingenuo a confundir lo espurio con lo sustantivo.

White (2000) proporciona un esquema formal para testear la hipótesis nula que el mejor modelo encontrado durante una especificación no es superior en su calidad predictiva que un modelo de referencia. Existe una diferencia sutil pero importante entre este test y los tests *DM* y *HLN* descritos previamente. Los últimos comparan las proyecciones resultantes de dos modelos dados, mientras que el test de White lo hace entre las proyecciones resultantes de un modelo obtenido luego de probar distintas especificaciones y un modelo referencial dado.

El test de White tiene el muy apropiado nombre de "test de realidad" ("*reality check*") y se puede realizar en varias formas. Aquí realizamos y describimos brevemente el llamado "*bootstrap reality check*." Consta de los siguientes pasos:[12]

- Obtener el test *DM* o *HLN* para cada modelo *j* contra un modelo de referencia, y representarlo por A_j. Por ejemplo, para obtener el valor de A_j para el modelo TAR, se obtiene el test *DM* o *HLN* que compara los errores de proyección del mejor modelo TAR (el que minimiza la ecuación 2) con los de un modelo referencial fijo (como un modelo AR(1)).
- Generar $i = 1,\ldots,M$ muestras artificiales de y y demás variables involucradas en la estimación de los modelos. En este caso, se necesita un procedimiento de re-muestreo aplicable a procesos dependientes. Aquí usamos el *bootstrap* estacionario de Politis y Romano (1994).[13]
- Realizar la búsqueda de especificación, minimizando (2) para seleccionar el mejor modelo de cada categoría y de cada muestra artificial.
- Para cada muestra artificial *i*, comparar la proyección obtenida por el modelo *j* con un modelo de referencia (fijo), usando ya sea un test *DM* o *HLN*. Representar este resultado por [14] Luego de que para cada modelo *j* se obtienen los *M* valores de correspondientes a igual número de muestras artificiales, ordenar estos valores (de menor a mayor) y denotarlos por
- Encontrar el valor de *F* tal que . Luego, el valor *p* (de probabilidad) del test "*bootstrap reality check*" es $1 - F/M$. Los valores *p* evalúan la hipótesis nula que los errores de proyección del modelo *j* analizado no dominan a los errores del modelo referencial.

El modelo de referencia que escogemos es un AR(1). El cuadro 4 muestra los resultados del test de realidad cuando se compara a los distintos modelos con el modelo de referencia. Salvo para las proyecciones de muy corto plazo (uno y hasta dos períodos adelante), los mejores modelos AR y NN no superan (en error medio cuadrado) al modelo AR(1). Estos resultados confirman que las características no lineales son importantes solo para las proyecciones a muy corto plazo.[15]

V. En Resumen:

Contar con buenos modelos de proyección es vital para poder tomar decisiones informadas. Pese a su importancia, muchas veces no se evalúan rigurosamente las ventajas relativas de distintos modelos de proyección.

Este artículo desarrolla una metodología para realizar comparaciones entre las proyecciones de distintos

[12] *El* "boostrap" *es un método de re-muestreo. Este procedimiento puede ser muy exigente en materia computacional. Por ejemplo, obtener el valor p, (definido más adelante) para el modelo* NN *toma más de 30 horas en un Pentium 4. Todos los cálculos de este artículo se hicieron utilizando código GAUSS que se describe en Chumacero (2004).*

[13] *Otro método de re-muestreo de uso común es el* "bootstrap" *de bloques, aunque no garantiza que la muestra así generada sea estacionaria. En tanto, el método de* bootstrap *estacionario utiliza bloques de datos con tamaño aleatorio (muestreado de una distribución geométrica) que garantiza que la serie resultante sea estacionaria.*

[14] *White (2000) también usa la variante del test* DM *de West (1996).*

[15] *Por ejemplo, el valor p del test que evalúa la hipótesis nula que el modelo NN es superior al modelo referencial para proyectar ventas industriales tres períodos adelante es 0.36. Esto indica que para niveles de confianza convencionales, no se rechaza la hipótesis nula que el modelo* NN *no domina a un* AR(1).

CUADRO 4

Valores *p* del *Bootstrap Reality Check

Períodos adelante	Producción AR	Producción NN	Ventas AR	Ventas NN
1	0.01	0.00	0.42	0.48
2	0.36	0.01	0.51	0.48
3	0.80	0.36	0.74	0.75
4	0.81	0.50	0.77	0.77
5	0.82	0.60	0.84	0.87
6	0.79	0.68	0.85	0.86
7	0.76	0.88	0.85	0.84
8	0.74	0.77	0.79	0.79
9	0.71	0.80	0.81	0.78
10	0.55	0.85	0.81	0.77
11	0.59	0.83	0.87	0.83
12	0.71	0.77	0.90	0.88

** Como referencia, se usa un modelo AR(1).*

modelos y la aplica a la proyección de la producción y de las ventas industriales de Chile. Los modelos considerados son univariados (es decir que dependen solo del pasado de la propia variable) pero pueden ser lineales y no lineales. Dentro de los segundos se toman en cuenta modelos de redes neuronales y modelos de umbral.

Los resultados encontrados en este trabajo sugieren que los modelos no lineales solo pueden ser importantes para realizar proyecciones de muy corto plazo y que su capacidad predictiva se deteriora rápidamente.

Otra enseñanza que surge de los ejercicios desarrollados es que existen ventajas en combinar proyecciones de distintos modelos. La lógica de esto es que distintos modelos son capaces de capturar distintas dimensiones de los datos, por lo que su combinación puede aportar información adicional.

Una última consideración que debe tomarse en cuenta es que el investigador suele "probar" distintas especificaciones antes de utilizar un modelo de proyección. Ignorar este proceso de búsqueda al momento de evaluar la capacidad predicitiva de un modelo puede ser peligroso.

Referencias

Chumacero, R. (2004). "Forecasting Univariate Time Series Using Automated Procedures." Mimeo, Banco Central de Chile.

Diebold, F. y R. Mariano (1995). "Comparing Predictive Accuracy." *Journal of Business and Economic Statistics* 13: 253-65.

Fang, Y. (2003). "Forecasting Combination and Encompassing Tests." *International Journal of Forecasting* 19: 87-94.

Hansen. B. (1997). "Inferences in TAR Models." *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics* 2: 1-14.

Harvey, D., S. Leybourne y P. Newbold (1997). "Testing the Equality of Prediction Mean Square Errors." *International Journal of Forecasting* 13: 281-91.

Inoue, A. y L. Kilian (2002). "In-sample or Out-of-sample Tests of Predictability: Which One Should We Use?" Mimeo, North Carolina State University.

Inoue, A, y L. Kilian (2003). "On the Selection of Forecasting Models." Mimeo, North Carolina State University.

Kuan, C. y H. White (1994). "Artificial Neural Networks: An Econometric Perspective." *Econometric Reviews* 13: 1-91.

Patton, A. y A. Timmermann (2002). "Properties of Optimal Forecasts." Mimeo, Universidad de California, San Diego.

Politis, D. y J. Romano (1994). "The Stationary Bootstrap." *Journal of the American Statistical Association* 89: 1303-13.

Siliverstovs, B.y D. van Dijk (2002). "Forecasting Industrial Production with Linear, Non-linear, and Structural Breaks Models." Mimeo, Erasmus University.

Tkacz, G. (2001). "Neural Network Forecasting of Canadian GDP Growth." *International Journal of Forecasting* 17: 57-69.

West, K. (1996). "Asymptotic Inference About Predictive Ability." *Econometrica* 64: 1067-84.

White, H. (2000). "A Reality Check for Data Snooping." *Econometrica* 68: 1097-126.

NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Esta sección tiene por objetivo divulgar artículos breves escritos por economistas del Banco Central de Chile sobre temas relevantes para la conducción de las políticas económicas en general y monetarias en particular. Las notas de investigación, de manera frecuente, aunque no exclusiva, responden a solicitudes de las autoridades del Banco.

EXPLICACIÓN DEL MOVIMIENTO DEL TIPO DE CAMBIO ¿QUÉ APORTA EL DIFERENCIAL DE TASAS?

Tobias P. Broer
Bernardo Dominichetti H.[*]

I. Introducción

En una economía pequeña y abierta como la chilena, el tipo de cambio (TC) es una variable fundamental para la determinación de la inflación y la actividad. Una buena comprensión de los movimientos pasados y futuros del TC parece esencial para una política monetaria adecuada. La presente minuta analiza la relación entre los movimientos del TC y los cambios inesperados del diferencial entre tasas externas e internas.

Según la condición de paridad de interés descubierta (PID), una vez considerados los premios por riesgo, la trayectoria esperada del TC está estrechamente vinculada al diferencial de tasas. Sin embargo, empíricamente, la PID no muestra un ajuste satisfactorio de la trayectoria histórica del TC, ni un buen pronóstico para este en el futuro.[1] Entre las razones para esta falla destacan la dificultad de medir el premio por riesgo, una movilidad imperfecta del capital, y variaciones de los determinantes del TC a largo plazo, que debilitan el vínculo entre el diferencial de tasas ex ante y la trayectoria efectiva del TC.

No obstante, hay una parte de las desviaciones del TC de su trayectoria esperada (según la PID ex ante), que se explica por movimientos inesperados del mismo diferencial de tasas (y así es coherente con la PID ex post). En esta minuta se analizan las desviaciones de corto plazo del TC respecto a su trayectoria esperada, y se intenta responder qué parte de esta *noticia* ex post del TC corresponde a las *noticias* sobre el diferencial de tasas durante el mismo período. En otras palabras, más que un test del vínculo entre el diferencial de tasas ex ante y la trayectoria realizada del tipo de cambio, se identifica la parte de su movimiento no esperado que explica la PID, dados los movimientos inesperados de tasas. Este análisis es más inmune a problemas de medición —por ejemplo, el TC esperado a largo plazo o los premios por riesgo— que afectan el ajuste de la PID ex ante con la trayectoria realizada del TC. Mientras estos factores (aunque no observados o medidos con error) no cambien, el vínculo entre noticias de tasas y movimientos inesperados del TC permanece intacto. E incluso con cambios de estos factores, el ejercicio permite aislar la parte del movimiento del TC que corresponde a noticias de tasas de interés. En resumen, esta nota intenta identificar los períodos donde el TC parece determinado por variaciones inesperadas de las tasas, a diferencia de otros períodos donde otros factores determinan su movimiento.

En la sección II se presenta una intuición general de una descomposición PID; en la sección siguiente se desarrolla su implementación empírica; en la

[*] *Gerencia de Análisis Macroeconómico. Emails: pf_tbroer@bcentral.cl; pf_bdominic@bcentral.cl*

[1] *Para el caso de Chile, ver por ejemplo BCCh (2003), p. 17, o García et al. (2002), p. 633, donde los autores concluyen: "...más aún, la paridad descubierta de la tasa de interés falla penosamente en cuanto a rastrear la dinámica de la política monetaria y del tipo de cambio en el corto plazo..."*

cuarta parte se dan ejemplos de su aplicación en períodos recientes. Destaca el resultado de que la apreciación del peso en 2003:T4 parece independiente de la evolución del diferencial de tasas. Más bien corresponde a un alza del precio del cobre sumada a una caída internacional del dólar por preocupación de los inversores con la cuenta corriente de EE.UU., entre otros factores. Posteriormente, durante el primer trimestre de 2004 y casi todo el segundo, la subida de las tasas americanas parece haber explicado gran parte de la depreciación del peso.

II. Una Descomposición PID de las Variaciones del Tipo de Cambio

La condición de PID, en un contexto de perfecta movilidad de capitales y agentes racionales, establece que el diferencial entre las tasas de interés de dos países, ajustado por riesgo, se iguala a la variación esperada del tipo de cambio entre sus dos monedas. En otras palabras, el arbitraje de los inversores debería hacer que el retorno esperado entre dos períodos de un bono en pesos fuera igual al de un bono en dólares, una vez considerado el premio por riesgo al invertir en Chile y la evolución esperada del tipo de cambio. En términos económicos, la PID establece:

$$\frac{E_t(S_{t+1})}{S_t} = \frac{\left(1+i_t\right)}{\left(1+i_t^*\right)\left(1+\varphi_t\right)} \tag{1}$$

donde i e i^* son la tasa *forward* en Chile y EE.UU., S es la paridad entre las monedas local y extranjera, y finalmente φ corresponde al premio por riesgo del país. Al extender la ecuación (1) para k períodos, y tomar logaritmo natural, se obtiene:[2]

$$\sum_{n=t}^{t+k} i^*_n = \sum_{n=t}^{t+k} (i_n - \varphi_n) - \left[E_t(s_{t+k}) - s_t\right] \tag{2}$$

La ecuación (2) describe el vínculo entre las trayectorias de tasas y del TC esperado. Una manera de utilizarla es contrastando los movimientos inesperados del tipo de cambio con la variación del diferencial de tasas. La pregunta central a contestar es ¿pueden los movimientos inesperados de las tasas de interés entre dos períodos explicar la variación del tipo de cambio? Para tal objetivo se evalúa la diferencia entre el tipo de cambio esperado y el efectivo, obteniéndose una idea de la noticia de tipo de cambio (*Not*), es decir, variaciones no anticipadas por el diferencial de tasas:

$$\begin{aligned} Not_{t,t+k}\left[s_{t+k}\right] &= s_{t+k} - E_t\left[s_{t+k}\right] = s_{t+k} \\ &\quad - \left(s_t - E_t\left[\sum_{n=t}^{t+k} i^*_n - \sum_{n=t}^{t+k} (i_n - \varphi_t)\right]\right) \end{aligned} \tag{3}$$

Para ver cuál parte de esta noticia corresponde al movimiento inesperado del diferencial de tasas, se define el TC hoy como la suma entre el diferencial de interés acumulado y un TC "final" esperado. Este puede comprenderse como el TC en un período futuro donde la expectativa de sus determinantes haya convergido a los valores de largo plazo, es decir, de equilibrio:

$$\begin{aligned} s_t &= E_t(s_T) - E_t\left[\sum_{n=t}^{T} i^*_n - \sum_{n=t}^{T} i_n - \varphi_n\right] \\ &= E_t\left[s_T - \sum_{t}^{T} \Delta i\right] \end{aligned} \tag{4}$$

donde Δi corresponde al diferencial de tasas.

Esta relación es válida para el período t y el período $t+k$; entonces, la noticia del TC calculada en (3) corresponde —según la PID— a la suma de noticias sobre tasas y el TC final:

$$\begin{aligned} Not_{t,t+k}\left[s_{t+k}\right] &= E_{t+k}\left[s_T - \sum_{t+k}^{T} \Delta i\right] - E_t\left[s_T - \sum_{t+k}^{T} \Delta i\right] \\ &= Not_{t,t+k}\left[s_T\right] + Not_{t,t+k}\left[\sum_{t+k}^{T} \Delta i\right] \end{aligned} \tag{5}$$

Los gráficos 1 a 3 ilustran una descomposición PID; se ejemplifica una baja inesperada de las tasas extranjeras, sin variación de la tasa neutral a largo plazo. El gráfico 1 muestra el movimiento de las tasas *forward*, y el gráfico 2 el movimiento del diferencial que corresponde; el área gris corresponde al cambio del retorno relativo sobre 100 períodos. Según (5), este debe ser compensado por un movimiento del TC, que, sin noticias sobre el TC final, saltaría hasta la línea punteada del gráfico 3.

[2] *Se utiliza ln(1+x)≈x cuando x es pequeño.*

GRÁFICO 1

Tasas *Forward* Anualizadas

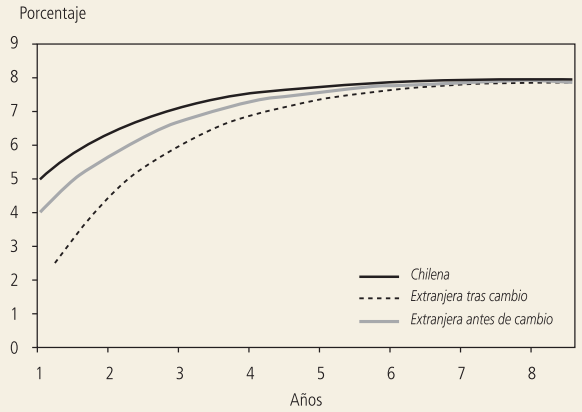


GRÁFICO 2

Diferencial de Tasas

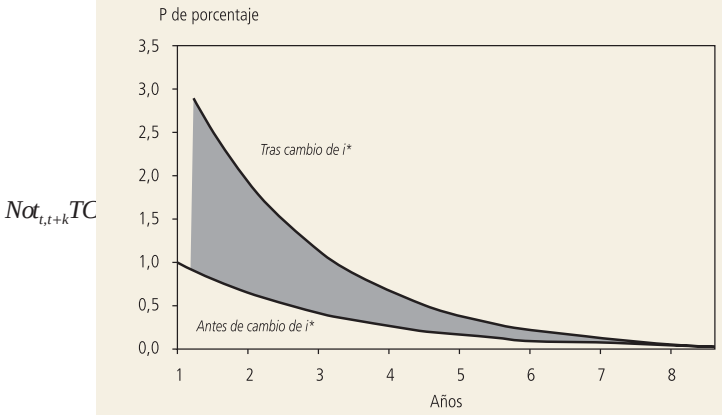
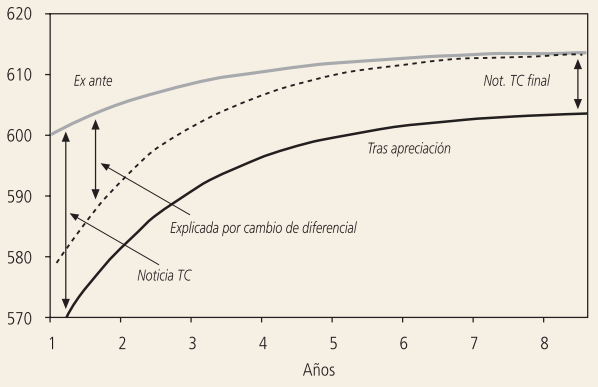


GRÁFICO 3

Tipo de Cambio Esperado según PID



III. Implementación de la Descomposición PID

Para la implementación empírica se agrega a la ecuación (5) un error no explicado:

$$Not_{t,t+k}[s_{t+k}] = Not_{t,t+k}[s_T] + Not_{t,t+k}\left[\sum_{t+k}^{T}\Delta i\right] + \sum_{t}^{t+k}\varepsilon_t \qquad (6)$$

donde ε_t es el movimiento no explicado por variaciones de tasas o del TC final esperado en cada período, por ejemplo debido a imperfecciones en la movilidad del capital. No obstante, el TC de largo plazo esperado por los mercados es una variable no observada;[3] por lo tanto, no se puede identificar la parte del movimiento del TC que se debe a las noticias sobre el TC final. Así, la implementación empírica de la descomposición PID de esta minuta se basa en la siguiente ecuación:

(7)

donde

$$\upsilon_{t+k} = Not_{t,t+k}[s_T] + \sum_{t}^{t+k}\varepsilon_t \qquad (8)$$

La ecuación (7) permite separar las noticias del TC en una parte que corresponde a los cambios de las tasas, y otra que se debe a otros factores. Pero hay que recordar que estos factores incluyen movimientos en el TC esperado a largo plazo, además de variaciones en las tasas esperadas más allá del período final *T*, errores en la corrección por premio por riesgo, y otros.

El diferencial de tasas, utilizado por la descomposición PID, se construye sobre la base de la curva de rendimiento cero o *yield curve*. Esta curva indica las tasas promedio esperadas para cada una de las duraciones. Se confecciona integrando la curva *forward* (ecuación 9), es decir, las tasas instantáneas esperadas por los mercados en cada

[3] *De hecho, la encuesta a especialistas del BCCh contiene una pregunta sobre el TC esperado, pero el horizonte —dos años— parece demasiado corto para tomar las respuestas como aproximación del TC a largo plazo.*

período del futuro. Así, el diferencial en el instante t al horizonte T se calcula como:

$$dif_{t,T} = \quad (9)$$

donde $f_{t,j}$ es la tasa *forward* en t al horizonte j.

La curva de rendimiento chilena se calcula semanalmente, utilizando papeles de los mercados primario y secundario. En ausencia de tasas largas nominales, se utilizan tasas largas reales más la meta de inflación. Por otra parte, la tasa americana se obtiene a partir de los bonos "cero cupón" de EE.UU. (*US strips*). Como corrección por riesgo país, se utiliza el índice EMBI global,[4] indicador que se construye a partir de los *stripped spreads*[5] de cada país.

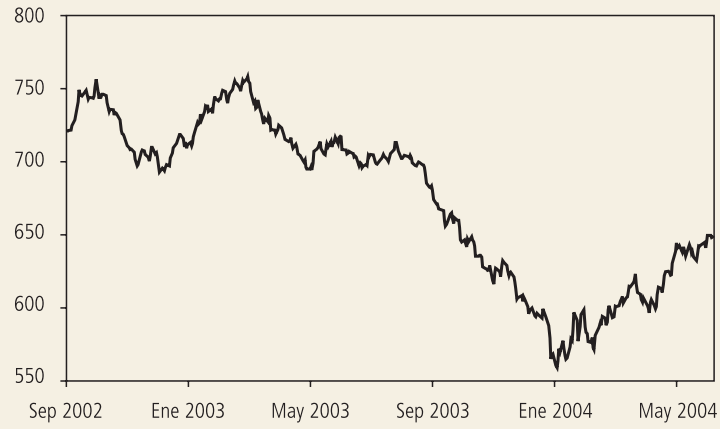
Permanece la determinación de T, o del punto de las curvas de rendimiento donde se evalúan las noticias de tasas. Por falta de instrumentos de largo plazo en Chile, este horizonte debe ser inferior a ocho años. Así, se elige como *benchmark* un horizonte de seis años para este estudio, por dos motivos: primero, porque nos permite analizar la sensibilidad de los resultados cambiando el horizonte de dos años en ambas direcciones; segundo —y más importante—, seis años parecen corresponder bien a un horizonte "coyuntural": si las tasas más largas son determinadas por las expectativas de crecimiento potencial y de la meta de inflación, la reacción anticipada de la política monetaria a *shocks* coyunturales se expresa completamente en las tasas hasta seis años. Así, los cambios inesperados de las tasas a este horizonte resumen lo que puede llamarse "noticias monetarias".[6] De todas maneras, la sección V presenta un ejercicio de sensibilidad de los resultados al horizonte elegido.

IV. Vaivenes del Dólar desde Septiembre de 2003 ¿Qué Explica la PID?

En esta sección se analizan dos períodos recientes donde el tipo de cambio registró importantes movimientos: la apreciación del peso contra el dólar entre septiembre de 2003 y enero de 2004. Y posteriormente la depreciación registrada hasta abril de 2004 (gráfico 4).

GRÁFICO 4

Tipo de Cambio Peso/Dólar



1. La Apreciación: Septiembre 2003 – Enero 2004

Los gráficos 5 y 6 muestran las curvas cero para Chile y EE.UU. en promedios por las primeras semanas de septiembre de 2003 y enero de 2004. Ambas curvas cayeron entre las dos fechas hasta una duración de nueve años. El gráfico 7 muestra que, a seis años, los cambios de las curvas son prácticamente iguales. Entonces, no sorprende que la PID no explique nada de la sorpresa del TC: en lugar de la apreciación observada de 15%, la variación del diferencial de tasas corresponde a una ligera depreciación de 1%.

[4] *Para eso, se supone que el premio por riesgo sigue un proceso de camino aleatorio, es decir, que su valor hoy día es la mejor estimación de su valor sobre toda la curva* forward. *Para una mayor discusión, ver Naudon (2003).*

[5] *El* stripped spread *es una de las medidas más utilizadas de* spread. *Se calcula como el cambio paralelo de la curva de rendimiento americana necesario para que el valor presente de los flujos del bono chileno sea igual a su precio de mercado.*

[6] *Así, Brigden et al. (1997) descomponen los movimientos de la libra esterlina en una parte que corresponde a "noticias monetarias", y otra que corresponde a "noticias de tasas de interés", o sea, de tasas largas más el residuo. Como se mencionó, la falta de papeles largos en Chile no nos permite identificar estas noticias sobre tasas largas.*

GRÁFICO 5

Curva Cero Chile, Ajustada por EMBI Global

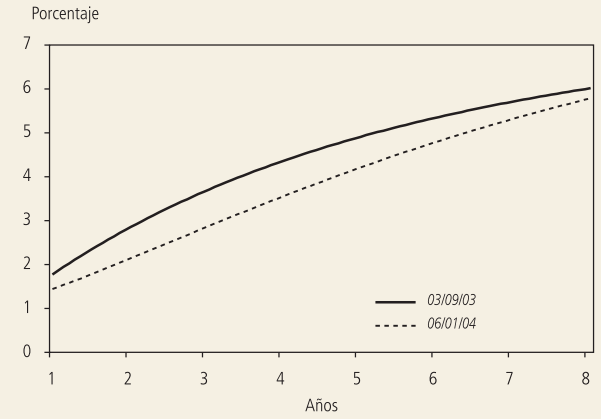


GRÁFICO 6

Curva Cero EE.UU.

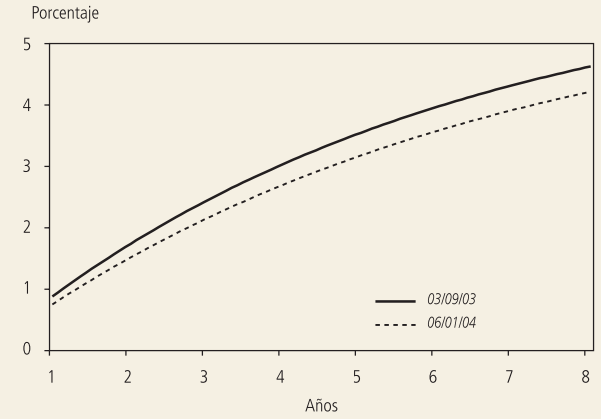
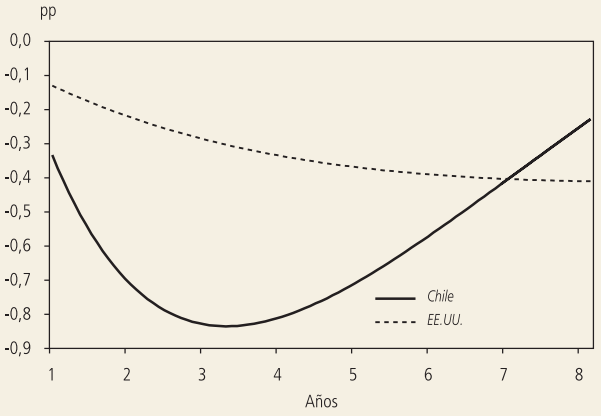


GRÁFICO 7

Cambios en Curva Cero



2. El Retorno a la Depreciación: Enero 2004 - Abril 2004

Los gráficos 8 a 10 muestran las curvas cero y sus movimientos entre la segunda semana de enero —cuando el Banco Central redujo la tasa de política monetaria (TPM) en 50 puntos base— y la segunda semana de abril de 2004. Durante este período, el TC subió de 564 a 602 pesos por dólar, dando una "sorpresa" relativa a su valor esperado de aproximadamente 7%. ¿Cuál es la parte de esta noticia que explican los cambios relativos de las tasas?

Como muestran los gráficos, las tasas americanas subieron a mediano y largo plazo tras las buenas noticias sobre la economía estadounidense en el primer trimestre. Las tasas chilenas cayeron con la reducción de la TPM y la baja inflación del primer trimestre. A un horizonte de seis años, estos cambios contrapuestos redujeron el retorno relativo de papeles chilenos en 4.7%. Así la variación del diferencial de tasas explica 70% de las noticias del TC en este período.

3. Noticias del TC y Cambios de Tasas entre Mediados de 2003 y Mediados de 2004: Un Resumen

Las secciones anteriores identificaron la parte de la noticia del TC explicada por cambios del diferencial de tasas para dos períodos recientes de fuertes movimientos del peso. Los gráficos 11 y 12 ilustran una manera más resumida de presentar esta descomposición. Si se elige una ventana fija para la evaluación de noticias, se puede comparar para cada semana la variación efectiva del TC con la que correspondería al movimiento de tasas. Así, para noticias sobre cuatro semanas, las sorpresas negativas del TC desde mediados del año pasado no tenían una correspondencia en el movimiento del diferencial de tasas (gráfico 11). No obstante, en febrero y mayo, períodos con noticias positivas sobre actividad e inflación en EE.UU. y una correspondiente subida de las tasas largas americanas, se corresponden noticias positivas del TC y del diferencial de tasas.

El gráfico 12 se obtiene del mismo ejercicio, pero con noticias sobre doce semanas. Así, se elimina la

volatilidad de los vaivenes de corto plazo. Se aprecia que, hasta mediados de marzo, noticias positivas de tasas externas relativas a internas contrastaron con una apreciación inesperada del peso; sin embargo, en el período siguiente hay una relación estrecha entre ambas noticias.

V. Ejercicio de Sensibilidad

La sección anterior mostró que la descomposición PID permite distinguir entre períodos donde el TC parece vinculado al retorno relativo, y otros donde está determinado por otros factores, como la preocupación de los inversores con la cuenta corriente estadounidense o los términos de intercambio. Este ejercicio se basó en el diferencial de tasas a un horizonte de seis años. Pero permanece la pregunta natural: ¿qué tan sensible es la estimación a un cambio en este horizonte?

El movimiento del TC que corresponde a variaciones de las tasas más cortas tiene en general el mismo signo, pero en la mayor parte de los casos es más pequeño, siendo esto exactamente lo que se espera (gráfico 13). Si la curva *forward* se mueve en la misma dirección a horizontes cortos y largos —lo que comúnmente se observa— el movimiento del TC correspondiente a variaciones de las tasas más largas sería siempre más grande. No obstante, la sensibilidad al horizonte no parece demasiado grande.

VI. Conclusión

Esta nota revisa una herramienta para identificar los períodos en los cuales el tipo de cambio parece determinado por los movimientos inesperados de la tasa de interés. Para esto se realiza una descomposición en la parte que corresponde a noticias de tasas y un residuo que se debe a otros factores. De esta forma, se puede observar que la apreciación del peso relativo al dólar durante 2003: T4 no corresponde a una variación del retorno relativo esperado, sino más bien a otros factores, como la preocupación de los inversores por la cuenta corriente estadounidense

GRÁFICO 8

Curva Cero Chile, Ajustada por EMBI Global

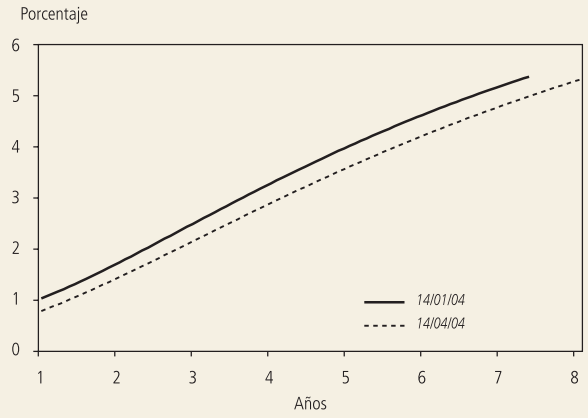


GRÁFICO 9

Curva Cero EE.UU.

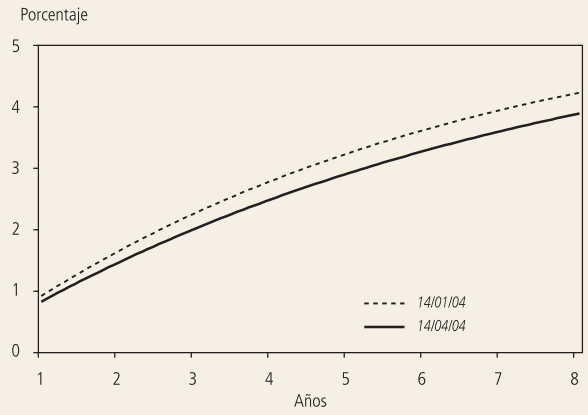


GRÁFICO 10

Cambios en Curva Cero

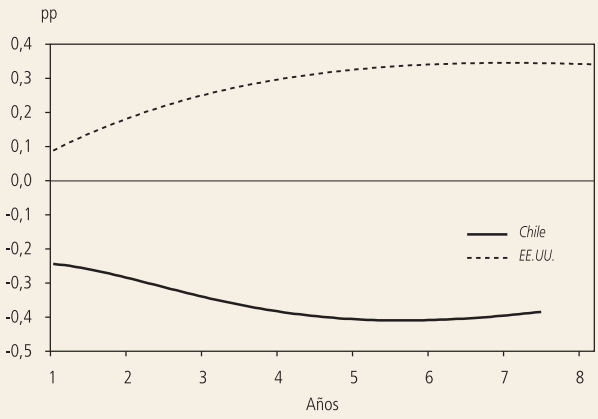


GRÁFICO 11

Cambio del TC sobre 4 semanas
(efectivo e indicado por cambio de tasas)

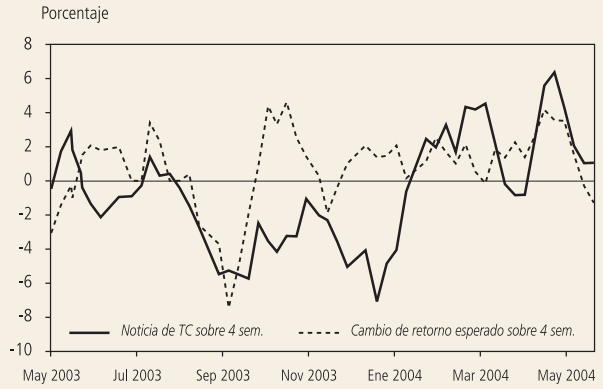


GRÁFICO 12

Cambio del TC sobre 12 semanas
(efectivo e indicado por cambio de tasas)

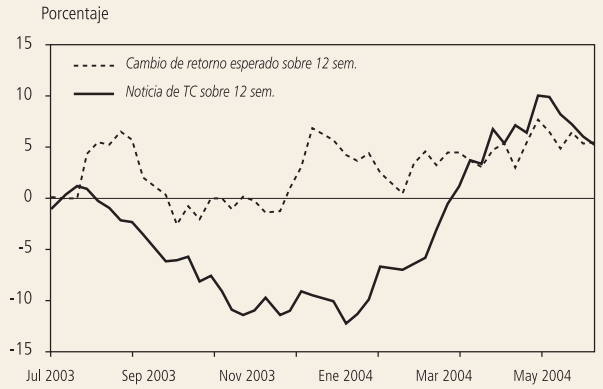
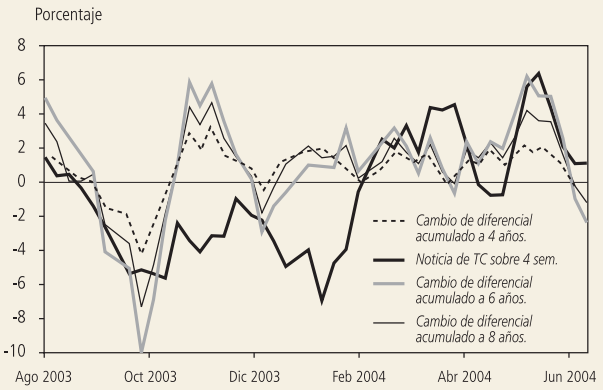


GRÁFICO 13

Cambio del TC sobre 4 semanas
(efectivo e indicado por cambio de tasas)



o variaciones de los términos de intercambio. Al contrario, el alza de la divisa americana durante la primera mitad de 2004 parece, en un inicio, estrechamente vinculada a las bajas de tasas en Chile a principios del año y, posteriormente, a noticias positivas sobre la economía estadounidense y el correspondiente aumento de las tasas de Estados Unidos.

No obstante, parece importante recordar las limitaciones de la herramienta expuesta en esta minuta. La frecuencia semanal, que se explica por la falta de transacciones de instrumentos chilenos, impide estudiar el impacto de eventos sobre los mercados cambiarios y de deuda soberana en más detalle, como el de decisiones monetarias no esperadas. Igualmente, la falta de papeles nominales largos en Chile limita el horizonte de análisis sin establecer supuestos de inflación. Así, el impacto de los cambios relativos en las expectativas de inflación —o de crecimiento— a más largo plazo no se pueden analizar.

Referencias

Banco Central de Chile (2003). Modelos Macroeconómicos y Proyecciones del Banco Central de Chile.

Brigden, A., B. Martin y C. Salmon (1997). "Decomposing Exchange Rate Movements According to the Uncovered Interest Rate Parity Condition." *Bank of England Quarterly Bulletin* (noviembre): 377–89.

García, P., L.O. Herrera y R. Valdés (2002). "New Frontiers for Monetary Policy in Chile." En *Inflation Targeting: Design, Performance, Challenges*, editado por N. Loayza y R. Soto. Banco Central de Chile.

Naudon, A. (2003) "Mediciones del *Spread* Soberano de Chile." Mimeo, Banco Central de Chile.

MEDICIÓN DE LA INVERSIÓN EXTRANJERA DIRECTA EN LA BALANZA DE PAGOS

*María Teresa Cofré U.**
*Teresa Cornejo B.**

I. Introducción

La inversión extranjera directa en el país es una variable de gran interés para los analistas económicos y el público en general. Dada su relevancia, esta nota tiene por objetivo explicar cómo se mide esta variable en la balanza de pagos de Chile, siguiendo las recomendaciones de la quinta edición de 1993 del *Manual de Balanza de Pagos* del Fondo Monetario Internacional.

En términos conceptuales, se habla de inversión extranjera directa cuando un inversionista ejerce una influencia significativa en una empresa situada en otra economía, lo que reflejaría un interés duradero de su parte. La inversión directa se diferencia de la inversión de cartera, en que se presume que en este último caso el inversionista extranjero no ejerce una influencia significativa ni tiene un interés duradero en la empresa receptora de los recursos. A modo de regla práctica, las normas internacionales para la contabilidad de balanza de pagos sugieren definir a un inversionista como directo si su participación en el capital es de diez por ciento o más. En la práctica, en la balanza de pagos de Chile no se ha efectuado un análisis exhaustivo de las participaciones de los inversionistas en el capital de las empresas. En el presente trabajo se describe la forma en que se realiza la medición de la inversión extranjera en Chile.

La categoría de inversión directa en la balanza de pagos incluye, además del capital de riesgo o participación en la propiedad, otros flujos de capitales entre inversionistas y empresas de inversión directa, tales como préstamos y utilidades reinvertidas. Estos flujos, que forman parte de la cuenta financiera de la balanza de pagos, se miden en términos netos, es decir, corresponden a ingresos menos reexportaciones de capital. No obstante lo anterior, la información de inversión directa de la balanza de pagos puede desagregarse entre ingresos y egresos.

La sección II describe los mecanismos mediante los cuales ingresa la inversión extranjera directa a nuestro país. La sección III describe la medición de esta variable en la balanza de pagos de Chile. La sección IV presenta las series de inversión anual incorporadas en la balanza de pagos para el período 1996–2004 (primer semestre), destacándose las principales tendencias. Finalmente, en la sección V se explican las diferencias entre las mediciones de la balanza de pagos de Chile y las cifras de inversión extranjera materializada que difunde el Comité de Inversiones Extranjeras (CIE), las que se deben principalmente a disparidad en las definiciones.

II. Mecanismos de Ingreso de la Inversión extranjera a Chile

El Estatuto de la Inversión Extranjera o Decreto Ley 600, de 1974, y el Capítulo XIV del *Compendio de Normas de Cambios Internacionales* del Banco Central (CNCI), son las disposiciones que regulan la inversión extranjera en Chile. A estas normas se sumó, entre 1985 y 1995, el Capítulo XIX del CNCI, que constituyó una tercera vía para el ingreso de inversión extranjera, y que permitía convertir títulos de deuda externa en inversión.

La inversión extranjera ingresada a través del DL600 está sujeta a un contrato con el Estado de Chile. Los capitales ingresados por esta vía pueden adoptar varias modalidades: aportes de capital —en divisas, bienes, tecnología, capitalización de utilidades y capitalización de créditos— y los créditos asociados.

* *Departamento de Balanza de Pagos, Banco Central de Chile. Emails: mtcofre@bcentral.cl; tcornejo@bcentral.cl.*

Estos capitales pueden optar a invariabilidad tributaria (tasa única de 42% por un plazo de diez años), o regirse por el sistema impositivo general. Actualmente están sujetos a un plazo mínimo de permanencia en el país de un año, debiendo mantener determinadas proporciones entre las modalidades de aportes de capital y de créditos asociados. El Comité de Inversiones Extranjeras es el único organismo autorizado, en representación del Estado de Chile, para aceptar el ingreso de capitales acogidos a este Decreto Ley y para establecer los términos y condiciones de los respectivos contratos (DL 600, artículo 12).

Por otra parte, el capítulo XIV del CNCI establece las normas aplicables a las operaciones de cambios internacionales de más de US$10,000, relativas a créditos, depósitos, inversiones y aportes de capital provenientes del exterior, como asimismo aquellas relativas a otras obligaciones con el extranjero, y que no están sujetas a plazos mínimos de permanencia.

Históricamente, el DL 600 ha sido el mecanismo más usado para el ingreso de inversión extranjera al país.

III. Medición de la Inversión Extranjera Directa en la Balanza de Pagos de Chile

En la práctica, la medición de la inversión directa en Chile incorporada en la balanza de pagos abarca los siguientes conceptos:

- *Acciones y participaciones en el capital*: Corresponden a aportes netos de capital efectuados al amparo del DL 600, del capítulo XIV y del ex Capítulo XIX. En el caso del DL 600, pueden tomar la forma de divisas, bienes, tecnología y capitalización de créditos.[1] Se excluyen de este ítem los aportes de los fondos de inversión, los que se clasifican como inversiones de cartera.
- *Utilidades reinvertidas*: Son utilidades devengadas, pero no repartidas. El concepto que hay tras su inclusión como inversión directa es que constituyen decisiones de inversión por parte de los inversionistas directos, quienes optan por no repartir parte de las utilidades devengadas, sino reinvertirlas en la empresa. En la balanza de pagos de Chile, las utilidades reinvertidas se estiman sobre la base de encuestas y otra información directa, y se calculan como diferencia entre utilidades devengadas y remesadas.
- *Otro capital*: Considera los préstamos recibidos por empresas de inversión directa, tanto de corto como de mediano plazo, cuando los acreedores son inversionistas directos o empresas relacionadas con estos. Por lo anterior, en la compilación de la balanza de pagos, no todos los créditos registrados como asociados al DL600 están incluidos en esta categoría de inversión directa, la que también incluye préstamos ingresados como capítulo XIV, otorgados por inversionistas directos o por empresas relacionadas con ellos.

IV. Evolución de la Inversión Directa en Chile en el período 1996–2004

El gráfico 1 muestra la evolución anual de las cifras de inversión extranjera directa compiladas por la balanza de pagos, señalando ingresos, egresos y flujo neto.

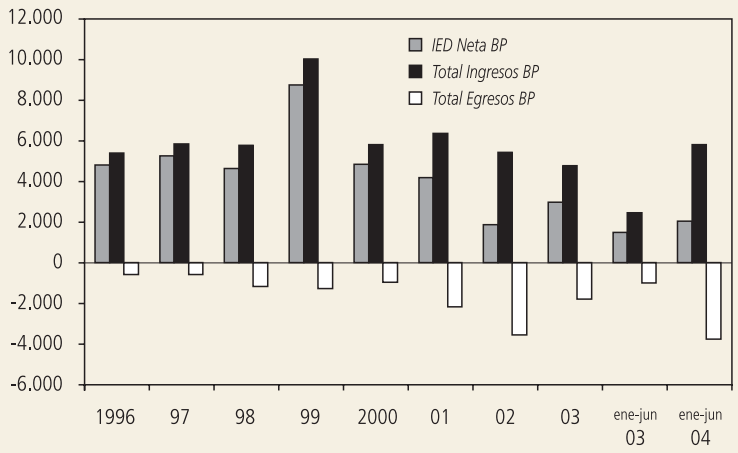
En el gráfico 2 se muestra la relación de los distintos componentes de la inversión extranjera directa con el PIB.

En el gráfico se puede observar que, en promedio, la inversión extranjera directa fue el equivalente de 6.3% del PIB en el período, fluctuando entre un mínimo de 2.8% en el año 2001 y un máximo de 12% en 1999. Entre los años 1996 y 2001, el financiamiento provino principalmente de aportes por la vía de acciones y participaciones en el capital, que representaron, en promedio, un 6.1% del PIB, con un máximo de 12.1% en el año 1999. Sin embargo, una fracción importante de estos aportes se destinó a la compra de empresas, por lo que no es posible relacionar el desarrollo de la inversión extranjera directa con la formación bruta de capital fijo. En efecto, en 1996 estos aportes representaron 26% de la inversión directa, en tanto en 1999 llegaron a 71%, para declinar a 61% en el 2001.

[1] *En los años 2002 y 2003, sin embargo, por tratarse de cifras provisorias, no se han considerado los aportes en bienes y en tecnología.*

GRÁFICO 1

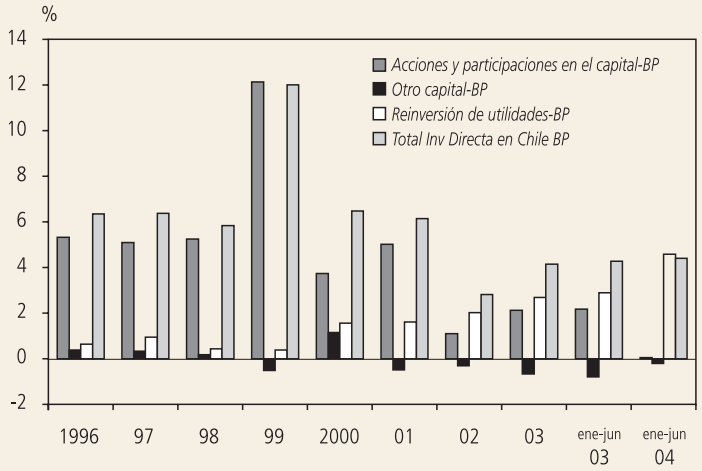
Inversión Directa: Flujos Anuales de la Balanza de Pagos
(millones de US$ de cada año)



Fuente: Banco Central.

GRÁFICO 2

Componentes de la Inversión Directa sobre PIB



Fuente: Banco Central.

La reinversión de utilidades, por otra parte, cobró importancia a contar del año 2000, alcanzando su porcentaje máximo en el primer trimestre de 2004. Esto coincide con la fuerte alza del precio del cobre, que afectó positivamente la renta de las empresas mineras de capital extranjero, que ya este año presentan una producción importante, gracias a la entrada en régimen de producción de grandes proyectos que hasta 2001-2002 aún estaban en etapa de ejecución. La mayor importancia de las cifras de utilidades reinvertidas coincide con la caída de los aportes directos, reflejando un cambio en la política de financiamiento de las empresas extranjeras, las que están utilizando esta vía en lugar de recurrir a aportes directos.

V. Inversión Extranjera según medición del Comité de Inversiones Extranjeras en el período 1996–2004

De las cifras de inversión extranjera en Chile que publica el Comité de Inversiones Extranjeras, el concepto más difundido es el de "inversión materializada", ya sea total o referida solamente al DL600. La inversión materializada total abarca tanto la inversión ingresada al amparo del DL600 como la que ingresa sujeta a las normas del Capítulo XIV del *CNCI*, sin considerar en estas últimas, los créditos de corto plazo con empresas relacionadas, que ingresan bajo esta normativa.[2] Por otra parte, el desglose que se publica por sector económico y por país del inversionista se refiere solamente a la inversión materializada al amparo del DL600.

La inversión materializada es una categoría bruta, es decir, que solo considera los ingresos, sin restar las reexportaciones de capital.[3] Los flujos incluidos en la inversión materializada corresponden a los siguientes conceptos:

- Aportes efectuados al amparo del DL600, en la forma de divisas —incluyendo los relativos a inversión de cartera—, bienes, tecnología y capitalización de créditos.

[2] En algunas series, el CIE ha incluido también las inversiones efectuadas por la vía del capítulo XIX del CNCI.
[3] No obstante, el CIE también entrega cifras de reexportaciones de capital, lo que permite calcular un concepto definido en términos netos. El concepto de "Inversión directa neta" solo se computa en forma explícita para los aportes realizados al amparo del DL 600 y se refiere a Divisas más Bienes físicos más Capitalización de créditos y utilidades menos Remesas de capital. Sin embargo, las cifras que se difunden más ampliamente y que aparecen en la prensa corresponden a la inversión materializada.

- Aportes efectuados como capitalización de utilidades, siempre que se inscriban como tales en el Comité.
- Créditos que se registren como asociados al DL600, cualquiera sea el acreedor, lo que significa que incluyen créditos otorgados no solo por inversionistas relacionados sino también por no relacionados.
- Aportes de capital efectuados al amparo del Capítulo XIV.
- *Créditos* ingresados al amparo del Capítulo XIV de más de un año plazo, otorgados por los inversionistas o empresas relacionadas, información que se incluye, para las series, a contar del año 2000.

De lo expuesto anteriormente se desprende que las diferencias entre las estadísticas de inversión directa en Chile, informada por el Banco Central de Chile, y de inversión extranjera materializada, informada por el Comité de Inversiones Extranjeras, obedecen principalmente a diferencias de definición y cobertura de las operaciones que se miden.[4] Respecto de la cobertura, las estadísticas del Comité dan prioridad a los mecanismos regulatorios por lo que, en lo que dice relación con el principal componente de la inversión extranjera —DL600— incluyen todas las operaciones afectas a ese régimen legal. Por el contrario, en la balanza de pagos se privilegian las categorías conceptuales, las que no necesariamente coinciden con determinados mecanismos legales que regulan las inversiones.

Las principales diferencias entre la inversión materializada presentada por el Comité de Inversiones Extranjeras y los flujos de inversión directa en Chile de la balanza de pagos se resumen a continuación:

i) En su definición de inversión materializada, el Comité de Inversiones Extranjeras considera los ingresos solamente, en tanto en la balanza de pagos se registran los flujos netos, es decir, descontando las repatriaciones de capital.

ii) El Comité de Inversiones Extranjeras incluye todos los créditos asociados al DL600, en tanto en la balanza de pagos se consideran solo aquellos préstamos cuyos acreedores son los inversionistas o empresas relacionadas.

iii) En la balanza de pagos, se incluyen como inversión directa, aquellos créditos por el Capítulo XIV cuyos acreedores son los inversionistas directos o empresas relacionadas, cualquiera sea el plazo de los créditos, en tanto el Comité de Inversiones Extranjeras solo incluye los préstamos de plazos mayores de un año.[5]

iv) El Comité de Inversiones Extranjeras considera una parte menor de las utilidades reinvertidas, puesto que considera solo las relacionadas con el DL 600 y las registra únicamente si son inscritas como aportes de capital al amparo de dicha normativa. En la balanza de pagos, por el contrario, se estiman utilidades reinvertidas para todas las categorías, e independientemente de si se registran formalmente como aportes de capital.

v) La balanza de pagos no considera como inversión directa los aportes de capital de los fondos de inversión, los que se contabilizan como inversión de cartera, en tanto el Comité de Inversiones Extranjeras considera el total de los aportes de los fondos de inversión ingresados al amparo del DL600 como parte de la inversión materializada.

vi) En sus estadísticas más recientes, el Comité de Inversiones Extranjeras no considera las inversiones materializadas al amparo del ex Capítulo XIX del CNCI.

El cuadro 1 muestra las cifras de inversión directa de balanza de pagos y las que difunde como inversión extranjera directa materializada el Comité de Inversiones Extranjeras para el período 1996–2004 (primer semestre). Las cifras del Comité de Inversiones Extranjeras se presentan como totales y desglosadas según los mecanismos de ingreso, en tanto las de balanza de pagos se presentan como totales netos, y desagregadas entre ingresos y egresos.

[4] Adicionalmente a lo anterior, en la práctica también se observan algunas discrepancias que obedecen a distinto tratamiento de la información básica o de algunas operaciones puntuales, que pueden representar montos significativos.

[5] Solo a contar del año 2000.

CUADRO 1

Inversión Directa: Flujos Anuales
(millones de US$)

Años	Inversión Directa en Chile según BP	Totales		Inversión Materializada según CIE		
	Total	Ingresos BP	Egresos BP	Total	DL 600	Cap XIV
1996	4,814.6	5,391.5	-576.9	5,277.8	4,836.2	441.6
1997	5,271.4	5,861.8	-590.4	6,138.4	5,217.8	920.6
1998	4,627.8	5,775.9	-1,148.1	6,573.7	6,034.4	539.3
1999	8,761.0	10,024.6	-1,263.5	9,887.2	9,198.4	688.8
2000	4,860.0	5,801.3	-941.3	4,551.1	3,021.5	1,529.6
2001	4,199.8	6,370.9	-2,171.2	5,692.1	4,781.8	910.3
2002	1,888.0	5,430.7	-3,542.8	3,929.9	3,376.5	553.4
2003	2,982.1	4,774.7	-1,792.7	2,576.4	1,276.4	1,300.0
ene-jun 03	1,491.8	2,477.4	-985.5	1,089.7	728.0	361.7
ene-jun 04	2,052.5	5,804.5	-3,752.0	3,497.6	3,086.2	411.4

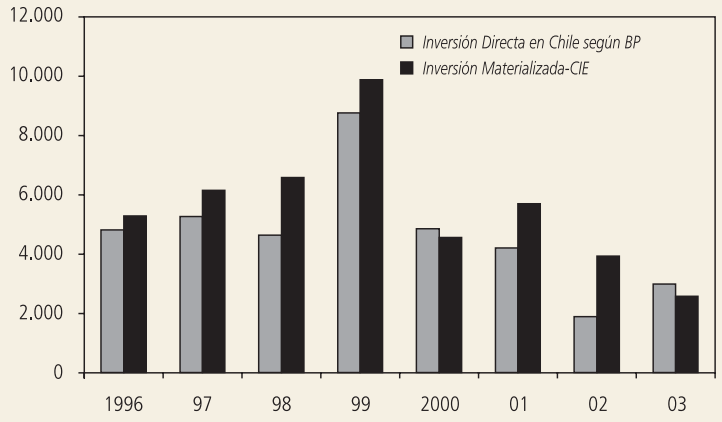
Fuentes: Banco Central de Chile - Balanza de Pagos 1996-2003; sitio web.
Comité de Inversiones Extranjeras: Chile Investment Review, August 2004, *y sitio web.*

Los resultados que se presentan en el cuadro 1 se grafican a continuación (gráfico 3).

El cuadro 2 muestra el detalle de ingresos y egresos para los distintos componentes de la inversión para las mediciones de balanza de pagos y las cifras que compila el Comité de Inversiones Extranjeras.

GRÁFICO 3

Comparación Cifras Banco Central y Comité de Inversiones Extranjeras
(millones de US$)



Como puede apreciarse, las principales diferencias cuantitativas entre las cifras de inversión directa en Chile de balanza de pagos y de inversión extranjera materializada del Comité de Inversiones Extranjeras, se explican porque estas últimas estadísticas son cifras brutas y omiten, prácticamente, la totalidad de las utilidades reinvertidas. Así, para el año 2003, la inversión materializada medida por el Comité de Inversiones Extranjeras muestra una caída de 34.4%, en tanto que la balanza de pagos registra un incremento de 57.9% en la inversión directa del exterior. Para el primer semestre de 2004, las cifras de balanza de pagos muestran un incremento de 37.6% en doce meses, en tanto la inversión materializada aparece con una tasa de aumento de 221%. Sin embargo, si se consideran solo los ingresos brutos de balanza de pagos, las tasas de variación serían más parecidas (-12.1% para el 2003, y +134.3% para el primer semestre de este año).

Con el fin de visualizar los distintos componentes del cuadro 2, se presenta esta información en forma gráfica para el período comprendido entre 1996 y el primer semestre de 2004 (gráfico 4).

CUADRO 2

Comparación Cifras Banco Central y Comité de Inversiones Extranjeras

(millones de US$)

	Balanza de pagos (BP)					Comité de inversiones extranjeras (CIE)				
	2002	2003	Ene-jun 2003	Ene-jun 2004		2002	2003	Ene-jun 2003	Ene-jun 2004
Ingresos inversión directa en Chile	**5,430.7**	**4,774.7**	**2,477.4**	**5,804.5**	**Inversión directa materializada**	**3,929.9**	**2,576.4**	**1,089.7**	**3,497.6**
1. Participación en capital	2,618.3	2,243.2	923.7	3,315.1	Aportes*	2,655.5	2,222.4	952.5	3,306.0
2. Otro capital	1,335.4	574.4	532.7	356.2	Otro capital	1,227.4	295.9	137.2	157.7
3. Reinversión de utilidades	1,477.0	1,957.1	1,021.0	2,133.2	Capitalización de utilidades	47.0	58.1		33.9
Egresos Inversión directa en Chile	**3,542.8**	**1,792.7**	**985.5**	**3,752,0**	**Reexportaciones**	**3,510.1**	**1,272.6**	**588.6**	**4,010.2**
1. Participación en capital	1,880.3	716.3	161.4	3,297.4	Aportes*	1,744.1	268.5	42.5	3,146.3
2. Otro capital	1,552.1	1,058.8	815.4	454.6	Otro capital	1,766.0	1,004.1	546.1	863.9
3. Reinversión de utilidades	110.4	17.6	8.7	0.0					
Flujos netos inversión directa en Chile (A - B)	**1,887.9**	**2,982.0**	**1,491.9**	**2,052,5**	**Inversión directa neta (implícita)**	**419.8**	**1,303.8**	**501.1**	**-512.6**
1. Participación en capital	738.0	1,526.9	762.3	17.7	Aportes*	911.4	1,953.9	910.0	159.7
2. Otro capital	-216.7	-484.4	-282.7	-98.4	Otro capital	-538.6	-708.2	-408.9	-706.2
3. Reinversión de utilidades	1,366.6	1,939.5	1,012.3	2,133.2	Capitalización de utilidades	47.0	58.1	0.0	33.9

** Divisas, bienes, capitalización de crédito y tecnología.*

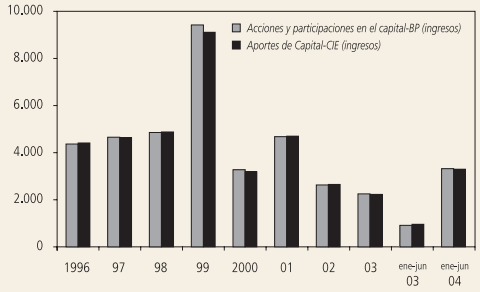
Fuentes: Banco Central de Chile; Comité de Inversiones Extranjeras.

GRÁFICO 4

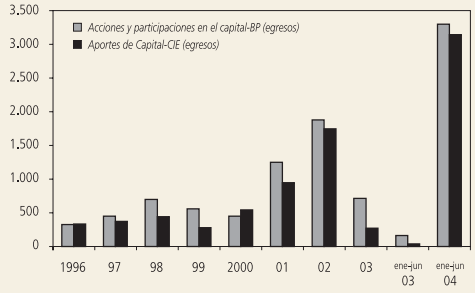
Diferentes Componentes de la Inversión Extranjera Directa Compilados por Balanza de Pagos y por el Comité de Inversiones Extranjeras

(millones de US$ de cada año)

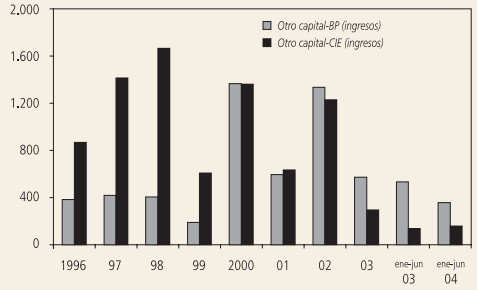
Aporte bruto de capital



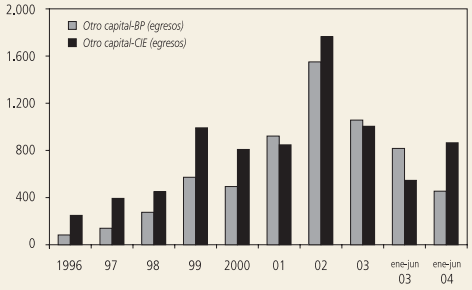
Remesas de capital



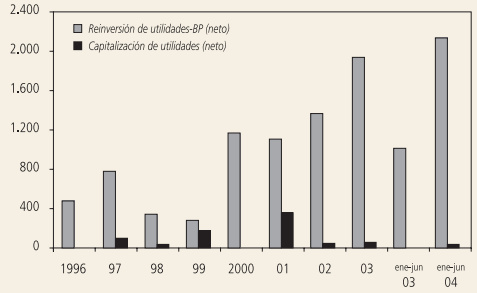
Otro capital ingresos



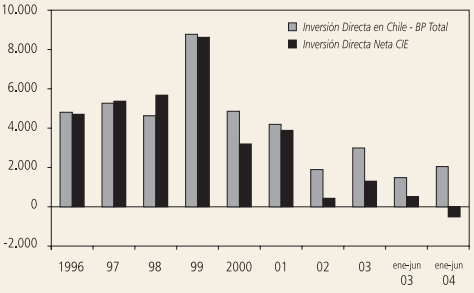
Otro capital egresos



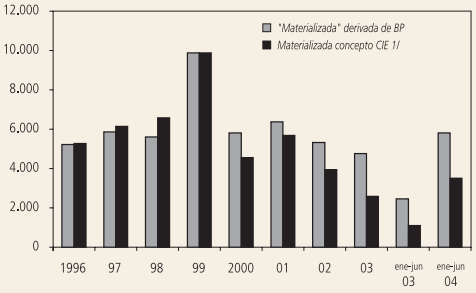
Reinversión de utilidades neto



Inversión extranjera directa neta[a]



Inversión materializada[b]



a. Cifra implícita del CIE fue construida a partir de los datos de la publicación. Chile Investment Review-Agosto 2004. Se refiere a ingresos menos egresos.
b. Se refiere al concepto CIE, solo ingresos

VI. Conclusiones

Dada la relevancia de la inversión extranjera en el país, la nota describe los principales aspectos conceptuales y de medición de esta variable, desde el punto de vista de balanza de pagos en general, y del caso de Chile en particular. También muestra su evolución a partir del año 1996, como total y por componente. Finalmente, compara esos valores con los de inversión extranjera materializada que difunde regularmente el Comité de Inversiones Extranjeras, y explica los motivos de las diferencias, que son principalmente diferencias en las definiciones. Al respecto, destacan dos factores fundamentales: el primero es que la cifra de inversión directa en Chile, incorporada en la balanza de pagos, es un valor neto, si bien se desglosa en ingresos y egresos, en circunstancias de que el valor de la inversión extranjera materializada es bruto, es decir, se refiere solamente a ingresos; el segundo es que la cifra de balanza de pagos considera las utilidades reinvertidas en su totalidad, en tanto la medición del Comité de Inversiones Extranjeras prácticamente las excluye. Esto se debe a que las cifras del Comité de Inversiones Extranjeras se basan principalmente en aspectos legales, en especial en el caso de las inversiones ingresadas al país al amparo del DL600.

Referencias

Fondo Monetario Internacional (2003). *Manual de Balanza de Pagos; 5ª Edición*.

Banco Central de Chile (2002). *Balanza de Pagos 1996–2001.*

Banco Central de Chile (2004). *Balanza de Pagos 2000–03.*

Banco Central de Chile (2004). *Boletín Mensual*, agosto.

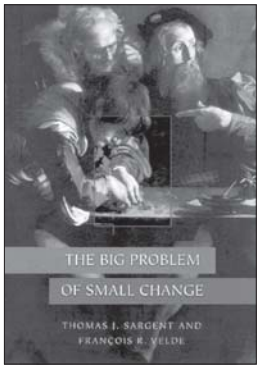
Comité de Inversiones Extranjeras (2004). *Chile Investment Review*, agosto.

REVISIÓN DE LIBROS

COMENTARIO AL LIBRO "THE BIG PROBLEM OF SMALL CHANGE"

de Thomas Sargent y François Velde PRINCETON UNIVERSITY PRESS, 2002

Rómulo Chumacero E.[*]



Que a dos años de su publicación existan cuando menos cinco artículos publicados que revisan o comentan aspectos centrales del libro de Sargent y Velde señaliza el interés que este concitó en la profesión.[1] La gracia de aventurar un sexto comentario es que los cinco anteriores no son coincidentes.

El libro de Sargent y Velde es lo más cercano a una obra de misterio que pueden escribir economistas. Los autores parten por documentar un misterio, alinear a los sospechosos, para finalmente "resolver" el caso e indicar el (en este caso los) culpables.

Pero al ser escrito por economistas, este libro no sigue los cánones tradicionales de los *best sellers* de misterio, pues Sargent y Velde exponen todo su caso (incluyendo misterio, sospechosos y culpables) desde el prefacio. De hecho, los autores repiten, con distintos énfasis, estos tres elementos en diversas partes del libro. Por lo mismo, dependiendo de las inquietudes del lector y su apego a los detalles (es decir, cuanta formalidad se demande o aguante), sugiero las siguientes avenidas:

- Maxwell Smart: los interesados en la trama general, sin entrar en detalles ni formalismos pueden leer el Prefacio.
- Miss Marple: quienes prefieran resolver el problema con intuición y no demasiado formalismo pueden revisar la parte I.
- Monk: quienes sientan una atracción compulsiva por detalles y argumentos, pueden revisar las partes II, III y IV.
- Sherlock Holmes: aquellos interesados en el modelo y no en detalles históricos pueden proceder con la parte V.

Dado que el trabajo devela el misterio desde un principio, no hay por qué no hacerlo también acá. Antes de ello, es importante presentar el contexto y la época que se analiza. El libro documenta diversos hechos estilizados que se produjeron en Europa Occidental por aproximadamente seis siglos, desde principios del siglo XIII. En ese período varios estados introdujeron monedas de distintas denominaciones.[2] Una propiedad del sistema era que consideraba que el tipo de cambio entre monedas debía reflejar su contenido de metal (en el bimetalismo coexistían monedas con contenido de oro y plata).

El libro denomina como el "gran problema" el fracaso para encontrar un mecanismo automático y eficaz de

[*] *Departamento de Economía, Universidad de Chile y Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Chile. Email: rchumace@bcentral.cl.*

[1] *Estos artículos son Rolnick y Webber (2003), Schwartz (2002), Selgin (2003), Yeager (2002) y Wallace (2003).*

[2] *El sistema monetario instaurado aproximadamente en el año 800 y hasta el año 1200 tenía una sola moneda de plata* (silver penny).

proveer monedas de baja denominación. Esto porque durante todo este período se observaron:

- recurrentes períodos de escasez (y en algún caso, desaparición) de monedas de baja denominación,
- depreciación persistente del cambio de monedas de baja denominación respecto de las de alta denominación,
- caída sostenida del contenido de plata de las monedas de menor denominación.

Estas observaciones plantean un interesante misterio: ¿cómo es posible que la escasez de un bien (monedas de baja denominación) coincida con caídas de su precio? El libro desarrolla un modelo para explicar esto, discute cómo el gran problema fue finalmente resuelto y cuál fue su aporte para el desarrollo de la teoría y política monetaria contemporánea.

Por sus inclinaciones y ventajas comparativas, los autores presentan un modelo teórico junto con abundante documentación histórica para explicar la génesis del gran problema. Su modelo teórico muestra que el sistema medieval de provisión de monedas de baja denominación era propenso a la ocurrencia de períodos de escasez, que la caída del contenido de metal en esas monedas proveía una cura temporal a esta escasez y que los períodos de escasez y depreciación de monedas de baja denominación ocurrían simultáneamente.

El modelo describe las características de la demanda y oferta de monedas de distintas denominaciones. Por el lado de la demanda, su modelo considera que las monedas de baja denominación tienen una función adicional a la de las de denominación mayor: mientras las últimas solo sirven para comprar bienes caros, las primeras sirven para comprar tanto bienes caros como baratos.[3] A su vez, ante cambios en el precio relativo de la plata, los poseedores de monedas pueden derretirlas para convertirlas en metal. Por el lado de la oferta, la autoridad determina en cada momento el contenido de metal que cada denominación de moneda debe poseer, debiendo también considerar las restricciones impuestas por la posibilidad de falsificación.

Un período de escasez de monedas de baja denominación se caracteriza por una valoración de estas más como metal que como medio de cambio, provocando que el público las derrita. Para superar esto, la autoridad baja el contenido de metal de las monedas de baja denominación. Esto, sin embargo, puede proveer mayores incentivos a los falsificadores, pues se requiere de menos metal para producir monedas.

Descrito el problema, pasamos ahora a introducir uno de los elementos utilizados para resolverlo: "la fórmula estándar".[4] Ella establece fijar un tipo de cambio entre monedas de distintas denominaciones, además de hacer que las monedas no tengan un valor intrínseco. Esto es, hacer que las monedas sean valoradas por la cantidad de bienes que es posible adquirir con ellas y no por su contenido de metal (la fórmula es precursora directa del dinero fiduciario).

Los autores cuentan (en el prefacio) que cuando discutieron por primera vez el gran problema, Sargent consideraba que este surgió porque los responsables de la provisión de monedas tenían el modelo incorrecto y que se resolvió con la aparición de la fórmula estándar. Velde discrepaba, pues consideraba que la fórmula estándar no podría haber funcionado en ausencia de mejoras tecnológicas (la mecanización del proceso de acuñación con la presa a vapor) que hicieran más difícil (y menos rentable) la falsificación. Finalmente, los autores reconocen que ambos estaban en lo cierto, al decir que el gran problema se resolvió gracias a ambos factores.

Las soluciones al gran problema propuestas por el libro fueron recientemente impugnadas. Por el lado teórico, Wallace (2003) considera que el modelo de Sargent y Velde no da cuenta de la propiedad más relevante de la aplicación de la fórmula estándar: el compromiso de convertibilidad de monedas por parte de la autoridad. Esto no es considerado ni explicado en el libro. Por el lado histórico, Selgin (2003) cuestiona el aporte de la presa a vapor. Sargent y Velde plantean que la adopción de esta tecnología hizo posible la producción (a bajo costo) de monedas de alta calidad que eran difíciles de falsificar, pero

[3] *La manera en que esto se formaliza es mediante la imposición de restricciones parecidas a las de dinero-por-adelantado* (cash-in-advance) *que para el caso de monedas de baja denominación ellos llaman restricciones de penique-por-adelantado* (penny-in-advance).

[4] *Este término se atribuye a Cipolla (1956).*

Selgin concluye que no existe evidencia de que esta invención haya jugado el rol descrito, que es falso que esta tecnología haya sido superior a la de acuñación manual y privada de monedas y que el movimiento al monometalismo se debió más bien a la aparición del billete (papel moneda).

Pese a estas consideraciones, el libro de Sargent y Velde es una gran contribución al entendimiento de la evolución de la teoría y la política monetaria. La meticulosidad con que documenta los mecanismos de provisión de monedas en lugares como Florencia, Venecia, Francia, España, o Inglaterra es encomiable. A su vez, también muestra cómo el gran problema proveyó un reto importante que sirvió para entender mejor el rol del dinero, la transición del bimetalismo al monometalismo y, con el tiempo, al dinero fiduciario de la actualidad y cómo algunas de las primeras curas al gran problema trajeron consigo un entrañable "compañero" de la política monetaria: la inflación.

Referencias

Cipolla, C. (1956). *Money, Prices, and Civilization in the Mediterranean World: Fifth to Seventeenth Century*. Gordian Press.

Rolnick, A. y W. Weber (2003). "Book Review of *The Big Problem of Small Change*." *Journal of Political Economy* 111: 459-63.

Schwartz, A. (2002). "Review of Thomas J. Sargent and François R. Velde *The Big Problem of Small Change*." *Economic History Services*. URL: www.eh.net/bookreviews/library/0510.shtml.

Selgin, G. (2003). "Steam, Hot Air, and Small Change: Matthew Boulton and the Reform of Britain´s Coinage." *Economic History Review* LVI: 478-509.

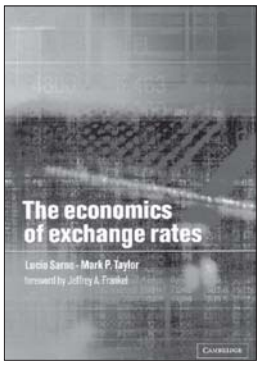
Yeager, L. (2002). "Book Review of *The Big Problem of Small Change*." *CATO Journal* 22: 188-91.

Wallace, N. (2003). "Modelling Small Change: A Review Article." *Journal of Monetary Economics* 50: 1391-400.

COMENTARIO AL LIBRO "THE ECONOMICS OF EXCHANGE RATES"

de Lucio Sarno y Mark P. Taylor CAMBRIDGE UNIVERSITY PRESS, 2002

César Calderón M.[*]



Los autores del libro que a continuación se reseña presentan una serie de contribuciones teóricas y empíricas al análisis del tipo de cambio, en un esfuerzo importante por sintetizar el estado actual de la literatura. El libro puede ser dividido en tres partes. La primera presenta los hechos estilizados en torno a relaciones como la paridad de interés descubierta y la paridad del poder de compra, que son elementos importantes en la modelación de economías abiertas (capítulos 2 y 3, respectivamente). La segunda presenta una síntesis (tanto teórica como empírica) de los modelos de determinación del tipo de cambio. En el capítulo 4 se revisan los modelos de determinación del tipo de cambio de Mundell-Fleming, el modelo de "overshooting" de Dornbusch (1976) y el modelo de equilibrio de cartera. Luego, el capítulo 5 sintetiza la reciente literatura sobre la "Nueva Macroeconomía de la Economía Abierta," desarrollada a partir del trabajo de Obstfeld y Rogoff (1995, 1996). El mérito de este paradigma es modelar la determinación del tipo de cambio a partir de un modelo de equilibrio general dinámico con fundamentos microeconómicos explícitos, rigideces nominales y competencia imperfecta. La tercera y última parte discute los aportes a la literatura sobre la operación del mercado cambiario. Específicamente, comenta modelos de zonas objetivo, uniones monetarias y tipos de cambio fijo (capítulo 6), la intervención oficial en el mercado cambiario (capítulo 7), modelos de ataques especulativos y crisis cambiarias (capítulo 8) y la microestructura del mercado de divisas (capítulo 9).

El libro —destinado a investigadores y alumnos de posgrado— presenta una excelente sinopsis de la frontera actual sobre la economía del tipo de cambio. En la presente revisión procedo a destacar las contribuciones más importantes que se han hecho recientemente a la literatura y que son reseñadas en este volumen: (a) la introducción de técnicas no lineales para estimar la velocidad de convergencia del tipo de cambio a su nivel de paridad, (b) la determinación del tipo de cambio dentro de un modelo de equilibrio general dinámico y (c) el enfoque de microestructura de los mercados cambiarios.

I. El Puzle de la Paridad del Poder de Compra (PPC)

La paridad del poder de compra (PPC) es una de las condiciones de largo plazo de más uso en modelos de equilibrio general. El surgimiento de series de tiempo históricas y técnicas econométricas sofisticadas —raíces unitarias y cointegración— revitalizaron la literatura empírica de la PPC. Sin embargo, dichas pruebas no podían rechazar la hipótesis de camino aleatorio o de no cointegración para el tipo de cambio real a partir del reciente período de flotación. Tales resultados se atribuyeron al bajo poder de dichas pruebas para distinguir entre una serie con raíz unitaria y una serie altamente persistente al aplicarse al período post 1973. Para resolver el problema de bajo poder de las pruebas estadísticas, los investigadores comenzaron a aplicar pruebas de raíz unitaria a series históricas largas (Lothian y Taylor, 1996; Taylor, 2002), como técnicas de raíces unitarias

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

y de cointegración para bases de datos de panel (Papell, 1997) con resultados favorables en torno a la validez de la PPC en el largo plazo.[1]

Sin embargo, a pesar de la validez de la PPC en el largo plazo, es aún imposible reconciliar la elevada volatilidad del tipo de cambio real en el corto plazo con la extremadamente lenta velocidad de convergencia hacia el nivel de PPC. Rogoff (1996) señala que el consenso de la literatura ha estimado que la vida media de las desviaciones de la PPC es de tres a cinco años, demasiado larga para ser explicada por *shocks* nominales. Dicha velocidad de convergencia podría ser explicada por *shocks* reales —tecnología y preferencias—; sin embargo, modelos basados en *shocks* reales no podrían explicar la volatilidad de corto plazo del tipo de cambio real.

Por su parte, Taylor (2001) señaló que las estimaciones de la vida media de las desviaciones de la PPC están claramente sesgadas hacia arriba, debido a dos problemas: (a) agregación temporal en los datos y (b) el posible ajuste no lineal del tipo de cambio real. En el presente libro, Sarno y Taylor brindan una amplia gama de evidencia en torno a la existencia de una dinámica no lineal en el tipo de cambio real. Teniendo como sustento teórico modelos de equilibrio general con segmentación de mercados (Sercu y Uppal, 2000), este paradigma contrasta la existencia de un mecanismo no lineal de ajuste del tipo de cambio donde la velocidad de convergencia depende del tamaño de la desviación respecto del nivel de paridad. En este sentido, recientemente ha proliferado el uso de modelos autorregresivos con umbrales (e.g. modelos TAR o STAR) en la estimación de la vida media de las desviaciones de la PPC. Utilizando estas técnicas no lineales, Taylor, Peel y Sarno (2001) encuentran que la vida media es menos de tres años para desviaciones pequeñas y menos de un año para desviaciones grandes de la PPC.

II. La Nueva Macroeconomía de la Economía Abierta

El modelo de Blanchard y Kiyotaki (1987) se convirtió en la base a partir de la cual se desarrolló un nuevo paradigma para entender la macroeconomía de las economías abiertas. Utilizando un modelo de equilibrio general dinámico, con competencia imperfecta y rigideces de precios, Obstfeld y Rogoff (1995) presentan un modelo de economía abierta donde analizan los efectos reales de *shocks* monetarios. En este modelo, un *shock* positivo en la cantidad de dinero produce una reducción de la tasa de interés y una depreciación del tipo de cambio. Dado que los bienes del país se abaratan respecto de los foráneos (y dadas la rigideces de los precios de competencia monopolística), la mayor demanda por bienes nacionales se traduce en una mayor producción. Cabe destacar que, en este modelo, la depreciación del tipo de cambio es menor que el incremento en la cantidad de dinero, es decir, este modelo no predice *overshooting* cambiario; así, el efecto sobre el tipo de cambio será menor a medida que la elasticidad de sustitución entre bienes nacionales y foráneos sea mayor. Finalmente, los autores demuestran que la expansión monetaria genera mejoras en el bienestar.

Luego de describir sucintamente las extensiones al modelo básico de Obstfeld y Rogoff (1995) surgidas a partir de la literatura posterior, Sarno y Taylor describen las nuevas direcciones de este paradigma:

La Fuente de Rigideces Nominales y la Elección entre Precios Denominados en Moneda Local y Foránea

Existe una diversa gama de posibilidades de modelar rigideces nominales en un mundo con múltiples monedas. En este sentido, es natural considerar la posibilidad de que los productores puedan segmentar entre mercados nacionales. Sin embargo, Obstfeld y Rogoff (2000a) presentan una serie de objeciones en torno a estas estrategias de *pricing-to-market* (PTM). En primer lugar, ellos arguyen que una gran parte de las desviaciones de la ley de precio único resulta de un alto componente de precios no transables en los índices de precios al consumidor y que no está claro que la

[1] *El uso tanto de largas series históricas como de técnicas de raíces unitarias de panel tiene sus problemas. En el primer caso, la existencia de quiebres estructurales y/o de diferentes regímenes cambiarios puede conducir a resultados equivocados si no se tratan de manera adecuada. En el caso de las técnicas de panel, no existen pruebas robustas que garanticen que todas y cada una de las series que integran el panel sean estacionarias o no.*

segmentación del mercado y los supuestos de traspaso del enfoque de precios en moneda local sean necesarios para explicar la relación entre las desviaciones de la ley de un solo precio y los tipos de cambio. Segundo, rigideces de precios inducidas por rigideces salariales son más importantes para determinar fluctuaciones económicas persistentes, dado que la facturación del comercio no puede generar suficiente persistencia. Finalmente, la evidencia directa o a través del análisis de márgenes de ganancia muestra que la práctica predominante es facturar en la moneda del exportador.[2]

Presencia de Costos en el Comercio Internacional

La introducción de costos al comercio internacional —ya sean costos de transporte, tarifas o barreras no arancelarias— se ha convertido en un factor fundamental para explicar algunos de los puzles de la Economía Internacional. En este sentido, Obstfeld y Rogoff (2000b) analizan el rol de dichos costos en la explicación de problemas aún no resueltos como: la fuerte preferencia de los residentes locales por el consumo de bienes nacionales y por la adquisición de activos nacionales, el puzle de Feldstein y Horioka en torno a la correlación entre ahorro e inversión en un mundo con alta movilidad de capitales, el puzle de la correlación del consumo entre las naciones del mundo, el puzle de la paridad del poder de compra, y el de la desconexión del tipo de cambio.

III. El Enfoque de Microestructura del Mercado Cambiario

Como ya señaláramos, la literatura halla que no es posible explicar movimientos significativos y persistentes del tipo de cambio por movimientos de los fundamentos macroeconómicos —puzle de la desconexión del tipo de cambio (Frankel y Rose, 1995; Flood y Rose, 1995). En un intento por entender los mecanismos que caracterizan estos movimientos no explicados surge la literatura sobre la microestructura de los mercados cambiarios (Lyons, 1999). Este enfoque se caracteriza por el análisis del comportamiento de agentes tomadores de decisiones en el mercado cambiario y la interacción entre ellos, con un énfasis en los mecanismos utilizados para transar en dichos mercados.

Sarno y Taylor describen las características institucionales de los mercados cambiarios y presentan un recuento de los principales mecanismos de formación de expectativas utilizados en este enfoque. Finalmente, presentan un resumen de los aportes más recientes a la literatura en este tema: (a) modelación de volatilidad cambiaria variante en el tiempo, (b) relación entre volatilidad, volúmenes de transacción y diferenciales de compra y venta, (c) teoría de determinación de los diferenciales de compra y venta, y (d) modelación del comportamiento de los creadores de mercado. Finalmente, cabe mencionar que la contribución más significativa del enfoque de microestructura (en su corto período de vida) es haber logrado modelar: (a) la transmisión de información entre los participantes del mercado, y (b) la heterogeneidad de las expectativas de los agentes y sus implicancias sobre el volumen de transacciones y la volatilidad del tipo de cambio.

IV. Nuevas Rutas a Seguir

En general, el libro es un gran complemento a otras publicaciones más especializadas en la literatura —por ejemplo, Lyons (1999) y Mark (2000)— al brindar evidencia empírica más actualizada y reseñar algunos de los tópicos en discusión reciente en torno a la modelación del tipo de cambio. Sin embargo, quedan aún algunos tópicos que el libro no contempla y que pueden ser rutas futuras de investigación en materia de tipos de cambio. Un ejemplo es el uso de técnicas de modelación no lineal multivariada. Por ejemplo, trabajos recientes vienen aplicando técnicas de cointegración no lineal para el contraste de la hipótesis de Balassa-Samuelson (Lothian y Taylor, 2003) y para la modelación del desalineamiento cambiario (Dufrenot et al., 2002). En este sentido, la inclusión de costos de transacción —sean costos comerciales, financieros o de tiempo en las transacciones de bienes o de activos— en modelos de equilibrio general sería de gran relevancia para entender algunas dudas aún no resueltas en materia cambiaria.

[2] *En este sentido, Estados Unidos es la única excepción.*

Referencias

Blanchard, O.J. y N. Kiyotaki (1987). "Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand." *American Economic Review* 77: 647-66.

Dufrenot, G., L. Mathieu, V. Mignon y A. Peguin-Feissolle (2002). "Persistent Misalignments of the European Exchange Rates: Some Evidence from Non-linear Cointegration." Mimeo, Université Paris X, diciembre.

Flood, R.P. y A.K. Rose (1995). "Fixing Exchange Rates: A Virtual Quest for Fundamentals." *Journal of Monetary Economics* 36: 3-37.

Frankel, J.A. y A.K. Rose (1995). "Empirical Research on Nominal Exchange Rates." En *Handbook of International Economics* (vol 3), editado por G. Grossman y K.S. Rogoff. North-Holland, Amsterdam, Países Bajos.

Lothian, J.R. y M.P. Taylor (2003). "Real Exchange Rates over the Past Two Centuries: How Important is the Harrod-Balassa-Samuelson Effect?" Mimeo, Fordham University.

Lyons, R.K. (1999). *The Microstructure Approach to Exchange Rates*. Cambridge, MA, EE.UU.: MIT Press.

Mark, N.C. (2000). *International Macroeconomics and Finance: Theory and Econometric Methods* Blackwell Publishers.

Obstfeld, M. y K.S. Rogoff (1995). "Exchange Rate Dynamics Redux." *Journal of Political Economy* 103: 624-60.

Obstfeld, M. y K.S. Rogoff (1996). *Foundations of International Macroeconomics*. Cambridge, MA, EE.UU.: MIT Press.

Obstfeld, M. y K.S. Rogoff (2000a). "New Directions for Stochastic Open Economy Models." *Journal of International Economics* 50: 117-53.

Obstfeld, M. y K.S. Rogoff (2000b). "The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is There a Common Cause?" En *NBER Macroeconomics Annual 2000*, editado por B. Bernanke y K.S. Rogoff. Cambridge, MA, EE.UU.: MIT Press.

Papell, D.H. (1997). "Searching for Stationarity: Purchasing Power Parity Under the Current Float." *Journal of International Economics* 43: 313-32.

Rogoff, K.S. (1996). "The Purchasing Power Parity Puzzle." *Journal of Economic Literature* 34: 647-68.

Rogoff, K.S., K.A. Froot y M. Kim (2001). "The Law of One Price over 700 Years." Documento de Trabajo Nº174, Fondo Monetario Internacional, noviembre.

Sercu, P. y R. Uppal (2000). *Exchange Rate Volatility, Trade, and Capital Flows Under Alternative Exchange Rate Regimes*. Cambridge, Reino Unido: Cambridge University Press.

Taylor, A.M. (2001). "Potential Pitfalls for the Purchasing Power Parity Puzzle? Sampling and Specification Biases in Mean Reversion Tests of the Law of One Price." *Econometrica* 69: 473-98.

Taylor, A.M. (2002). "A Century of Purchasing Power Parity." *Review of Economics and Statistics* 84: 139-50.

Taylor, M.P., D.A. Peel y L. Sarno (2001). "Non-linear Mean Reversion in Real Exchange Rates: Toward a Solution to the Purchasing Power Parity Puzzles." *International Economic Review* 42: 1015-42.

REVISIÓN DE PUBLICACIONES

DICIEMBRE 2004

Esta sección tiene por objetivo presentar las más recientes investigaciones publicadas sobre diversos tópicos de la economía chilena. La presentación se divide en dos partes: una primera sección de listado de títulos de investigaciones y una segunda de títulos y resúmenes de publicaciones. Las publicaciones están agrupadas por área temática, considerando la clasificación de publicaciones del *Journal of Economic Literature (JEL)*, y por orden alfabético de los autores.

CATASTRO DE PUBLICACIONES RECIENTES

Los resúmenes de los artículos indicados con (*) se presentan en la siguiente sección.

Código JEL: E / *MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA*

* Mishkin, F. (2004). "Can Inflation Targeting Work in Emerging Market Countries?" NBER Working Paper N° 10646.

* Morandé, F. y C. Noton (2004). "La Conquista de la Inflación en Chile." *Estudios Públicos* 95: 119-68.

* Rosende, F. (2004). "Política Monetaria Bajo Incertidumbre: Reflexiones después de Jackson Hole." *Estudios Públicos* 95: 169-91.

Rosende, F. (2004). "El Marco Teórico de la Política Monetaria." Documento de Trabajo N° 273. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

* Vergara, R. (2004). "Taxation and Private Investment: Evidence for Chile." Documento de Trabajo N° 268. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

Código JEL: F / *ECONOMÍA INTERNACIONAL*

* Fischer, R. (2004). "Trade Liberalization in Latin America: The Case of Chile." Serie Economía N° 190. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.

Código JEL: G / *ECONOMÍA FINANCIERA*

* Chan-Lau, J. (2004). "Pension Funds and Emerging Markets." IMF Working Paper N° 04/181.

Edison, H. y F. Warnock (2004). "U.S. Investors' Emerging Market Equity Portfolios: A Security-Level Analysis." *The Review of Economics and Statistics* 86(3): 691-704.

* Fernández, V. (2004). "Detection of Breakpoints in Volatility." Serie Economía N° 194. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.

Karolyi, A. (2004). "The Role of American Depositary Receipts in the Development of Emerging Equity Markets." *The Review of Economics and Statistics* 86(3): 670-90.

* Zervos, S. (2004). "The Transactions Costs of Primary Market Issuance: The Case of Brazil, Chile, and Mexico." World Bank Policy Research Working Paper N° 3424.

Código JEL: O / *DESARROLLO ECONÓMICO, CAMBIO TECNOLÓGICO Y CRECIMIENTO*

* Albala-Bertrand, J. y E. Mamatzakis (2004). "The Impact of Public Infrastructure on the Productivity of the Chilean Economy." *Review of Development Economics* 8(2): 266-78.

Fraga, A. (2004). "Latin America since the 1990s: Rising from the Sickbed?." *The Journal of Economic Perspectives* 18(2): 89-106.

Ocampo, J.A. (2004). "Latin America's Growth and Equity Frustrations during Structural Reforms." *The Journal of Economic Perspectives* 18(2): 67-88.

* Rivera, J. y P. Toledo (2004). "Efectos de la Infraestructura Pública sobre el Crecimiento de la Economía, Evidencia para Chile." *Estudios de Economía* 31(1): 21-38.

Soto, R. y A. Torche (2004). "Spatial Inequality, Migration, and Economic Growth in Chile." Documento de Trabajo N° 274. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

Código JEL: Y / *NO CLASIFICADOS*

* Arellano, S. y P. Serra (2004). "Principios para Tarificar la Transmisión Eléctrica." *Cuadernos de Economía* 41: 231-53.

Basch, M., J. Peña, y S. Vergara (2004). "El Dilema de la Escala Productiva Frente a Ciclos de Abundancia. La Pesca Industrial en Chile." *El Trimestre Económico* LXXI(3): 575-612.

Benavente, J.M., A. Galetovic, R. Sanhueza, y P. Serra (2004). "Estimando la Demanda Residencial por Electricidad en Chile: a Doña Juanita le Importa el Precio." Serie Economía N° 192. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.

* Bonilla, C., R. Fischer, R. Lüders, R. Mery, y J. Tagle (2004). "Análisis y Recomendaciones para una Reforma de la Ley de Quiebras." Serie Economía N° 191. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.

* Bräutigam, D. (2004). "The People's Budget? Politics, Participation and Pro-poor Policy." *Development Policy Review* 22(6): 653-68.

Di Gropello, E. (2004). "Education Decentralization and Accountability Relationships in Latin America." World Bank Policy Research Working Paper N° 3453.

Díaz, G., A. Gómez-Lobo, y A. Velasco (2004). "Micros en Santiago: de Enemigo Público a Servicio Público". Serie documentos de trabajo N° 357, Centro de Estudios Públicos.

Estache, A. y M. Rossi (2004). "Have Consumers Benefited from the Reforms in the Electricity Distribution Sector in Latin America?" World Bank Policy Research Working Paper N° 3420.

* Galetovic, A. y J.R. Inostroza (2004). "Tarificación de la Transmisión Eléctrica: Por qué Licitar es (mucho) Mejor que Regular." *Revista de Análisis Económico* 19(1): 77-117.

Galetovic, A. y R. Palma (2004). "Tarificación de la Transmisión Eléctrica Usando Factores GGDF y GLDF: Una Estimacion de sus Efectos Distributivos." *Cuadernos de Economía* 41: 285-314.

Garcia Martinez, M. y F. Bañados (2004). "Impact of EU Organic Product Certification Legislation on Chile Organic Exports." *Food Policy* 29(1): 1-14.

* Gauri, V. y A. Vawda (2004). "Vouchers for Basic Education in Developing Economies: An Accountability Perspective." *World Bank Research Observer* 19(2): 259-80.

Hachette, D. (2004). "Algunos Problemas Económicos Latinoamericanos." Documento de Trabajo N° 275. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

Leturia, F.J. y A. Merino (2004). "Tributación y Minería en Chile: Antecedentes para un Debate Informado." *Estudios Públicos* 95: 193-235.

* Mizala, A. y P. Romaguera (2004). "Teachers' Salary Structure and Incentives in Chile." Serie Economía N° 193. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.

Montero, J.P. (2004). "Markets for Environmental Protection: Design and Performance." *Estudios de Economía* 31(1): 79-99.

Montero, J.P. (2004). "A Model of Arbitration in Regulation." Documento de Trabajo N° 267. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

Montero, J.P. (2004). "Learning in Final-Offer Arbitration with Multiple Offers." Documento de Trabajo N° 270. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

* Montero, J.P. y S. Valdés (2004). "Notas para una Regulación Eficiente de la Transmisión Eléctrica." *Cuadernos de Economía* 41: 255-83.

Peña J., J. Aguirre, y R. Cerda (2004). "Pesca Demersal en Chile: Eficiencia Técnica y Escalas de Operación." *Revista de Análisis Económico* 19(1): 119-60.

* Pollitt, M. (2004). "Electricity Reform in Chile: Lessons for Developing Countries." Cambridge Working Papers in Economics N° 0448.

Sapelli, C. (2004). "Las Estaciones de Servicios en Chile: ¿Compiten o se Coluden?" *Estudios Públicos* 95: 251-91.

Sapelli, C. y A. Torche (2004). "Deserción Escolar y Trabajo Juvenil: ¿Dos Caras de una Misma Decisión?" *Cuadernos de Economía* 41: 173-98.

Taliercio, R. (2004) "Designing Performance: The Semi-Autonomous Revenue Authority Model in Africa and Latin America." World Bank Policy Research Working Paper N° 3423.

* Thorn, K., L. Holm-Nielsen, y J.S. Jeppesen (2004). "Approaches to Results-Based Funding in Tertiary Education: Identifying Finance Reform Options for Chile." World Bank Policy Research Working Paper N° 3436.

RESÚMENES DE ARTÍCULOS SELECCIONADOS

Los textos presentados a continuación son transcripciones literales del original.

Código JEL: E / *MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA*

Mishkin, F. (2004). "Can Inflation Targeting Work in Emerging Market Countries?" NBER Working Paper N° 10646.

This paper explores issues in emerging market countries to make inflation targeting work for them. It starts by outlining why emerging market economies are so different from advanced economies and then discuss why developing strong fiscal, financial and monetary institutions is so critical to the success of inflation targeting in emerging market countries. Then it discusses two emerging market countries which illustrate what it takes to make inflation targeting work well, Chile and Brazil. It

then addresses a particularly complicated issue for central banks in emerging market countries who engage in inflation targeting: how they deal with exchange rate fluctuations. The next topic focuses on the IMF's role in promoting the success of inflation targeting in emerging market countries. The conclusion from this analysis is that inflation targeting is more complicated in emerging market countries and is thus not a panacea. However, inflation targeting done right can be a powerful tool to help promote macroeconomic stability in these countries.

Morandé, F. y C. Noton (2004). "La Conquista de la Inflación en Chile." *Estudios Públicos* 95: 119-68.

Luego de décadas de ardua lucha, Chile ha derrotado recientemente a la inflación y conseguido la tan esquiva estabilidad de precios. Este trabajo se propone analizar algunos aspectos históricos que enmarcan un camino que estuvo plagado de variados programas de estabilización, y verificar la validez empírica de un conjunto de hipótesis sobre la relación entre la inflación y las políticas diseñadas para contenerla. Entre otros resultados, se encuentra que la inflación hasta 1974 tuvo una clara raíz fiscal, pero que la solución de la causa fiscal demostró ser una condición necesaria pero no suficiente para contener definitivamente la inflación. En efecto, señalan los autores, después de que en 1976 desaparecieron los déficits fiscales financiados con emisión monetaria, tuvieron que pasar casi veinte años para que la inflación bajara consistentemente a cifras de un dígito y tres años más para que alcanzara tasas similares a las de países desarrollados. En este trabajo se plantea que la renuencia de diferentes autoridades a reducir más drásticamente la inflación estuvo influida por la sustancial inercia del proceso inflacionario, a su vez vinculada a la amplia indización de diversos precios, y a la desconfianza del mercado frente a la verdadera voluntad antiinflacionaria de quienes tenían a su cargo las políticas macro. A juicio de los autores, sólo el establecimiento de un banco central autónomo en 1989 y la posterior implementación rigurosa y metódica de un esquema de metas de inflación pudieron cambiar lo que hasta entonces había sido un indefectible proceso de regresión de la tasa de inflación a su media histórica. Estos hechos, a su vez, confirmarían que, previo a 1990, la principal falencia de la lucha contra la inflación, una vez superado el problema fiscal, fue la ausencia de un ancla nominal correcta.

Rosende, F. (2004). "Política Monetaria Bajo Incertidumbre: Reflexiones después de Jackson Hole." *Estudios Públicos* 95: 169-91.

Durante la última década se ha verificado un renovado interés, entre los economistas dedicados a estudiar temas de política monetaria, por el diseño de reglas que contribuyan a atenuar las fluctuaciones de la actividad económica en un contexto de baja inflación. Esta línea de trabajo se ha visto estimulada por un prolongado período de crecimiento en los EE.UU., en un contexto de baja inflación y menores fluctuaciones de la actividad, resultado que ha sido atribuido —en buena medida— a una atinada gestión de política monetaria. El tipo de manejo monetario que ha permitido materializar esos resultados, se ha asociado con sencillas reglas de movimiento de la tasa de política monetaria (TPM), donde variables como la "brecha" entre el producto efectivo y el potencial, y entre la inflación efectiva y la meta de la autoridad, son fundamentales. En la versión 2003 de la tradicional conferencia de banqueros centrales, que se realiza anualmente en Jackson Hole, se plantearon importantes cuestionamientos a la hipótesis subyacente en la línea de investigación mencionada, en lo que dice relación a la posibilidad de que el manejo de política monetaria pueda organizarse en términos de reglas explícitas de movimiento

de la TPM. En este trabajo se discuten los principales argumentos expuestos en dicha conferencia y, en particular, los planteamientos del mismo Alan Greenspan.

Vergara, R. (2004). "Taxation and Private Investment: Evidence for Chile." Documento de Trabajo N° 268. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

Along with several structural reforms, Chile embarked upon a major income tax reform in the eighties. Its basic feature was a significant reduction in the corporate income tax rate. The purpose of this paper is to investigate empirically the link between the tax reform and the investment performance of Chile since the reform. Macroeconomic and microeconomic evidence is found to be consistent with the hypothesis of the reduction in the corporate income tax as being one of the determinants of the investment boom of the late eighties and nineties in Chile. Macro data for the period 1975-2003 are used and the evidence indicates that the tax reform explains an increase in private investment of three percentage points of the GDP. On the other hand, information on 87 publicly held companies is used to construct a panel for the period 1980-2002. The microeconomic evidence confirms that investment was positively affected by the tax reform.

Código JEL: F / *ECONOMÍA INTERNACIONAL*

Fischer, R. (2004). "Trade Liberalization in Latin America: The Case of Chile." Serie Economía N° 190. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.

This paper provides an overview and evaluation of trade policies in Chile, as well as the problems facing Chilean trade. It also evaluates the desirability of industrial policy and of a shift away from natural resource based exports.

Código JEL: G / *ECONOMÍA FINANCIERA*

Chan-Lau, J. (2004). "Pension Funds and Emerging Markets." IMF Working Paper N° 04/181.

This paper focuses on the investment behavior of pension funds in developed and emerging market countries. First, it analyzes the main determinants of the emerging market asset allocation of pension funds in developed countries. Second, it assesses how pension funds in emerging markets have contributed to the development of local securities markets. Third, it analyzes the determinants of pension funds' investment performance. The paper concludes with a discussion of why the emerging market asset allocation of pension funds in developed countries is likely to increase and what the challenges faced by pension funds in emerging markets are.

Fernández, V. (2004). "Detection of Breakpoints in Volatility." Serie Economía N° 194. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.

Financial time-series may exhibit breakpoints in unconditional variance due, possibly, to institutional changes. Accounting for such shifts is essential to risk management, forecasting, and hedging. In this article, we test for the presence of structural breaks in volatility by two approaches: the Iterative

Cumulative Sum of Squares (ICSS) algorithm and wavelet analysis. We present a series of examples in which we compare both methods. Specifically, we look at the effect of the outbreak of the Asian crisis and the terrorist attacks of September 11, 2001 on Emerging Asia, Europe, Latin America and North America's stock markets. In addition, we focus on the behavior of interest rates in Chile after the Central Bank switched its monetary policy interest rate from an inflation-indexed to a nominal target in August 2001. Our estimation results show that the number of shifts detected by the two methods is substantially reduced when filtering out the data for both conditional heteroskedasticity and serial correlation.

Zervos, S. (2004). "The Transactions Costs of Primary Market Issuance: The Case of Brazil, Chile, and Mexico." World Bank Policy Research Working Paper N° 3424.

Zervos documents the precise costs of debt and equity issuance, both domestically and internationally, for firms in Brazil, Chile, and Mexico. Costs include investment banking and legal fees, regulatory and exchange listing costs, rating agency fees, and expenditures for marketing and publishing. Her findings suggest that Brazilian firms face similar costs in issuing debt locally or abroad, whereas domestic equity issuance is nearly twice as expensive as debt. While the Chilean domestic corporate debt market is well developed by emerging market standards (size of the market and maturity of issues), Chilean firms can issue debt more cheaply internationally than at home. In addition, while equity financing is cheaper in Chile from a transaction cost perspective, over the past decade most firms have used bonds rather than shares to raise capital. This financing trend is true in all three countries. Finally, Mexican firms can issue debt at the lowest costs of the three, but face the highest equity issuing costs. In addition to documenting these features, the author sheds light on how the investor base in these countries plays a strong role in influencing the ability of firms to access domestic capital markets. This paper—a product of the Financial Sector Operations and Policy Department—is part of a larger effort in the department to understand and promote private sector financing in emerging markets.

Código JEL: O / *DESARROLLO ECONÓMICO, CAMBIO TECNOLÓGICO Y CRECIMIENTO*

Albala-Bertrand, J. y E. Mamatzakis (2004). "The Impact of Public Infrastructure on the Productivity of the Chilean Economy." *Review of Development Economics* 8(2): 266-78.

The aim of this study is to assess the effect of the change in infrastructure capital on the cost structure of the Chilean economy, and, thereby, on productivity, differentiating between two key institutional periods. A further aim is to establish the extent to which infrastructure capital formation affects private capital. The authors use an econometric estimation of the cost elasticity of infrastructure. Conclusions indicate that an increased infrastructure capital reduces the production cost of the economy, thereby, increasing productivity, mostly in the second period. In turn, especially in this latter period, infrastructure capital formation appears to assert both a positive cost-share effect on private capital and a negative cost-share effect on labor. These effects can be explained to a large extent by the significant differences between the institutional structures of the two consecutive periods studied.

Rivera, J. y P. Toledo (2004). "Efectos de la Infraestructura Pública sobre el Crecimiento de la Economía, Evidencia para Chile." *Estudios de Economía* 31(1): 21-38.

A diferencia de otros estudios empíricos, este artículo analiza el efecto de la inversión pública en infraestructura en el crecimiento de Chile. Basándonos en Glomm y Ravikumar (1994) y Yoke (2001), se presenta un modelo estocástico para testear la hipótesis de crecimiento endógeno contra una de crecimiento exógeno. Este modelo permite estimar una relación de largo plazo entre producto, inversión pública en infraestructura y capital privado. Dicha relación es verificada a través del test de cointegración de Johansen para el período 1975-2000. Los resultados muestran que existe una relación entre producto e inversión pública en infraestructura. Sin embargo, este resultado no es consistente con la hipótesis de crecimiento exógeno, ni con la existencia de un efecto "spillover" asociado a la inversión pública. A pesar de lo anterior, las estimaciones sugieren que un incremento del 10% en la inversión pública genera un aumento de 1.6% en el producto (ambas variables expresadas en términos por trabajador).

Código JEL: Y / *NO CLASIFICADOS*

Arellano, S. y P. Serra (2004). "Principios para Tarificar la Transmisión Eléctrica." *Cuadernos de Economía* 41: 231-53.

Este artículo establece que cuando los precios de la energía son regulados usando peakload pricing, los costos del sistema de transmisión deben recaer sobre quienes se benefician de él. La transmisión cumple tres funciones: transportar energía, sustituir capacidad de generación y facilitar la competencia en generación. Al sustituir capacidad o facilitar la competencia, los consumidores son los únicos beneficiados. En el transporte de energía, los beneficiados pueden ser consumidores, generadores o ambos. En particular, cuando la central marginal se localiza en el centro de demanda, el costo marginal de largo plazo recae sobre los generadores que transportan energía hacia él.

Bonilla, C., R. Fischer, R. Lüders, R. Mery, y J. Tagle (2004). "Análisis y Recomendaciones para una Reforma de la Ley de Quiebras." Serie Economía N° 191. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.

Este trabajo presenta una evaluación general del sistema de quiebras en Chile, así como propuestas para mejorar el funcionamiento de éste. El trabajo incluye una comparación del sistema chileno con los sistemas de quiebras de otros países. Por último, presenta antecedentes sobre la tasa de recuperación de créditos; las costas y la duración de los procesos de quiebra; y la tasa de recuperación de acreencias en función del orden de prelación de los acreedores. Se muestra que el proceso de quiebras sufre una serie de deficiencias: i) las impugnaciones entorpecen los procedimientos, ii) el mecanismo de elección de síndicos no es compatible con los objetivos de la ley, iii) la calificación de la quiebra no debería formar parte del proceso de quiebra, iv) los procedimientos de convenios para evitar quiebras pueden ser mejorados; y, iv) el procedimiento de quiebras se puede transformar mediante el traspaso ágil de la propiedad de los activos a los acreedores. Los magros resultados del sistema actual (pese a ser relativamente buenos en el entorno latinoamericano) se verifican con la observación que los procesos son lentos y caros; y que los acreedores valistas reciben sólo un 3% de lo que se les adeuda.

Bräutigam, D. (2004). "The People's Budget? Politics, Participation and Pro-poor Policy." *Development Policy Review* 22(6): 653-68.

Recent moves towards 'participatory' budgeting have raised hopes and expectations that spending and revenue generation can be made more pro-poor if informed citizens and their non-traditional political organizations participate directly in budgeting decisions. This article reviews experiences of participatory budgeting and pro-poor policy-making in Brazil, Ireland, Chile, Mauritius, and Costa Rica. It draws attention to several important issues: Who participates? What kind of institutional framework is necessary? What happened to the revenue-generation side of pro-poor budgeting? It points out that making spending and taxation more 'pro-poor' has historically depended on pro-poor political parties gaining power.

Galetovic, A. y J.R. Inostroza (2004). "Tarificación de la Transmisión Eléctrica: Por qué Licitar es (mucho) Mejor que Regular." *Revista de Análisis Económico* 19(1): 77-117.

There are at least two ways of fixing high voltage transmission tolls. One is to regulate them in standard fashion; another is to allocate new transmission lines in competitive auctions to the bidder offering the lowest toll. In this paper we show that expected tolls are considerably lower if lines are auctioned. Auctions dominate regulation for three reasons. First, bidder competition ensures lower expected tolls. Second, they increase the regulator's bargaining power. Third, if, as in Argentina, project users are allowed to bid and build the line, they can induce even more intense competition. We use our theoretical model to analyze the auction for the fourth Comahue line in Argentina. We show that, had the toll been regulated, it would have been at least 61% higher.

Gauri, V. y A. Vawda (2004). "Vouchers for Basic Education in Developing Economies: An Accountability Perspective." *World Bank Research Observer* 19(2): 259-80.

Advocates argue that voucher programs can correct the incentive problems of education systems in developing economies. An accountability perspective, based on a principal-agent framework, was developed to clarify the arguments for and against education vouchers. An assessment of findings on voucher programs in industrial countries and a review of voucher or quasi-voucher experiences in Bangladesh, Chile, Colombia, Côte d'Ivoire, and the Czech Republic support the usefulness of the analytic framework. The assessment concludes that the policy relevance of voucher programs for developing economies remains uncertain. Major voucher initiatives have been attempted only in countries with a well-developed institutional infrastructure. Some studies find favorable benefits for at least some population groups, but others find limited effects and evidence of increasing social stratification in schools. Whether vouchers lead to better outcomes or greater stratification appears related to specific contexts, institutional variables, and program designs.

Mizala, A. y P. Romaguera (2004). "Teachers' Salary Structure and Incentives in Chile." Serie Economía N° 193. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.

This paper analyses the characteristics of Chilean teachers and the institutional context of teachers' labor market. Salary trends, from 1990 on, are analyzed to show the effects on the behavior of those applying to study pedagogy; in addition teachers' salaries are compared to those of other similar workers. The paper also studies the incentives implicit in the current salary structure for teachers

and offers a preliminary assessment of the impact of the National System of Performance Assessment (SNED) on student outcomes. The SNED is examined for two reasons: until recently, it was the sole monetary incentive associated with teacher evaluations; and similarly, it is the sole incentive that evaluates teachers' performance according to students' results on standardized tests. Finally, the paper presents the opinions of teachers and principals about performance evaluation and monetary incentive payments associated with them.

Montero, J.P. y S. Valdés (2004). "Notas para una Regulación Eficiente de la Transmisión Eléctrica." *Cuadernos de Economía* 41: 255-83.

Estudiamos esquemas de tarificación de la transmisión eléctrica en un contexto donde los precios de la electricidad son determinados en una bolsa de energía. Se pone énfasis en el impacto que significa traspasar, ya sea a través de un cargo fijo mensual o variable dependiente del consumo, directamente a los consumidores, parte de los costos de transmisión. Se encuentra que el uso de cargos variables debilita las señales de localización de generadores y consumidores y empeora los incentivos a la expansión de la transmisión sin lograr ventajas compensatorias (i.e., mayor consumo). Dependiendo de las elasticidades de las curvas de oferta y demanda, en muchos casos es óptimo no traspasar (directamente) ningún costo a los consumidores. Los resultados también se aplican al diseño de precios horarios y precios nudo fijados por regulaciones.

Pollitt, M. (2004). "Electricity Reform in Chile: Lessons for Developing Countries." Cambridge Working Papers in Economics N° 0448.

Chile was the first country in the world to implement a comprehensive reform of its electricity sector in the recent period. Among developing countries only Argentina has had a comparably comprehensive and successful reform. This paper traces the history of the Chilean reform, which began in 1982, and assesses its progress and its lessons. We conclude that the reform has been very successful. We suggest lessons for the generation, transmission and distribution sectors, as well as the economic regulation of electricity and the general institutional environment favourable to reform. We note that while the initial market structure and regulatory arrangements did give rise to certain problems, the overall experience argues strongly for the private ownership and operation of the electricity industry.

Thorn, K., L. Holm-Nielsen, y J.S. Jeppesen (2004). "Approaches to Results-Based Funding in Tertiary Education: Identifying Finance Reform Options for Chile." World Bank Policy Research Working Paper N° 3436.

Unrealized potential exists for increasing accountability and transparency in Chilean tertiary education by allocating resources based on achieved results rather than historical precedence and political negotiation. Against this background, Thorn, Holm-Nielsen, and Jeppesen profile approaches to results-based funding of tertiary education to identify efficacious finance reform options for Chile. International experience shows that financing by results is not a ready-made concept, but a broad label that offers a menu of design options. To decipher results-based funding, the authors cover all phases in designing and implementing a results-based funding system and highlight strengths and weaknesses of concepts, such as taximeter funding, performance contracts, and formula-based allocations. This paper—a product of the Human Development Department, Latin America and the Caribbean Region—is part of a larger effort in the region to increase accountability for results.

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.

Banca Central, Análisis y Políticas Económicas. Volúmenes I al VII.

Banco Central de Chile. 1995.

Banco Central de Chile: Preceptos Constitucionales, Ley Orgánica y Legislación Complementaria. 2000.

Boletín Mensual. Publicación mensual.

Características de los Instrumentos del Mercado Financiero Nacional. 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. 1981-2002. 2003 (edición en español y en inglés).

Constitutional Organic Act of the Central Bank of Chile, Law N°18,840. 2002.

Cuantificación de los Principales Recursos Minerales de Chile (1985-2000). 2001.

Cuentas Ambientales: Metodología de Medición de Recursos Forestales en Unidades Físicas 1985-1996. 2001.

Cuentas Financieras de la Economía Chilena 1986-1990. 1995.

Cuentas Nacionales de Chile: 1960-1983. 1984.

Cuentas Nacionales de Chile: 1974-1985. 1990.

Cuentas Nacionales de Chile: 1985-1992. Síntesis Anticipada. 1993.

Cuentas Nacionales de Chile: 1985-1992. 1994.

Cuentas Nacionales Trimestralizadas: 1980-1983. 1983.

Chile: Crecimiento con Estabilidad. 1996.

Deuda Externa de Chile. Publicación anual. (edición bilingüe).

Disposiciones sobre Conversión de Deuda Externa. 1990.

Documentos de Política Económica. 1 al 10.

Documentos de Trabajo. 1 al 265.

Economía Chilena. Publicación cuatrimestral.

Economía para Todos. Octubre 2004.

Economic and Financial Report. (Publicación mensual desde 1983 a 2003, discontinuada a partir de enero de 2004).

Estatuto de la Inversión Extranjera DL 600. 1993.

Estudios Monetarios. I al XII.

Evolución de Algunos Sectores Exportadores. 1988.

Evolución de la Economía y Perspectivas. (Publicación anual desde 1990 a 1999, discontinuada a partir de 2000).

Evolución de las Principales Normas que Regulan el Mercado Financiero Chileno. Período: Septiembre 1973-Junio 1980. 1981.

Evolución de los Embarques de Exportación. 1988.

General Overview on the Performance of the Chilean Economy: The 1985-1988 Period. 1989.

Guía de Estilo en Inglés. 2001

Indicadores de Comercio Exterior. (Publicación mensual hasta diciembre de 2003 y trimestral a partir del 2004).

Indicadores Económicos y Sociales de Chile 1960-2000. 2001. (ediciones en español y en inglés).

Indicadores Económicos y Sociales Regionales 1980-1989. 1991.

Índices de Exportación: 1986-1999. 2000.

Informativo Diario. Publicación diaria.

Informe de Estabilidad Financiera. Publicación semestral. (ediciones en español y en inglés).

Informe de Política Monetaria. Publicación cuatrimestral. (ediciones en español y en inglés).

Informe Económico de Chile. (Publicación anual desde 1981 a 1984, discontinuada a partir de 1985).

Informe Económico y Financiero. (Publicación quincenal a 2003, discontinuada a partir de enero de 2004).

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.

Matriz de Insumo Producto para la Economía Chilena 1996. 2001.

Memoria Anual del Banco Central de Chile. Publicación anual. (ediciones en español y en inglés).

Modelos Macroeconómicos y Proyecciones del Banco Central de Chile. 2003.

Pintura Chilena Colección Banco Central de Chile. Octubre 2004.

Política Monetaria del Banco Central de Chile: Objetivos y Transmisión. 2000. (ediciones en español y en inglés).

Políticas del Banco Central de Chile. 1997-2003. 2003.

Presentation of the Bill on the Constitutional Organic Law of the Central Bank of Chile. 1989.

Principales Exportaciones y Países de Destino. (Publicación anual desde 1980 a 1982, discontinuada a partir de 1983).

Proyecto de Ley Orgánica Constitucional del Banco Central de Chile. 1988.

Recopilación de la Legislación Bancaria Chilena. 1980.

Serie de Comercio Exterior 1970-1981. 1982.

Serie de Estudios Económicos. 1 al 44.

Series Monetarias. 1979.

Síntesis de Normas de Exportación y Otras Disposiciones Legales. 1987.

Síntesis Estadística de Chile. Publicación anual. (ediciones en español y en inglés).

Síntesis Monetaria y Financiera. Publicación anual.

Para mayor información respecto de las publicaciones del Banco Central de Chile, contactarse con:

Departamento Publicaciones / Banco Central de Chile
Agustinas 1180 - Santiago / Fono: 6702888 - Fax: 6702231

DOCUMENTOS DE TRABAJO

Esta publicación del Banco Central de Chile da a conocer trabajos de investigación en el ámbito económico, teórico o empírico. Su contenido es de exclusiva responsabilidad de los autores y no compromete la opinión del Banco. La versión PDF de los documentos puede obtenerse gratis en la dirección electrónica **http://www.bcentral.cl/Estudios/DTBC/doctrab.htm.** Existe la posibilidad de solicitar una copia impresa contactando al Departamento Publicaciones del Banco o a través del correo electrónico **bcch@bcentral.cl**, con un costo de $500 dentro de Chile y de US$12 al extranjero.

DTBC-273 Octubre 2004
Emerging Market Lending: Is Moral Hazard Endogenous?
Tobias Broer

DTBC-272 Octubre 2004
Exchange Rates and Monetary Policy in Open Economies:
the Experience of Chile in the Nineties
Rodrigo Caputo

DTBC-271 Octubre 2004
General Equilibrium Dynamics of External Shocks
and Policy Changes in Chile
Francisco A. Gallego, Klaus Schmidt-Hebbel, y Luis Servén

DTBC-270 Septiembre 2004
The Effects of Infrastructure Development on Growth
and Income Distribution
César Calderón y Luis Servén

DTBC-269 Septiembre 2004
Trends in Infrastructure in Latin America, 1980-2001
César Calderón y Luis Servén

DTBC-268 Agosto 2004
Age-differentiated Minimum Wages in a Dual Labor Market
ModelMauricio Larraín y Joaquín Poblete

DTBC-267 Julio 2004
Acerca del Nivel Adecuado de las Reservas Internacionales
Claudio Soto, Alberto Naudon, Eduardo López, y Alvaro Aguirre

DTBC-266 Junio 2004
Un Análisis del Comportamiento del Tipo de Cambio Real en Chile
César Calderón

DTBC-265 Junio 2004
Economic Growth in Latin America and the Caribbean: Stylized Facts,
Explanations, and Forecasts
Norman Loayza, Pablo Fajnzylber y César Calderón

DTBC-264 Junio 2004
Chile's Free Trade Agreements: How Big is The Deal?
Rómulo A. Chumacero, Rodrigo Fuentes y Klaus Schmidt-Hebbel

DTBC-263 Mayo 2004
Labor Market Rigidity and Structural Shocks: An Open-Economy
Approach for International Comparisons
Elías Albagli, Pablo García y Jorge Restrepo

DTBC-262 Mayo 2004
Monetarismo Más Allá del M1A
Pablo García y Rodrigo Valdés

DTBC-261 Mayo 2004
Dedollarization, Indexation and Nominalization: The Chilean Experience
Luis Oscar Herrera y Rodrigo Valdés

DTBC-260 Mayo 2004
Forecasting Chilean Industrial Production and Sales with Automated
Procedures
Rómulo Chumacero

DTBC-259 Mayo 2004
Evaluating the Chilean Government's Debt Denomination
Elías Albagli

DTBC-258 Mayo 2004
Desempleo y Consumo en Chile
Claudio Soto

DTBC-257 Mayo 2004
Función de Ingresos de los Hogares Chilenos: Ciclo de Vida y
Persistencia de *Shocks* en el Tiempo
Paulina Granados Z.

DTBC-256 Abril 2004
Rapid Growth of Monetary Aggregates and Inflation: The International
Evidence
José De Gregorio

DTBC-255 Diciembre 2003
Effects of Foreign Exchange Intervention under Public
Information: The Chilean Case
Matías Tapia y Andrea Tokman

DTBC-254 Diciembre 2003
The Monetary Transmission Mechanism in Chile:
A Medium-sized Macroeconometric Model
Carlos García, Pablo García, Igal Magendzo y Jorge Restrepo

DTBC-253 Diciembre 2003
Monetary Policy, Real Exchange Rate, and the Current Account
in a Small Open Economy
Claudio Soto

DTBC-252 Diciembre 2003
Net Foreign Assets and Imperfect Financial Integration:
An Empirical Approach
Jorge Selaive y Vicente Tuesta

DTBC-251 Diciembre 2003
Labor Market Distortions, Employment and Growth:
The Recent Chilean Experience
Raphael Bergoeing, Felipe Morandé y Facundo Piguillem

DTBC-250 Diciembre 2003
The Harberger-Laursen-Metzler Effect Revisited:
An Indirect-utility-function Approach
Roberto Duncan

DTBC-249 Diciembre 2003
Floating, Official Dollarization, and Macroeconomic Volatility:
An Analysis for the Chilean Economy
Roberto Duncan

DTBC-248 Diciembre 2003
Quantifying the Costs of Investment Limits for
Chilean Pension Funds
Solange Berstein y Rómulo Chumacero

DTBC-247 Diciembre 2003
The ECOGEM-Chile Model: A CGE Model for
Environmental and Trade Policy Analysis
Raúl O'Ryan, Carlos De Miguel y Sebastián Miller

DTBC-246 Diciembre 2003
Productivity Growth and Disinflation in Chile
José De Gregorio

DTBC-245 Diciembre 2003
Growth and Adjustment in East Asia and Latin America
José De Gregorio y Jong-Wha Lee

DTBC-244 Diciembre 2003
On the Removal of Agricultural Price Bands in Chile:
A General Equilibrium Analysis
David Holland, Eugenio Figueroa, Roberto Álvarez y John Gilbert

Serie de Libros sobre

Banca Central, Análisis y Políticas Económicas

La serie publica trabajos inéditos sobre banca central y economía en general, con énfasis en temas y políticas relacionados con la conducción económica de los países en desarrollo.

"Es un deber para los encargados de las políticas, en todas partes, estar abiertos a las lecciones que puedan obtener de sus colegas en otros países, y aceptar que las respuestas que fueron correctas en un momento pueden no serlo bajo nuevas circunstancias. En la búsqueda de respuestas correctas, los análisis y perspectivas contenidos en esta serie serán de gran valor para Chile y para todos los restantes países".

Anne Krueger,
Fondo Monetario Internacional

Banco Central de Chile

Para ordenar:
http://www.bcentral.cl/books/serie.htm
bcch@bcentral.cl
Teléfono: (562) 670-2888
Fax: (562) 670-2231

Los precios incluyen costos de transporte y están sujetos a cambio sin aviso previo.

BANKING MARKET STRUCTURE AND MONETARY POLICY
Luis Antonio Ahumada y J. Rodrigo Fuentes, eds.
"...This is a timely and highly policy-relevant collection of papers on the role of banks in the economy. It should be of great interest to banking specialists, as well as to those with an interest in broadesr macroeconomic issues—especially since the authors include some of the leading researchers in both fields".
Jeremy Stein, Universidad de Harvard
Tapa dura, 386 pp. Ch$15.000, US$40.

ECONOMIC GROWTH: SOURCES, TRENDS, AND CYCLES
Norman Loayza y Raimundo Soto, eds.
"An outstanding collection of research articles by leading growth specialists on one of the most significant questions in economics - the sources of variations in growth rates across countries."
Oder Galor, Brown University
Tapa dura, 650 pp. Ch$15.000, US$40.

INFLATION TARGETING: DESIGN, PERFORMANCE, CHALLENGES
Norman Loayza y Raimundo Soto, eds.
"This book provides a wide-ranging review of the state of knowledge in this area, including theoretical aspects as well as specific policy issues.... For anybody interested in monetary policy issues the reading of this book is a must!"
Francisco Rosende, Pontificia Universidad Católica de Chile
Tapa dura, 650 pp. Ch$15.000, US$40.

MONETARY POLICY: RULES AND TRANSMISSION MECHANISMS
Norman Loayza y Klaus Schmidt-Hebbel, eds.
"...This book is a must read for anyone interested in understanding the contribution of monetary policy to stability, growth and prosperity."
Sebastián Edwards, Universidad de California, Los Angeles
Tapa dura, 475 pp. Ch$15.000, US$40.

BANKING, FINANCIAL INTEGRATION, AND INTERNATIONAL CRISES
Leonardo Hernández y Klaus Schmidt-Hebbel, eds.
"...The articles in this book offer an unusually rich and informative perspective on the perils of financial integration, along with the policies and institutions that work and do not work in this process."
Ricardo J. Caballero, Massachusetts Institute of Technology
Tapa dura, 452 pp. Ch$15.000, US$40.

INDEXATION, INFLATION AND MONETARY POLICY
Fernando Lefort y Klaus Schmidt-Hebbel, eds.
"...The volume provides a state-of-the-art analysis of the macroeconomic causes and consequences of indexation... A very useful book".
Andrés Velasco, Universidad de Harvard
Tapa dura, 316 pp. Ch$15.000, US$40.